



XXXV^e CONFERENCE INTERNATIONALE
XXXVth INTERNATIONAL CONFERENCE

ÉCONOMÉTRIE DE LA PROTECTION SOCIALE

SAN JOSÉ - COSTA RICA

IICA - Instituto Interamericano de Cooperacion para la Agricultura

22 - 24 avril 1992

ACTES / PROCEEDINGS

ECONOMETRICS OF SOCIAL PROTECTION

SAN JOSE - COSTA RICA

IICA - Instituto Interamericano de Cooperacion para la Agricultura

April 22 - 24, 1992



II CA = CID 4



XXXV^e CONFERENCE INTERNATIONALE
XXXVth INTERNATIONAL CONFERENCE

IICA-CIDIA

ÉCONOMÉTRIE DE LA PROTECTION SOCIALE

SAN JOSÉ - COSTA RICA

IICA - Instituto Interamericano de Cooperacion para la Agricultura

22 - 24 avril 1992

Avec le parrainage de

With the patronage of

B.I.T. Amérique Centrale

CENDEISS, Costa-Rica

Fondation Mérieux, Lyon, France

IICA - Instituto Interamericano de Cooperacion
para la Agricultura, Costa-Rica

Ministère du Travail et de la Sécurité Sociale, Costa-Rica

O.M.S. Amérique Centrale

Organisation Panaméricaine de la santé (O.P.S.)

Université du Costa-Rica

ECONOMETRICS OF SOCIAL PROTECTION

SAN JOSE - COSTA RICA

IICA - Instituto Interamericano de Cooperacion para la Agricultura

April 22 - 24, 1992

~~00008828~~

11CA
ESD

00005738

716

ECONOMETRICS OF SOCIAL PROTECTION

CONTENTS

HEALTH CARE

UNEMPLOYMENT

SOCIAL SECURITY

RETIREMENT

SOCIAL ISSUES

RISK INSURANCES

TABLE DES MATIERES

	Page
 LA SANTÉ / HEALTH CARE	
<i>Índice de precios de los servicios de salud pública en Costa Rica (1984-1987).</i> BALDARES Manuel J., COTO Olga Marta (Universidad de Costa Rica)	1
<i>Equity in the Spanish health system</i> CALONGE S. (Université de Barcelone, Espagne)	31
<i>An analysis of the symptom of supplier-induced demand effect in the hospital sector : switching regime estimates for Belgium.</i> BUGHIN J. (Université Catholique de Louvain, Belgique)	45
<i>Etude de consommation de biens et services de santé de deux groupes de patient.</i> ESPINOSA J., DURU G. (Université Claude Bernard Lyon 1, France), CHAUFFERIN G. (BOIRON S.A., Lyon, France)	83
<i>Deux formes de cotisations d'assurance sociale en Bulgarie. Analyse économique.</i> DELTCHEVA Eugénie (Inst. Public Health Care, Sofia, Bulgarie)	91
<i>Une analyse transversale de la consommation de soins de santé en Belgique.</i> LAASMAN J.M. (DULBEA, Université Libre Bruxelles, Belgique)	99
<i>L'impact macroéconomique de la pandémie du SIDA, prévisions 1991/2000.</i> LAMBERT Denis-Clair (Université Jean Moulin Lyon III, France)	131
 LE CHOMAGE / UNEMPLOYMENT	
<i>Labor market discrimination and segmentation. Panama 1988.</i> AGUILAR Renato (University of Gothenburg, Suède), HUIDOBRO Guillermo Garcia (PREALC, Panama)	159
<i>A macroeconomic model of social security and juvenile unemployment with smooth quantity-constraints.</i> BUGHIN J. (Université Catholique de Louvain, Belgique), CREVITS P. (Faculté des Sciences Economiques et Sociales, Namur)	181
<i>Analyse des inter-actions du risque chômage et de sa prévention avec les segments constitutifs de la protection sociale complémentaire.</i> KARTCHEVSKY Andrée (Université Paris X Nanterre, France)	211

LA PROTECTION SOCIALE / SOCIAL SECURITY

Page

The demographic factor as one of the key factors of the reshaping of the social security in the period of transition in Romania.

BADEA Elena, POENARU Maria (Ministère de l'Economie et des Finances, Bucarest, Roumanie)

227

Le rendement de l'investissement dans le capital humain pour les organismes de protection sociale : quelques méthodes de calcul.

BICHOT Jacques (Université de Franche-Comté, Besançon, France)

245

Indices de protection sociale.

DE FALLEUR M., GUILLAUME Y., HECQ C., LANGE B., MEULDERS D. (DULBEA, Université Libre de Bruxelles, Belgique)

269

La protection sociale de la mère et du jeune enfant en Europe.

DEMONT F., GRANDBASTIEN B., DRUCKER J. (Centre Hospitalier Universitaire, Tours, France), PIERRE F., SOUTOUL J.H. (Clinique Universitaire de Gynécologie-Obstétrique, Tours, France)

297

Un problème de protection sociale en France : l'articulation des dispositifs d'aide à la pauvreté et d'aide aux handicapés.

JAEGER Marcel, MONCEAU Madeleine (ARSAAP, Bretteville-sur-Laize, France)

319

Mesure de l'équité horizontale et verticale du système d'Assurance-Maladie français : une approche économétrique de la justice distributive aristotélicienne.

LACHAUD Claire, ROCHAIX Lise, AURAY Jean-Paul (Université Claude Bernard Lyon 1, France)

327

The political choice of the optimal exchange rate regime.

RULAND L.J., VIAENE J.M. (Erasmus University Rotterdam, Pays-Bas)

343

LA RETRAITE / RETIREMENT

Longevity : impact and solutions.

ALTING VON GEUSAU Bob J.J. (University of Amsterdam, Pays-Bas)

365

Reflexiones sobre el envejecimiento de la población y sus influencias en los sistemas de pensiones.

ARGUELLES TEJEDA Fernando (CIESS, Mexico, Mexique)

373

L'impact des systèmes de pré-retraite sur les taux d'activité des travailleurs âgés.

CALCOEN Francis, GREINER Dominique (CRESGE-LABORES, Lille, France), COUSINEAU Jean-Michel (Université de Montréal, Canada)

411

The earnings-related state pension, indexation and lifetime redistribution in the UK.

CREEDY John, DISNEY Richard, WHITEHOUSE Edward (University of Kent at Canterbury, UK)

435

Proceso de jubilación en la Universidad Nacional. Proyección 1991-2015.

DURAN JIMENEZ Vilma (Universidad Nacional, Costa Rica)

465

LE SOCIAL / SOCIAL ISSUES

- Modelo de intervencion para redistribuir el ingreso en familias con riesgo social.
Sistema de información social (S.I.S.).*
PACHECO MENA Mario, BRENES BLANCO Adelina, PASTOR TASIES Zaday
(CENDEISS, Costa Rica) 491
- Le modèle MIMIC et la mesure de la pauvreté des salariés au Costa Rica.*
CARDENAS Patricia (Université Claude Bernard Lyon 1, France) 503
- Malnutrition, mortality and public action.*
GAIHA Raghav (University of Delhi, Inde), SPINEDI Marco (Bologne, Italie) 525
- Evaluation of the geriatric assessment programme in Western Australia*
RHYS HEARN Catherine (University of Western Australia) 569
- El efecto de la inflación sobre el ingreso disponible real del individuo y sobre el ingreso estatal.*
VON HOEGEN Miguel (Universidad Rafael Landivar, Guatemala) 579
- Training of senior medical professional for the countryside by oriented enrollment and assignment.*
WANG Hanfeng, YING yi (Ministry of Public Health, Chine) 597

ASSURANCES-RISQUES / RISK INSURANCES

- Aperçu des implications économiques du développement des cartes à microprocesseur
dans le domaine de la santé.*
DURAND Dominique (Revue Prévenir, Paris, France) 609
- Demand analysis of the private health insurance*
GONZALES Y., MURILLO C. (Université de Barcelone, Espagne) 617
- The value of safety : a comparison of two approaches.*
PEDRO Carmen, LANOIE Paul (Ecole des Hautes Etudes Commerciales,
Montréal, Canada) 637
- Health insurances in Spain*
MURILLO C., GONZALES Y. (Université de Barcelone, Espagne) 667

INDEX DES AUTEURS 687

LA SANTÉ / HEALTH CARE

INDICE DE PRECIOS DE LOS SERVICIOS DE
SALUD PUBLICA EN COSTA RICA
(1984-1987)

Manuel J. Baldares *

Olga Marta Coto **

* Director del Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas,
Universidad de Costa Rica.

** Investigadora del Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas,
Universidad de Costa Rica.

INDICE DE CONTENIDO

I.	INTRODUCCION.....	
II.	METODOLOGIA.....	
	2.1 Determinación del período base.....	
	2.2 Cifras globales para diciembre de 1985.....	
	2.3 Escogencia de los componentes del índice.....	
	2.4 Análisis de los componentes del índice.....	
	2.5 Fórmulas Utilizadas.....	
III.	RESULTADOS.....	
	3.1 Introducción.....	
	3.2 Resultados Principales.....	
	3.3 Comparación con otros índices de precios.....	
IV.	ACTUALIZACION DEL INDICE.....	
	BIBLIOGRAFIA.....	

I. INTRODUCCION

El proceso inflacionario que ha experimentado Costa Rica en la presente década ha hecho pensar en la necesidad de construir diversos índices de precios que puedan servir para expresar en valores constantes un conjunto de series económicas correspondientes a sectores o actividades que se consideran prioritarios en la vida nacional. el sector salud es uno de ellos y el presente trabajo se orienta precisamente a la elaboración de índices que sean usados para deflatar los precios con que han funcionado los servicios de salud pública en los últimos años.

Los índices de precios más utilizados en el país son el del "consumidor de ingresos medios y bajos del Area Metropolitana", el de ventas al por mayor y el deflator implícito del PIB, sin que ninguno de ellos sea lo suficientemente apropiado para deflatar las cifras económicas del sector salud. De aquí que se emprendiera la tarea de determinar una "canasta" de bienes y servicios en dicho sector, que permita medir con suficiente confiabilidad la evolución en sus costos a través del tiempo. Con la metodología aquí establecida se podrá en lo sucesivo actualizar el índice.

Para la determinación de los componentes del índice se escogieron dos instituciones y dentro de ellas dos tipos de gastos. Las instituciones son la Caja Costarricense del Seguro Social y el Ministerio de Salud. Los gastos se refieren por un lado a la remuneración de los servicios personales y por el otro a las compras de medicamentos y materiales propios del funcionamiento de esas instituciones. Los servicios personales pueden a su vez desglosarse según tipo de trabajador: médicos, otros profesionales en ciencias médicas (odontólogos, microbiólogos, farmacéuticos, etc.), personal paramédico (incluye personal de enfermería), administrativos y servicios generales. Aunque en un principio se pensó en la conveniencia de incluir como otro componente la renta implícita del capital, no fue posible hacerlo, dada la carencia de información contable con relación a este rubro.

En el Capítulo que sigue se describe la metodología utilizada en la investigación y en el III se presentan los resultados; finalmente, en el Capítulo IV se describen los pasos a seguir para continuar con la actualización del índice a partir de 1988.

II. METODOLOGIA

2.1 Determinación del periodo base

Cuando se planeó el presente estudio, se decidió que cubriera el periodo 1980-1986. Sin embargo, al empezar a consultar los archivos de las dos instituciones involucradas, se llegó a la conclusión de que era prácticamente imposible rescatar información básica para los años 1980-1983, por lo que no quedó más camino que arrancar en 1984 y terminar en 1987, por ser éste el último año con el que se contaba con información completa. Para determinar el periodo base para el índice, se consultó con los funcionarios más directamente vinculados con el manejo de las cifras de sueldos, llegándose a la conclusión de que 1985 había sido un año relativamente estable en lo que se refiere a ese tipo de erogación. Como las planillas se procesan mensualmente, se pensó entonces en cual de los meses sería el más indicado. La elección recayó en diciembre, bajo el argumento de que en él se encuentran reflejados todos los diferentes componentes del salario que el trabajador ha venido acumulando a través del año. Además, al comparar el valor alcanzado por el índice en diciembre del año anterior, se tendrá el cambio en precios durante el año completo en estudio.

Por lo anteriormente dicho y por ser los gastos en personal el mayor componente del índice, se decidió que éste tuviera como base diciembre de 1985. Para 1984, 1986 y 1987, en consecuencia, se tomaron las cifras correspondientes al mes de diciembre como representativas de todo el año.

En lo concerniente a los gastos en medicamentos y materiales, los listados de las instituciones reportan los totales anuales. Como el período base está referido a un mes determinado, se hizo uso del supuesto de que estos gastos se reparten uniformemente a través del año, lo que implica que el monto correspondiente a diciembre se obtuvo de dividir entre doce el monto anual.

2.2 Cifras globales para diciembre de 1985

Se tropezó con múltiples problemas a la hora de recopilar la información básica. Pese a la buena disposición de algunos de los funcionarios encargados de archivarla, hubo que recurrir a diversas dependencias, ya que, dada la complejidad y cobertura de ambas instituciones, los datos se encuentran muy dispersos, sin que se cuente aún con un sistema eficiente que centralice esta actividad. Estos problemas ocasionaron un atraso considerable en la conclusión de este estudio, quedando latente la duda de si todo el esfuerzo realizado por investigadores y asistentes del Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas (IICE) fue capaz de superar las deficiencias apuntadas.

Al quedar concluida la labor de recopilación para el período base (diciembre de 1985), se obtuvieron las cifras globales que aparecen en el Cuadro 1. Los resultados principales derivados de este Cuadro son los siguientes:

a) La Caja Costarricense de Seguro Social tiene un peso extraordinario en el sector salud, ya que sus gastos representan un 85% de los de ese sector, correspondiendo el 15% restante al Ministerio de Salud.

b) Los gastos de servicios personales son los más importantes, pues acaparan cuatro quintas partes de los gastos totales del sector salud, mientras que la quinta parte restante corresponde a los gastos en materiales y medicamentos. Esta relación entre gastos personales y no personales se presenta tanto en la CCSS como en el Ministerio de Salud.

CUADRO 1
 GASTOS DEL SECTOR SALUD, SEGUN INSTITUCION Y TIPO DE GASTO: .
 DICIEMBRE DE 1985
 (En colones)

Institución y Tipo de Gasto	Monto	Porcentaje
CAJA COSTARRICENSE DE SEGURO SOCIAL		
Servicios Personales	¢376.318.677	67.67
Materiales y Medicamentos	97.618.862	17.55
	-----	-----
TOTAL CCSS	473.937.539	85.22
 MINISTERIO DE SALUD		
Servicios Personales	.65.293.326	11.74
Materiales y Medicamentos	16.895.601	3.04
	-----	-----
TOTAL M.S.	82.188.927	14.78
 SECTOR SALUD		
Servicios Personales	441.612.003	79.41
Materiales y Medicamentos	114.514.463	20.59
	-----	-----
TOTAL SECTOR SALUD	¢556.126.466	100.00

Fuente: Elaboración propia del IICE

2.3 Escogencia de los componentes del indice

De los listados correspondientes a las dos instituciones estudiadas se obtuvieron los siguientes totales en lo que respecta al número de puestos de trabajo y al número de diferentes materiales y medicamentos:

	CCSS	M.S.	TOTAL
Número de puestos de trabajo	397	223	620
Número de materiales y medicamentos*	988	513	1501

*No se consideran en estos totales aquellos artículos cuyo monto monetario fue inferior al 0.01% de lo gastado en cada institución en el rubro de materiales y medicamentos.

Para determinar cuáles de todos estos puestos y artículos pasarían a ser los componentes del índice de precios del sector salud, se utilizaron los siguientes criterios:

a) Para los puestos de trabajo se decidió incluir en la "canasta" todos aquellos que tuvieran un número de funcionarios no inferior a un 0.5 por ciento del total de empleados de la respectiva institución, o bien aquellos cuyo monto total de sueldos no fuera inferior a un 0.5 por ciento del total de sueldos pagados por la respectiva institución.

b) Para los artículos se decidió incluir aquéllos cuyo gasto en el período fue de al menos un 0.05 por ciento del total gastado por la institución en materiales y medicamentos.

La aplicación de los anteriores criterios dio como resultado una canasta de bienes y servicios cuyo número de puestos quedó reducido a 47 (35 de la CCSS y 12 del M.S.) y el de artículos a 85 (69 de la CCSS y 16 del M.S.), con una cobertura bastante amplia, tanto con relación al total de empleados como a los gastos globales de las instituciones estudiadas, según puede observarse en el Cuadro 2.

CUADRO 2
COBERTURA PORCENTUAL DE LOS PUESTOS Y ARTICULOS INCLUIDOS EN
EL INDICE DE PRECIOS DEL SECTOR SALUD,
SEGUN INSTITUCIONES. 1985.

Tipo de Gasto e Institución	Cobertura Porcentual	
	Gasto (%)	No. Trabajadores
<u>Gastos Personales:</u>		
Caja Costarricense Seguro Social	79.35	79.33
Ministerio de Salud	51.29	54.92
<u>Materiales y Medicamentos:</u>		
Caja Costarricense Seguro Social	50.12	n.a. 1/
Ministerio de Salud	83.74	n.a.

1/ No se aplica

La lista completa de los componentes del índice se presenta en el Cuadro 3. Para los puestos y artículos que no pasaron a formar parte de esta lista se siguió el criterio de asignarlos (o imputarlos), con sus correspondientes ponderaciones, a aquellos puestos o artículos más afines, siendo así como se obtuvieron las ponderaciones finales del índice de precios, observables en este Cuadro, tanto para el índice general como para cada una de sus cuatro subdivisiones. En la última columna están los salarios promedio para cada puesto (en diciembre de 1985) y el precio promedio de cada material y medicamento. Los salarios promedio para cada puesto incluyen todo tipo de remuneraciones adicionales, tales como anualidades, horas extra, guardas nocturnas, jefaturas, zonaje, incentivos por méritos académicos, etc.

2.4 Análisis de los componentes del índice

Del análisis del Cuadro 3 resaltan los siguientes resultados:

a) El grupo laboral que tiene una mayor ponderación en las dos instituciones es el de "Paramédicos" (30.27% del gasto total en salud); dentro de este grupo sobresale el puesto de "Auxiliar de Enfermería".

Cuadro 3 Componentes, Unidad de Medida,ponderaciones y Precios/Salarios del Índice de Precios del Sector Salud, según tipo de gasto e Institución (Base: Diciembre 1985 =100)

Código 1/	Tipo de Gasto e Institución	Unidad de Medida 2/	PONDERACION		Precio/Salario 3/
			General	Subdivisión	
TOTAL			100.00		
PUESTOS			79.41		
CAJA COSTARRICENSE DE SEGURO SOCIAL			67.67	100.00	
PROFESIONALES EN CIENCIAS MEDICAS			19.39	28.63	
22220	MEDICO ESPECIALISTA		6.3379	9.37	60128.58
22180	MEDICO ASISTENTE		3.1265	4.62	34528.83
21101	MEDICO JEFE 2		1.8435	2.72	71681.84
22205	MEDICO RESIDENTE		1.7052	2.52	67158.93
21102	MEDICO JEFE 3		1.9435	2.87	64568.01
23202	MICROBIOLOGO CLINICO 2		0.6460	1.25	49577.12
22120	ODONTOLOGO GENERAL		0.7368	1.16	35728.70
23203	MICROBIOLOGO CLINICO 3		1.9178	2.83	53582.16
23147	FARMACEUTICO 2		0.8679	1.26	46380.58
ADMINISTRACION			9.50	14.04	
03505	OFICINISTA 1		3.1532	4.66	11573.72
03601	OFICINISTA 2		1.2397	1.82	12430.34
03507	AUXILIAR DE CONSULTORIO		0.7164	1.06	11825.91
03801	OFICINISTA 4		1.0874	1.61	13649.77
03705	OFICINISTA 3		0.9549	1.28	13253.76
03605	RECEP. DE CONSULTA		1.2661	1.87	12095.71
01519	INSPECT. LEYES Y REGL. 2		0.7929	1.17	18051.50
03703	SECRETARIA 1		0.3549	0.57	12449.01
SERVICIOS PERSONALES			12.67	20.21	
00101	TRABAJADOR MICELANEO 1		5.6590	8.42	11778.24
06001	SUARDA		1.4464	2.14	13434.22
00111	AUXILIAR DE LAVANDERIA 1		2.1812	3.22	11790.81
00103	MENSAJERO 1		0.7220	1.07	11463.96
00206	COCINERO		1.0655	1.57	13167.30
00607	OPERARIO DE MANTEN. 2		0.9928	1.48	13622.03
00205	AUXILIAR DE MANTEN.		0.7825	1.17	11480.38
07101	CHOFER DE AMBULANCIA		0.7709	1.14	13250.76

PARAMEDICOS			25.12	37.13	
01325	AUXILIAR ENFERMERIA 1 Y 2		9.1190	13.48	17950.36
06104	ASISTENTE DE PACIENTES		2.7492	4.06	12781.29
00210	AUXILIAR DE QUIROFANO		1.3867	2.05	14083.05
01210	AUXILIAR DE FARMACIA 3		3.6311	5.37	15120.28
01202	AUXILIAR LAB. CLINICO 3		2.0365	3.01	13830.01
06215	AUXILIAR DE FARMACIA 2		0.5851	0.86	10928.64
00105	AUXILIAR LAB. CLINICO 1		0.3333	0.49	11374.60
02009	ENFERMERA 1		2.7040	4.00	22300.32
02120	ENFERMERA 2		1.3527	2.00	25885.97
02121	ENFERMERA 3		1.2243	1.81	25978.89
MINISTERIO DE SALUD			11.74	100.00	
PROFESIONALES EN CIENCIAS MEDICAS			2.15	18.32	
	MEDICO JEFE 2		1.1323	9.64	33537.28
	ODONTOLOGO GENERAL		1.0186	8.68	30926.40
ADMINISTRACION			1.60	13.63	
	INSPECTOR 1		1.5998	13.63	12002.50
SERVICIOS GENERALES			2.84	24.17	
	TRABAJADOR MISCELANEO 1		0.5596	4.77	11361.50
	COCINERA		1.0350	8.82	11381.50
	CONSERJE 1		0.8253	7.03	11381.50
	CHOFER 1		0.4180	3.56	11631.00
PARAMEDICOS			3.15	43.88	
	AUXILIAR DE ENFERMERIA 1		2.2879	19.49	14541.00
	ASISTENTE DENTAL		0.7103	6.05	17517.00
	ASISTENTE DE NUTRICION 1		0.6291	5.36	13517.00
	AUXILIAR PARAMEDICO		0.5499	4.68	13517.00
	ENFERMERA 3		0.9751	9.31	21374.30
MATERIALES Y MEDICAMENTOS			20.59		
CAJA COSTARRICENSE DEL SEGURO SOCIAL			17.55	100.00	
5-50-01-0100	COLCHAS DE TELA	UN	0.3894	2.22	344.96
5-50-01-0200	SABANAS	UN	0.4888	2.78	300.03
5-10-02-0300	LIENZO COLOR VERDE	MT	0.4392	2.50	178.90
5-10-01-0140	MANTA CRUDA 228.6 cm.	MT	0.4129	2.35	134.50
3-12-01-0090	SACOS DE ARROZ	KGR	0.0989	0.56	24.47
3-08-01-0100	AZUCAR REFINADO	KGR	0.1037	0.59	20.07
1-90-02-0080	BLANQUEADOR ORGANICO	KGR	0.3011	1.72	106.56
4-30-02-0160	PAPEL HIGIENICO	UN	0.0976	0.56	7.92

4-60-07-0040	BOLSAS DE SOLUCIONES	UN	0.6272	3.57	9.40
4-60-07-0360	CAJAS DE LATA 1 ONZA	CN	0.3103	1.77	247.08
4-60-08-0240	FRASCO DE VIDRIO 180 ml.	CN	0.4838	2.76	682.89
1-50-04-0140	ALCOHOL PURO 95 G.	LT	0.1636	0.93	52.14
1-10-50-7150	LINIMENTO CON METILO	FCO	0.1929	1.04	15.45
1-10-32-6240	ANTIACIDO COMPUESTO	FCO	0.0756	0.43	19.35
1-10-50-6770	TRES B-FOSFATOS	FR	0.1309	0.75	14.40
1-87-39-3280	VITAMINA B-12	FR	0.0982	0.56	12.01
1-50-23-7600	TEOFILINA ELIXIR	FCO	0.1351	0.77	13.85
1-87-39-4360	HIDROXAL FR	FCO	0.1959	1.12	12.59
1-10-46-7300	PAICOS	TUB	0.1082	0.62	14.50
1-10-16-0010	ACETAMINOFEN 300 mg.	CN	0.1104	0.63	33.51
1-10-98-1030	ALFA METILDOPA 250 mg.	CN	0.6814	3.88	127.85
1-87-44-1535	CEFALEXINA 250 mg.	CN	0.2577	1.47	296.94
1-10-32-0310	CIMETIDINA GRABEA 300 mg.	CN	0.1676	0.96	155.53
1-10-02-0500	DICLOXACILINA 250 mg.	CN	0.1797	1.02	164.99
1-10-02-0630	ERITROMICINA 250 mg.	CN	0.1465	0.84	198.48
1-10-28-0540	EPAMIN 100 mg.	CN	0.0786	0.45	86.44
1-10-32-0570	DIMETILPOLISILOXANO 40 mg.	CN	0.1424	0.81	104.38
1-10-04-0820	GRISEOFULVINA 500 MG	CN	0.1296	0.74	268.60
1-10-21-0920	HIOSCINA 10 mg.	CN	0.1170	0.67	115.28
1-10-14-0960	INDOMETACINA 25 mg.	CN	0.3735	1.88	27.85
1-10-14-0930	NOTRIN 400 mg.	CN	0.2142	1.22	116.21
1-10-30-1650	MELERIL	CN	0.1798	1.02	282.79
1-10-10-1220	NIFEDIPINO	CR	0.2366	1.35	475.15
1-10-32-0610	TRACTIN	CN	0.1400	0.80	72.16
1-10-02-1730	TRIMETOPRIN SULFA	CN	0.3604	2.05	102.07
1-10-41-5000	ADRIAMICINA 10 mg.	AM	0.2869	1.63	889.77
1-10-43-3080	AGUA BIDESTILADA 50 ml.	FCO	0.1952	1.11	11.62
1-10-02-3120	AMICACINA 500 mg.	AM	0.1043	0.59	163.03
1-10-02-0190	AMPICILINA 500 MG	AM	0.5220	2.97	7.91
1-10-02-3260	CARBENICILINA 5 g.	FR	0.1630	0.59	407.58
1-10-02-3270	CEFALOTINA 1 g.	AM	0.1505	0.86	34.46
1-10-41-3360	CISPLATINUM 10 MG	1	0.0829	0.47	899.09
1-10-02-3320	CLINDAMICINA FOSF.	FCO	0.4337	2.47	299.74
1-10-43-3470	INV. DEXTROSA 5 PC 250	AM	0.0744	0.42	23.65
1-10-02-3660	DICLOXACILINA 250 mg.	AM	0.0922	0.53	14.01
1-10-16-3710	DIPIRONA 1 g. AM	AM	0.0510	0.52	4.49
1-10-37-3850	FENOTEROL BROMHIDRATO 0.5 mg.	AM	0.1842	1.05	104.07
1-10-02-3970	GENTAMICINA 80 mg.	AM	0.1087	0.62	9.11
1-10-29-4125	INSULINA ZINC 80 U	FCO	0.4926	2.29	132.77
1-10-02-4400	PENICIL BENZET	AM	0.3813	2.17	9.45
1-10-34-4290	SOLUCION MEDROL 500 mg.	FR	0.2316	1.32	647.86
1-10-43-3490	DEXTROSA 5 (1000 ML)	LT	0.1441	0.82	59.58
1-10-43-3570	SUERO MIXTO 1000 ml.	LT	0.7056	4.02	37.57
1-10-24-6640	DEXTROMETORFAN JARABE	FCO	0.1830	1.04	15.37
1-10-25-6580	ELIXIR DIMETAP	FCO	0.3306	1.88	19.45
1-10-46-6510	HEXACLOROFENO EMULSION	FR	0.1083	0.61	223.58
1-10-02-6810	PANTOMICINA 250 mg. / 5 ml.	FCO	0.2097	1.19	37.16
1-10-23-7510	SALBUTANOL 2 mg.	FR	0.1123	0.64	17.28
1-10-02-7720	TRIMETHOPRIN SUL 200 mg.	FR	0.4067	2.28	21.65
1-10-46-2620	HIDROCORTIZONA UNGUENTO	TUB	0.3078	1.75	19.54
2-94-01-0540	ALBODON	FR	0.0632	0.36	102.03
2-03-01-0990	CATETER INTRAVENOSO	UN	0.2074	1.18	18.40
2-94-01-1580	EQUIPOS PARA SUERO	UN	0.0868	0.49	86.72
2-94-01-1680	TERUFUSION	UN	0.2924	1.67	20.70

2-94-01-2520	ESPADADRAPO DE 12 p. 6	UN	0.1352	0.77	354.75
2-94-01-0300	TORUNDAS DE GASA	UN	0.1161	0.66	2.21
2-94-01-1780	GASA QUIRURGICA	PZA	0.7802	4.44	1213.02
2-64-01-1220	PLACAS RADICL. 14x17	CJA	1.0346	5.89	3943.56
4-70-07-0320	FORMULA 176	CN	0.5773	3.29	469.84
MINISTERIO DE SALUD			3.04	100.00	
21201003	CLOROQUINA 150 mg.	TAB	0.0856	2.82	0.62
21201007	MEBENDAZOLE 100 mg.	TAB	0.0617	2.03	0.63
21201010	PAMATO DE PIRANTEL	TAB	0.2464	8.11	2.42
21209001	HIDROCLOROTIAZIDA	TAB	0.0957	3.15	0.15
21224002	DEXTROMETORFAN 3X JARABE	FCC	0.1058	3.48	20.51
21242002	VITERRA PRENATAL	TAB	0.0516	1.70	1.35
21246003	MECICINA SACITRACINA 15 g.	TUB	0.0949	3.12	13.56
21290001	ALEACION DE PLATA 31 g.	FCC	0.0940	3.10	349.32
21290002	ANESTESICO DENTAL CARP. 1.9 ml	UNI	0.1097	3.41	6.79
21290017	MERCURIO TRIDESTILADO	FCC	0.0546	1.80	649.45
23470093	INFORME ENFERM. DECL. OBLIGAT. BLK		0.1018	3.35	107.00
23491027	CONTROL CONSULTA PLANIFICACION BLK		0.0766	2.52	107.00
28620022	ALGODON ABSORBENTE 460 gr.	RLL	0.1593	5.25	153.10
40000 03	LECHE INTEGRAL	KGR	1.1098	36.53	131.60
40000 05	VITALECHE	KGR	0.3830	12.61	22.17
40000 06	ACEITE VEGETAL	GAL	0.2075	6.83	140.43

1/ Los códigos anotados, son los vigentes a octubre de 1988

2/ UN = Unidad FR, FCC = Frasco CJA = Caja
 MT = Metros TUB = Tubo TAB = Tableta
 KS = Kilogr AM = Ampolla BLK = Bloque
 CN = Ciento PA = Paquete RLL = Rollo
 LT = Litros PZA = Pieza GAL = Galón

3/ Precio Unitario de Materiales y Medicamentos en 1985
 Salario Promedio de diciembre de 1985

b) El siguiente grupo en importancia en la CCSS es el de "Profesional en Ciencias Médicas", mientras que en el Ministerio de Salud lo es el de "Servicios Generales".

c) En general los sueldos promedio de los trabajadores de la CCSS son más elevados que los del MS, para puestos equivalentes. Esta diferencia es mayor en el caso de los "Profesionales en Ciencias Médicas". Parte de lo que explica esta diferencia en remuneración se encuentra en el hecho de que en la CCSS, por el tipo de servicios que presta, es más frecuente la presencia de pagos de horas extra, guardas nocturnas, jefaturas y subjefaturas, etc.

d) Los puestos correspondientes a "Administración" son los que tienen una menor relevancia en el índice, lo cual es válido para las dos instituciones.

e) La lista de artículos (materiales y medicamentos) es muy amplia y variada para la CCSS, no así para el MS, lo cual se explica por la gran diferencia en cuanto a funciones que tienen ambas entidades.

f) En la Caja, las "placas radiológicas" y la "gasa quirúrgica" son los artículos con mayor ponderación (5.89% y 4.44%, respectivamente), quedando los restantes 67 artículos con una participación individual muy diluida.

g) En el Ministerio se presenta una elevada concentración en "leche íntegra" (36.53%) y "Vitaleche" (12.61%), siguiéndoles en importancia "pomoato de pirantel", "aceite vegetal" y "algodón absorbente"; los restantes 11 artículos tienen menor repercusión.

2.5 Fórmulas Utilizadas

La primera fórmula utilizada para calcular los índices para el período 1984-87 fue la usual de Laspeyres:

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n P_{i,t} Q_{i,0}}{\sum_{i=1}^n P_{i,0} Q_{i,0}} \times 100 \quad (i)$$

donde:

- I_t = Índice en el año t
- $P_{i,t}$ = precio promedio del artículo o servicio i en el período t.
- $Q_{i,0}$ = ponderación del artículo o servicio i en el período base (1985).
- $P_{i,0}$ = precio promedio del artículo o servicio i en el período base.
- n = número de componentes de la "canasta".

También se usó, de manera complementaria una fórmula modificada de Laspeyres, según la siguiente expresión:

$$I_t = I_{t-1} \left[\frac{\sum_{i=1}^n P_{i,t-1} Q_{i,0} \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}}{\sum_{i=1}^n P_{i,t-1} Q_{i,0}} \right] \quad (2)$$

donde, además de las definiciones dadas para la fórmula (1), están las siguientes:

I_{t-1} = Índice en el año anterior al año t .

$P_{i,t-1}$ = precio promedio del artículo o servicio i en el año anterior al año t

La fórmula (1) tiene los ponderadores fijos $Q_{i,0}$ y compara el costo de la canasta en el periodo base. La fórmula (2), al utilizar el relativo de precios ($P_{i,t}/P_{i,t-1}$) da una mayor flexibilidad, ya que permite incluir o excluir bienes y servicios de la canasta. Este proceso de encadenamiento del índice I_t con su antecesor I_{t-1} resulta de mucha utilidad cuando se presentan variantes de importancia en la composición de la canasta.

III. RESULTADOS

3.1 Introducción

Al aplicar las formulas (1) y (2) anteriores a la "canasta" de puestos y materiales del cuadro 3, se obtienen los índices de precios del Sector Salud para el período 1984-1987. Siendo 1985 el año base, su correspondiente índice de precios es 100.00. Para los años anterior y posterior al año base (1984 y 1986) la aplicación de las fórmulas (1) y (2) da los mismos resultados para los índices, lo cual va implícito en el contexto de esas fórmulas. Para los demás años, los valores resultantes de aplicar una u otra fórmula generalmente varían, como en el caso de 1987.

En el cuadro 4 se presentan los valores alcanzados por el índice general de precios del Sector Salud para el período 1984-1987, así como para cada una de las instituciones que lo conforman (CCSS y MS) y para sus dos grandes componentes: Servicios Personales (desglosado) y Servicios No-Personales.

La interpretación de esos valores es muy sencilla y siempre va referida al año base (1985). Así, por ejemplo el valor 119.12 (primera fila y última columna) indica que, para el conjunto de puestos y materiales que conformaban la "canasta" en 1985 (Cuadro 3), su costo, en 1987, aumentó en un 19.12%, con relación a lo que esa misma "canasta" costaba

en el año base. Debe aclararse que este aumento de 19.12% corresponde a la aplicación de la fórmula de Laspeyres, ya que si se usa la fórmula (2) el incremento es de 15.83%.

CUADRO 4

INDICES DE PRECIOS DEL SECTOR SALUD, SEGUN INSTITUCION
Y TIPO DE GASTO: 1984-87

Componente del Índice	1984	1985	1986	1987	
				Fórmula (2)	Laspeyres
INDICE GENERAL	70.83	100.00	102.84	115.83	119.12
CAJA COSTARRICENSE SEGURO SOCIAL	69.56	100.00	102.08	119.02	118.84
MINISTERIO DE SALUD	82.27	100.00	109.73	110.89	121.68
SERV. PERSONALES	70.73	100.00	102.96	115.76	119.18
Profes. Ciencias Médicas	59.80	100.00	94.48	117.89	111.39
Médicos	59.60	100.00	93.65	118.24	110.73
Otros Profes. Cs. Médicas	60.50	100.00	97.55	116.66	113.80
Paramédicos	81.80	100.00	114.02	113.88	129.84
Administración	95.57	100.00	114.40	112.48	128.68
Serv. Generales	87.26	100.00	114.80	112.83	129.53
SERVICIOS NO PER- SONALES	94.95	100.00	73.95	140.65	104.01

3.2 Resultados Principales

Los resultados más importantes del cuadro 4 son los siguientes:

a) Para el índice general, el cambio más pronunciado en el índice se dio entre 1984 y 1985, mientras que el más moderado se presentó entre 1985 y 1986.

b) Los índices de la CCSS están mucho más cercanos al índice general que lo que están los índices del MS. Esto se explica por el mayor aporte (85%) de la primera institución a la "canasta". En otras palabras, los movimientos en los niveles de sueldos y costos de materiales en la CCSS tienen un impacto mayor en el índice que los correspondientes movimientos en el MS.

c) Los valores que toman el índice general y el índice de "Servicios Personales" son casi coincidentes, mientras que el de "Servicios No-personales" se aleja notablemente. La explicación está en que los "Servicios Personales" representan cuatro quintas partes de la ponderación total de la canasta. Una conclusión práctica e interesante de este resultado es que, de mantenerse en años subsiguientes esta situación, el índice de "Servicios Personales" podría utilizarse como índice general del sector salud. Esto significa que este índice está determinado por la política de salarios que rija en ese sector.

d) Entre 1985 y 1986 los "Profesionales en Ciencias Médicas" (que habían tenido un gran incremento salarial entre 1984 y 1985) sufrieron una baja en sus remuneraciones. Por el otro lado, el "Personal No-profesional" (paramédicos, administración y servicios generales), que habían recibido un incremento de menor cuantía entre 1984 y 1985, alcanzaron un aumento cercano al 14% entre 1985 y 1986.

e) Un buen ejemplo de cómo el uso de las fórmulas (1) y (2) del índice puede arrojar resultados contradictorios se presenta en 1987 para los grupos "Profesionales", según el siguiente resumen:

	<u>Fórmula (2)</u>	<u>Laspayres</u>
Profesionales	118	111
No-Profesionales	113	129

O sea que con el uso de la fórmula (2) los "Profesionales" muestran un mayor incremento relativo en sus salarios que el conseguido por los "No-Profesionales", en tanto que si se usa la fórmula (Laspeyres) los "No-Profesionales" aparecen como los más beneficiados. Observando el contenido matemático de esas fórmulas nos damos cuenta de que en Laspeyres los precios del año en estudio (en este caso 1987) siempre se comparan con los precios del año base (1985), mientras que en la fórmula (2) dicha comparación se hace con los precios del año inmediato anterior (1986).

Para el ejemplo concreto que aquí se comenta, resulta que en 1986 los sueldos de los Profesionales fueron inferiores a los de 1985 (como se dijo en el punto d). Esto hace que al utilizar la fórmula (2) se obtenga un mayor aumento relativo en el índice que cuando se usa Laspayres, ya que en este último caso los precios de comparación (1985) son más elevados que los de 1986. Como para los "No-Profesionales" los sueldos de 1986 son superiores a los de 1985, la aplicación de la fórmula en 1987 conduce a resultados opuestos a los de los "Profesionales".

f) El índice de "Servicios No-Personales" muestra valores que se apartan mucho del índice general. Analizando los componentes de este índice se observa que los dos artículos con mayor ponderación dentro de la canasta (placas radiológicas y gasa quirúrgica) presentan importantes fluctuaciones de precios en el período estudiado. Para medir la influencia de estos dos artículos sobre el índice de "Servicios No-Personales" se eliminaron ambos y se recalculó el índice, obteniéndose estos valores:

	1984	1985	1986	1987	
				(2)	(Laspayres)
Indice General	70.83	100.0	102.84	115.83	119.12 -
Servicios No Personales	94.95	100.0	73.95	140.65	104.01
Eliminando placas y gasa	86.89	100.0	100.85	102.51	103.38

Se llega a la conclusión de que, efectivamente, con la sola excepción de 1987 con la fórmula de Laspeyres, la eliminación de esos dos artículos hace que disminuyan las diferencias entre el índice de "Servicios No-Personales" y el índice general.

3.3 Comparación con otros índices de precios.

En el siguiente cuadro se compara el comportamiento, en el período 1984-87, del índice de precios del sector salud con el de otros cuatro índices que guardan cierta relación con éste: el de "precios al consumidor de ingresos medios y bajos del Area Metropolitana de San José", el de "precios al por mayor", el de "precios de servicios" y el de "precios de servicios públicos".

CUADRO 5

INCREMENTOS PORCENTUALES ANUALES DE CINCO INDICES DE PRECIOS
EN COSTA RICA: 1984-87.

(Calculados de diciembre a diciembre)

Indice	1984-85	1985-86	1986-87
Sector salud	41.18	2.84	12.36
Consumidores ingresos medios y bajos	10.39	15.43	16.43
Precios al por mayor	7.64	11.89	10.87
Servicios	15.89	8.65	19.71
Servicios públicos	9.61	8.29	16.43

Fuente: El de consumidores de ingresos medios y bajos lo calcula la Dirección General de Estadística y Censos. Los tres restantes los elabora el Banco Central de Costa Rica.

Con excepción del período 86-87, los cambios relativos en el índice del sector salud difieren bastante de los otros cuatro índices, pese a que tampoco dentro de éstos pueda decirse que exista una marcada semejanza en cuanto a su comportamiento. Precisamente el hecho de que un determinado índice de precios difiera de los demás está demostrando la importancia de su cálculo, ya que sólo por medio de él podremos obtener series económicas históricas expresadas en valores constantes.

Los listados proporcionados por la CCSS indican que los sueldos de los profesionales de esta institución tuvieron un apreciable incremento entre 1984 y 1985, mientras que para el año siguiente el incremento fue mucho más modesto. Conociendo el alto peso que tiene la Caja dentro del índice de precios del sector salud (principalmente en lo referente a servicios personales), se encuentra la explicación al alto incremento observado en el índice en el primer periodo (41.18%) y al reducido incremento que se da entre 1985 y 1986 (2.84%).

IV. ACTUALIZACION DEL INDICE

Si se deseara proseguir con el cálculo del índice de precios del sector salud a partir de 1988, los pasos a dar serían los siguientes:

a) Recopilar, para el mes de diciembre de cada año, los sueldos promedios devengados en dicho mes por cada uno de los 47 puestos de trabajo que integran la "canasta" (35 de la CCSS y 12 del MS). Los sueldos deben incluir todo tipo de remuneraciones adicionales, tales como antigüedad, jefatura, horas extras, etc.

b) Recopilar los precios promedios pagados, durante el año en estudio, por cada uno de los 85 artículos que forman parte de la "canasta".

c) Los sueldos y precios obtenidos en a) y b) son los valores $P_{i,t}$ de las fórmulas (1) y (2). Las ponderaciones de los componentes del índice (primera columna) del Cuadro 3) se refieren a la expresión $Q_{i,0}$ de las fórmulas mencionadas.

d) Dependiendo de cuál de las dos fórmulas se decida utilizar, los precios de referencia para calcular el nuevo índice serán $P_{i,0}$ si se usa la (1) o $P_{i,t-1}$ si se usa la (2). En el primer caso esos precios se obtienen de la última columna del Cuadro 3, y en el segundo los precios son los del año inmediato anterior.

e) Debe tenerse gran cuidado en que los componentes de la "canasta" que se usan en cada nuevo año correspondan exactamente con los del año base (1985), para que la comparabilidad sea total.

f) Si después de algunos años se observa que se han presentado cambios importantes en la estructura de sueldos y precios del sector salud, habría que establecer un nuevo período base y escoger una nueva "canasta".

Finalmente, hay que recordar que uno de los principales usos de los índices de precios es el de "deflatar" las series económicas, o sea expresar todas las cifras en valores constantes: unidades monetarias del período base. La deflatación se efectúa dividiendo la cifra de interés entre el índice de precios correspondiente al período en estudio (año, mes, etc.) y multiplicando luego por 100.

BIBLIOGRAFIA

Caja Costarricense de Seguro Social, "Enfermedad y Maternidad, Invalidez, Vejez y Muerte. Presupuesto 1988", San José, 1988

Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas y Escuela de Estadística, "Índice de Precios para los Consumidores de Ingresos Bajos: Año Base 1976", Serie Indicadores Económicos y Sociales No.7, Universidad de Costa Rica, 1976.

Kleysen, Brenda, "Private Expenditures on Health Care, Costa Rica", reporte preparado para la Organización Mundial de la Salud, Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas, Universidad de Costa Rica, 1988.

Sauma, Pablo, "Estimación y Análisis del costo de prestación de los servicios de atención primaria de la salud en Costa Rica", Documento de Trabajo No. 116, Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas, Universidad de Costa Rica, 1988.

EQUITY IN THE SPANISH HEALTH SYSTEM

Calonge, S. *

* Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola
Universitat de Barcelona

1. DATA AND VARIABLE DEFINITION

In order to explore and measure horizontal equity in the delivery of health care in Spain, we used data belonging to the 1987 National Health Survey. This is a large scale survey which includes information on health status, utilisation and socio-demographic characteristics for population over sixteen. After suppressing those individuals with missing information for relevant variables -basically income variables- in the analysis, there remained a sample of 17.386 individuals.

The basic idea behind this study lies in comparing the illness and medical care distribution once the population has been ordered by equivalent income. The survey only contained information on the income category of the household rather than exact income. Therefore we had to break the 12 existing categories into quintiles. The problem arose because, upon adding up the categories it was impossible to decide on the approximate quintile cut-point without having an additional breaking down criterion. Thus, we chose the education of the head of household as a additional criterion because we believe it is a fairly good predictor of household income. This two dimensional breaking down procedure enabled us to build a rough income distribution by quintiles.

Finally, so as to obtain equivalent income and given that the survey did not provide information about the household structure but only its size, we adjusted gross household income to natural logarithm of family size as an equivalence factor. The employment of this weighting factor is justified because it presents a correlation close to one with the several scales used in the literature perused (Buhmann et al.).

As our proxy for utilisation of medical care we used health care expenditures in hospital episodes and visits, distinguishing between general practitioners and specialists. We chose the hospital episode as a consumption unit rather than the length of

stay despite the criticism that can be made regarding both concepts. While the former implies losing information about the number of stays, the latter implies applying the same average cost throughout the period, despite the fact that the marginal cost of the last days is usually lower. Nevertheless, we chose the hospital episode because our interest lied in whether the patient received or not the treatment, and this is not necessarily better the longer the stay.

Average costs were imputed dividing national expenditure in each service category by estimated number of consumption units according to the National Health Survey. The visit to a specialist was assumed to cost 5,1 times more than a standard visit to the general practitioner according to INSALUD data.

To measure need, we select four indicators which try to capture different aspects of health. First, the chronic conditions, which are associated to long-term health problems, rather than to an individual's health in a particular moment in time. We built a chronic-illness indicator using nine categories. These chronic conditions are those which have statistical significance in a factorial analysis of multiple correspondance out of a list of 26 conditions (Murillo and González). The survey also provides information on functional impairments, that is to say, whether chronic conditions had limited the normal activities of individuals in the last year or not. Limiting-chronic is, then, our second indicator, and like the previous one it conveys a permanent health dimension. Other indicators are related to the subjective aspects of health. So, as a third indicator, we distinguished between "not-good" and the remainder categories in a self-evaluation of health (very good, good, fair). Finally, out of the remaining proxies for health, we select restricted-activity-days in the last two weeks prior to the survey as one directly measurable concept of acute illness.

2. RESULTS

We present unstandardized results for each one of the concepts mentioned above, and these results are compared to Wagstaff's approach to the standardization. All of these results are shown in tables 1 to 4. As a first approach to the equity analysis, we may observe the expenditure and illness concentration curves depicted in figures 1 to 4.

Both concentration curves lie above the diagonal, indicating that the illness and expenditure distributions tend to concentrate in the lower income groups. Moreover, the expenditure curves lie below the illness curve for each morbidity group, and that implies that the resources assigned to the poor account for a minor share regarding their sickness share. Thus, we conclude the system fails to achieve equity amongst income groups. Another issue which we will broach further on is whether the standardization effect reduces the degree of inequity and whether this degree is quantitatively important.

Tables 1 to 4 show the distribution of income, illness and imputed health expenditures across quintiles. Comparing the patterns of quintile k 's share of the chronically sick to the same quintile of medical care expenditures for unstandardized results, we may observe a distribution of health care relative to morbidity which favours the rich. The HI^{LG} index supports this finding too, suggesting that there exists a small amount of inequity, this inequity being favourable to the rich. However, standardization for age (we used four age categories), sex and ill-health status results in a tendency towards equity. The bottom two income groups have a slightly higher accumulated proportion of health expenditure than the corresponding figures for population should indicate, but so do the top two quintiles. The small value of the expenditure concentration index indicates an equitable distribution for this health measure. If we take limiting-chronic as an ill-health indicator, we may observe that

Figure 1
Chronics and Expenditure, Spain 1987

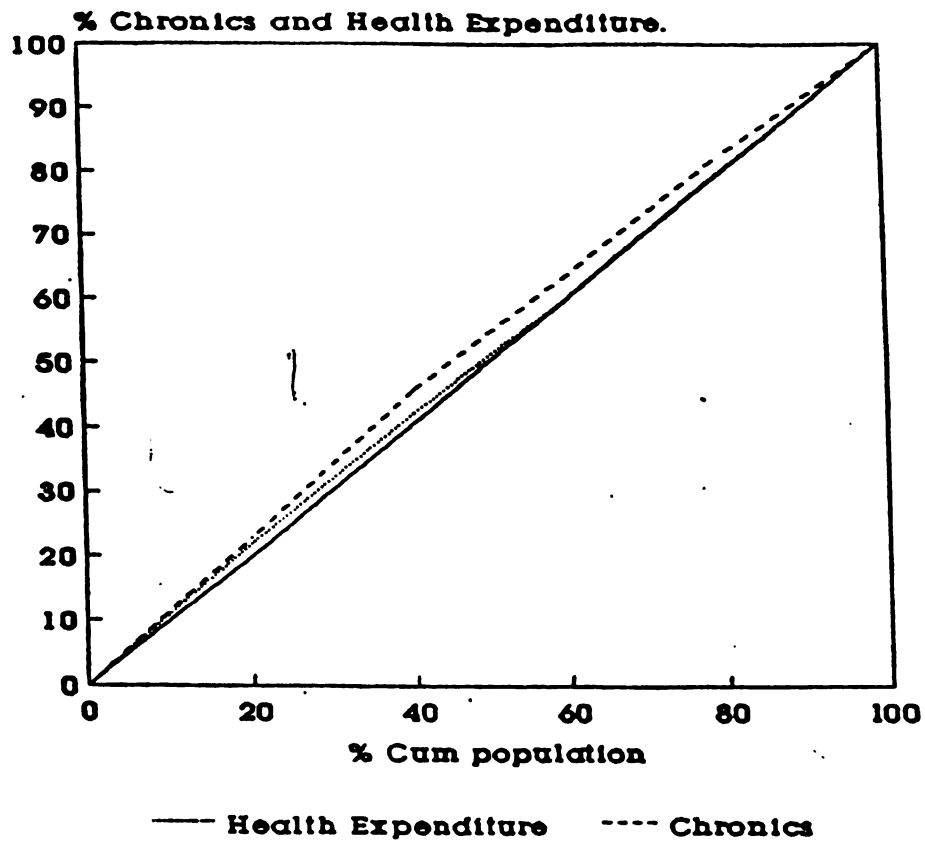


Figure 2
Limiting-Chronics/Expend., Spain 1987

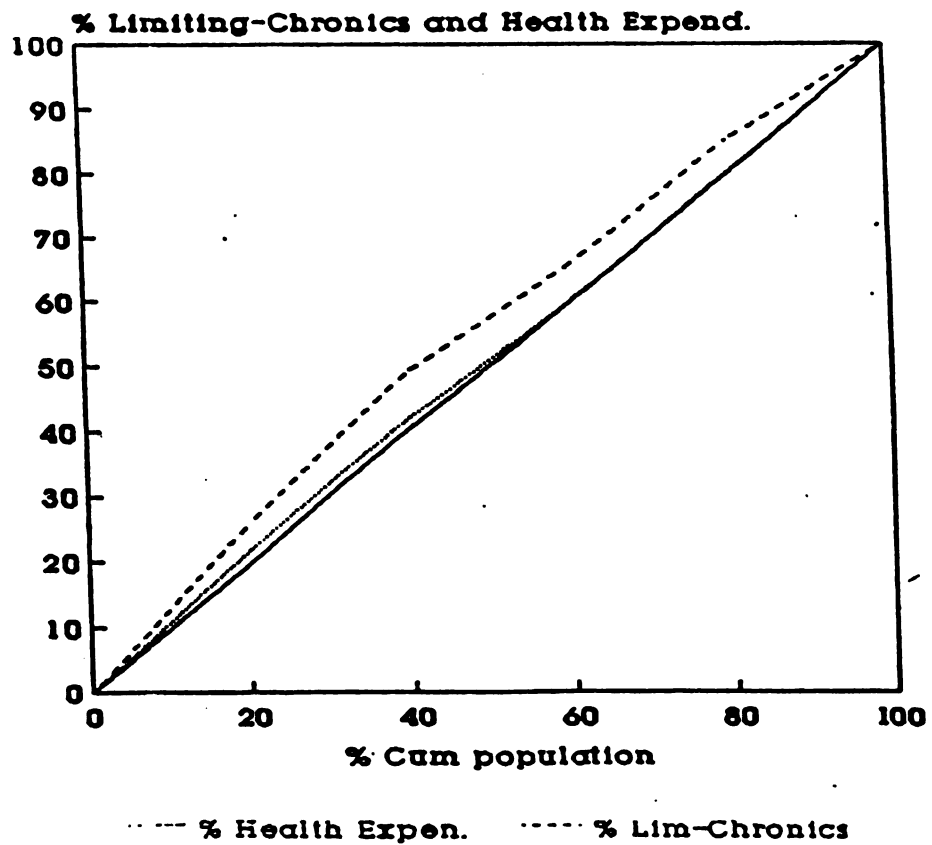


Figure 3
Not good health/Expend, Spain 1987

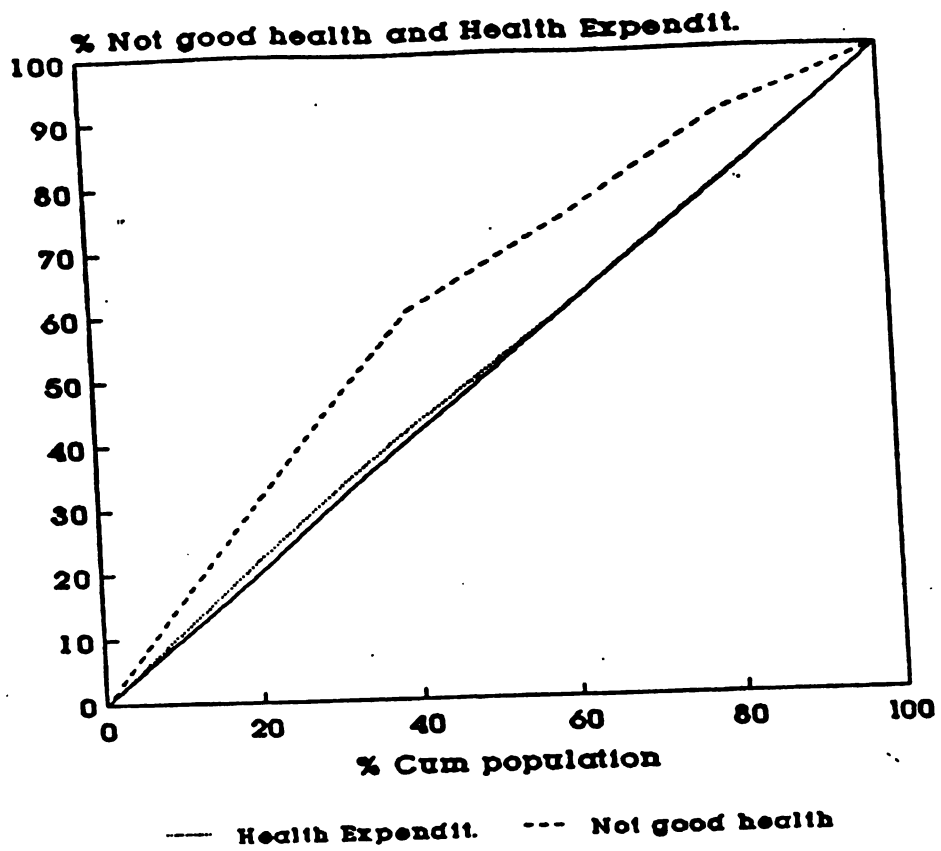
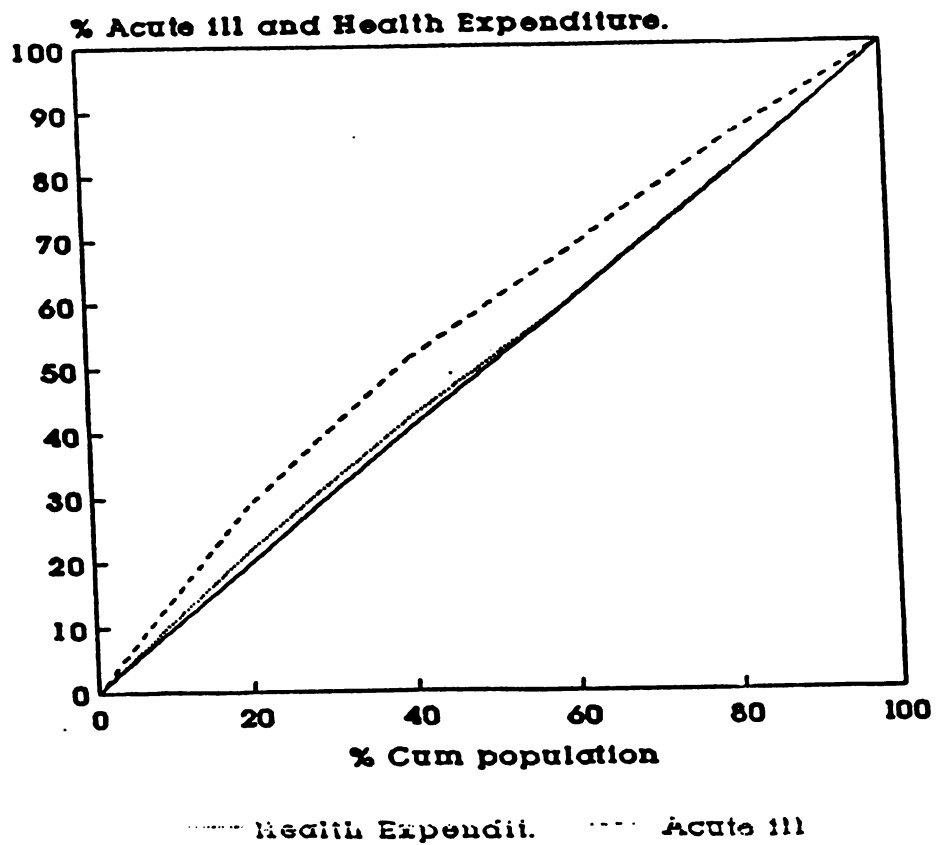


Figure 4
Acute ill and Expend., Spain 1987



whilst 49,4 per cent of the sick population belongs to the two lower income classes, these together receive 42,2 per cent of total expenditure. Thus, there is a clear evidence of inequity favourable to the higher groups, although the standardisation tends to smooth the outcomes. For example, the degree of inequity falls from 0,08 to 0,02 when we take into account the HI^{LG} and HI^W concentration indices respectively. We could carry out a discussion in similar for not-good health and acute-ill indicators as a proxy of need using tables 3 and 4. There, the standardisation effects becomes even more patent.

3. DISCUSSION

The following considerations are to be taken into account: first, the results relative to equity as regards the delivery side of health care do not depend on the choice of ill-health indicators used in the analysis. Indeed, whatever be the variable employed to characterize the need amongst the population and the procedures used in order to investigate the existence, or not, of equity in the system (shares approach, curves and concentration indices, expenditure per person-ill across income groups) it is feasible to come to the conclusion that there exists a certain degree of inequity in the system in favour of the wealthier classes.

However, the extent of this inequity becomes less important when we consider those same results once they have been standardized. In a systematic manner for all indicators, the inequity lies in the second and third quintiles, that is, the standardized expenditure share account for those income groups is below its corresponding proportions regarding population quintiles.

Second, the smoothing effect of the standardization was expected if upon considering the age and sex distribution across income quintiles. Older people are more concentrated in the two poorest income groups (average age of these, 48 and 51 years old, are above sample average, 44 years old). Besides, it is likely that

the standarization effect on expenditure is influenced by the sex factor, bearing in mind that women are more intensive consumers of health care. In our sample, the proportion of females for the bottom and the top quintiles is 56,6 per cent and 47,6 per cent, respectively.

Finally, the expenditure distribution bears a U-shaped form across income groups in the standardized results for all four health indicators. The reason why the expenditure share regarding income does not decrease monotonically, but represents a turning-point in the quintil instead, is due to a change in the type of consumption. While quantity consumed remains quite stable across the income groups (with exception of the bottom quintile which has a slightly higher number of visits and hospitalizations) the fourth, but above all the fifth quintile, consume many more specialist visits in comparison with general practiciones visits than the other quintiles. For instance, visits to the specialist account for 40 per cent of total visits in the top quintile, while the proportion is only half in the bottom group. Since spacialist visits are five times mores expensive than general practitioner visits, total expenditures are higher.

Having explored horizontal equity in the Spanish health system, we might reach the following final conclusions. We observed that the distribution of health resources is not equitable, though in a small degree. Nevertheless, if we take into account other factors that are generalyy believed to have a great influence on the well-being and health of individuals such as preventive medicine practices, we suspect that our final balance would be even more negative. For example, the top quintile made 50 per cent more visits to the dentist in the last three months than the bottom group. Nevertheless, this question has not been explored in detail. We have not investigate the possible impact of the use of public medicine versus private on equity, either. Our data show that visits to a private doctor were more frequent for the wealthy class, but we do not have enoung elements to assess this fact.

REFERENCES

BUHMANN et al. (1988), "Equivalence scales, well-being, inequality and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database, Review of Income and Wealth, June pp. 115-142.

INSALUD (1990), Informe Económico-Funcional de las Instituciones Sanitarias. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.

MURILLO, C. y GONZALEZ LOPEZ-VALCARCEL, B. (1990), "Salud, uso y consumo de servicios sanitarios". Departament d'Econometria, estadística i Economia Espanyola. Un. Barcelona. Mimeo.

WAGSTAFF, A. "Measuring inequity in the delivery of health care", Working paper presented to the Lyon workshop of the EC study on the Distributive Effects of Health Care Policies.

An analysis of the symptom of supplier-induced demand effect in the hospital sector: switching regime estimates for Belgium

by

J. BUGHIN¹

Abstract

This paper provides evidence of the symptom of the so-called 'supplier-induced demand effect' on the average length of stay of inpatients in the Belgian hospital sector. Using an endogenous regime switching model, the estimates are consistent with the idea that hospitals in excess-capacity increase the length of stay of their inpatients, above what should have been if one considers only the 'patients' case-mix' of the hospitals. The model also includes the possibility of spatial spillovers which should appear as a consequence of these disequilibrium regimes: those spillovers not only provide a better explanation of the patients dispersion among hospitals; they also tend to decrease the 'supplier-induced demand' effect on length of stay by reducing the original extent of the excess-supply situation. Further, consistent with the model, it is found that hospital sectors in predominant excess-demand (resp., excess-supply) are generally those where the net emigration balance is positive, (resp., negative).

¹J. BUGHIN, Institut de Recherches Economiques et Sociales (IRES), Université Catholique de Louvain, Department of Economics, Place Montesquieu, 3, Louvain-la-Neuve.

This paper has been presented at the 'Semaines Journées de Microéconomie Appliquée', France, Caen, 1991, May 30-31. The work originates from a consulting study undertaken when I was at Arthur Andersen, Brussels. Two early versions have been published as Discussion paper, respectively at the Facultés Universitaires Notre-Dame de la Paix, Namur; and at U.C.L.. I would like to thank B. Meunier for introducing me in the field of healthcare economics, and J.-Ch. Jacquemin and M. Germain for their referee criticisms on early drafts. My acknowledgments go further to Herbert Glejser for his (always) illuminating thinkings, and the Belgian Ministry of Healthcare for providing me the data used in the econometric analysis. Any shortcomings are of course mine. I remain the only responsible for the opinions and ideas developed in this paper.

=

1 Introduction

The rapid increase in hospitals expenditures has led to great academic concern so as to determine the causes of that inflation.

External factors such as new technologies and the ageing of the population have often been quoted, yet it seems clear that those factors have not been the only determinants of the hospitals costs increase ².

This paper focuses its analysis on an *internal* factor of costs increase, that is, whether *the hospitals have been able to increase costs by inducing demand*.

Such a concern is of relevance when one considers the poor demanders' sovereignty in the context of health care needs [remind the 'agency relationship' in FELDSTEIN (1974)] and the literature on the subject [see e.g. EVANS (1974) and GINSBURGH and KORETZ, (1983)]³.

But this is also this demand peculiarity that has challenged early supplier-induced demand models because of their apparent confusion between the 'availability' and 'inducement' effects [STANO (1985)]⁴.

This paper addresses such an issue by proposing a *disequilibrium* approach

²Hence, it can be shown that the impact of technologies on inflation is mainly due to imperfect *transitory* substitution between new and obsolete techniques in the short-term while in longer term the cost of new techniques is smoothly compensated by the decrease of length of stay in hospitals and of morbidity rates. For this, see especially, STOCKING (1987). On the other hand, the ageing of the population plays clearly a role through admission rates, healthcare intensity, and length of stay, because of the increase in both the morbidity rates and probabilities of contracting high-resources-consuming diseases [RUHAMCO, (1979)]. However, if differences in healthcare costs between age groups are actually important, the *short-term* impact of the population ageing is relatively low, as the ageing structure is evolving slightly through years; peculiarly for Belgium, the country covered by this study, the modification of the population structure has led to only a 3 percent increase in the admission rate and 1,5 percent of the average length of stay during the late 10 years [SESAM (1989)].

³In essence, the supplier induced demand effect relies on the existence of information asymmetries, which confers a discretionary power on suppliers to extract more demand, and hence generate supplement revenues [see BEJEAN (1990) for an update].

⁴Indeed, if the imperfection of the agency relationship through care may imply the dependence on the available supply of healthcare utilization, the findings in econometric studies of any correlation between supply and consumption does not necessarily imply any inducement effect. As it is shown later on in this article, the causation from the availability effect to consumption may indeed be the statistical representation of spillovers from excess-demand to excess-supply hospital sectors.

methodology in the context of the public Belgian healthcare system, and namely, the hospital sector .

The disequilibrium approach is motivated by the fact that, at least in the short run, the hospital supply is highly rigid and ex post substitution between hospital capacity and its other inputs [or between hospital capacities and alternative supplies] may be relatively low.

Because both supply and demand are latent variables, the disequilibrium indicator, that is, the gap between supply and demand, is determined through a *probabilistic* approach. Based on a likelihood criteria that an hospital is better defined as either supply- or demand-constraint, the model classifies endogenously excess-demand and excess-supply hospitals; it then studies the impact on the hospital admission rate and on the average length of stay of those disequilibrium regimes.

The model also formalizes *spatial spillover effects* which are induced by supply-demand mismatches.

The main conclusion of this paper is that supplier-induced demand effects (hereafter, S.I.D. for short) may be apparent *from the estimation of a significantly greater than 'pathology-based' length of stay at excess-capacity hospitals and vice-versa* ⁵.

Cancellation of those effects - let us say, by absorbing the whole excess-supply - could yield a decrease of around 6 percent of the average length of stay in the Belgian acute hospital sector ⁶.

This SID is to be segregated from what we postulate as the pure 'availability effect', which is manifest in the existence of it a positive correlation between the hospital admission rate and excess-supply, in the demand equation.

The paper is organized as follows:

- section 2 presents an heuristic model of the hospital sector and its link

⁵Notice that the related challenging assertion that longer hospital duration may arise in excess-supply hospitals because of the more severe cases treated within each of the pathologies, is not supported by the data at hand . Indeed, some experiments have revealed that hospitals with high level of specialities (proovied by an index of 'pathology heaviness' of their inpatients) are more often those with a closer matching of supply to potential demand.

⁶The psychiatric sector is not considered in this analysis, because of non- availability of data and that sector specificities.

to the Belgian National Healthcare System (N.H.S.). It is argued that SID incentives could be present independently of the legal status (i.e. , public or private) of the hospital.

- Section 3 is devoted to the presentation of the endogenous regime switching model and of the test which is set out to analyse the existence of the 'inducement hypothesis' .
- Section 4 exposes the maximum likelihood estimates, while summary and concluding remarks are drawn in section 5 . To anticipate our results, the fact that 7 acute hospitals on ten are likely to be in excess-supply, provides support for the policy measures recently set out in Belgium, which aim at lowering capacity of beds by cutting financing below a threshold of occupancy rate⁷.

2 An heuristic model of the hospital behavior

Before studying SID effects, one has first to discuss for their possible relevance.

As said, relevance of the SID effect in the hospital sector originates first from the kind of informational asymetry which makes the patient unaware of its exact medical needs.

In all specialized operations - and healthcare enters by no doubt in this category - asymetry of information seems to exist between the consumer and the provider of services [see BEJEAN (1990)]. This is again particularly true in hospital services where the patient's ignorance of technical acts and medical treatment cannot be objectively counteracted because of inherent difficulties in health measurement [see DARBON and LETOURMY (1983)].

The problem of the SID relevance , we thus conclude, is not to deny its possible source from asymmetrical information; rather, we want here to discuss:

⁷Notice that our support goes to the normative idea that excess-supply should be reduced. We do not say that we agree with the measures currently being set out by the government for fulfillement of this objective. As a matter of fact, we have criticized them (see SESAM [1989]) as being far from effective and equitable (that is, in this case, independent of the hospital story records).

- whether in any case, the hospital has the possibility to use this asymmetric advantage in order to produce significant (*and so, testable*) SID effects;
- whether the capability of such SID effects is *dependent, or not*, of the nature of the hospital preferences.

In what follows, we argue by applying an heuristic model of the hospital behavior that *SID effects can indeed be significant and have qualitatively the same extent whatever the status (i.e. private or public) of the hospital*. The relevance of SID is to be related at least to the nature of the Belgian N.H.S.

Concerning first the significance of SID effects [such that they can be empirically tested] , suffice is to say that the system of 'per diem' price which prevailed in Belgium until the mid-eighties, brought practitioners to increase hospital duration as hospitals were financed according to the number of days spent in the hospital by patients.

Of course, the introduction since 84 of hospital budget has limited such inducements, but those effects should be still apparent as budget has remained based on historical production costs and may still be overlapped in some rather large circumstances ⁸, ⁹. Further, moral hazard problem still brings the hospital to behave strategically and manipulate information to increase its budget allocation.

Turning now to hospital managers' preferences, our question concentrates on what guides the hospital behavior, that is, its function objective.

Indeed, if the profit maximization objective is traditionally used in models of the private hospital behavior [HAY [1983]], this behavioral assumption has

⁸For an illuminating proof of the relevance of studying SID effects in the Belgian hospital sector, let us notice the following : when quotas were introduced to limit the number of patients days spent, hospitals reacted by instituting an *informal market for exchange of patients-days* where quotas-binding hospitals [not financed at that time for quantities produced in the 100 percent-103 percent range] supplied production to other hospitals. The institution of such a market is clearly a sign that hospitals were willing- and able- to overproduce.

⁹The limitation of SID effects - if any- should appear more severe with 'per case prospective payment ' as compared with 'cost-based reimbursement' [for empirical evidence in the US, see FRANK and LAVE (1989)].

been questioned for a system in which healthcare costs are publicly-financed [see SPICER (1982)] ; hence, although the profit objective may be still relevant for some authors in the sense of BELANGER and MIGUE (1974) public goods analysis , others assert that publicly-financed NHS behave much closer to the 'gouvernement bureau ' of NISKANEN (1971) , and rather maximize different decision-makers objectives, such as budgets optimization. Of course, this difference of behavior should be reflected in differences in pricing [FOSTER (1985)] , costs shapes [WAGSTAFF (1989)] , and *consequently in quantity actually supplied*.

In a government-granted NHS -and this is the case for Belgium- , however, pricing rules are usually defined by authorities so as to finance *ex ante* total average costs. This feature, coupled in the short-term with the importance of fixed costs and poor marginal costs increase, may make the *quantities produced* under the two decision objectives (that is, budget- or profit- maximizing) *highly compatible*.

Essentially, these are the *shapes of ex ante average and marginal costs curves* which determine the consistent level of production under the two distinct objectives since profit-maximizer hospitals will define their production at the point which intersects the marginal cost curve and *ex ante* average cost function .

Because of the budget constraint, Belgian *private-status hospitals may be considered as profit-maximizers* on their financed hospital services. Profit search is also guided by the fact that the potential proceeds could be used either to increase the income of the physician staffs or to undertake projects which should have been not self-sustaining otherwise [see also CAMPBELL and DRAN, (1981)] .

On the other hand, *public-status hospitals should behave closer to the NISKANEN bureau* to the extent that budget deficit is not a binding constraint ¹⁰.

In this respect, Belgian public and private-status hospitals production levels have appeared compatible for a high level of beds occupancy rate, since the price-elasticity with respect to the utilization rate is still statistically negative at a level of 80 percent occupancy rate, for both private and public

¹⁰As a nature of fact, public healthcare extra-costs are financed by the various local authorities on the pro rata of their citizens treated as patients at the public hospital.

hospitals [see SESAM (1989)].

To summarize, thus, the production program of the hospital is finding the quantity, say Q , of patients-days so as to generate the greatest profit, or any other objective such as power or budget optimisation, at price determined at ex ante total average hospital costs.

Of course, this program is subject to constraints. The maximum attainable Q in fact depends on the *pure potential demand* and on the ability that the hospitals decision-makers and the physicians have to consume above the demand.

This latter ability is in turn function of the hospital supply availability - being defined as profitable supply in the case of private hospital or as physical supply in the case of a public-status hospital - . That is, *the potential overconsumption should be more important in a hospital where the utilization rate implied by the 'pure-demand effect' is lower than average, and vice-versa.*

In particular, this also means that *the hospital overconsumption of length of stay, if any, should be higher than average in the case of hospitals in an excess-supply regime, and lower than average in a insufficient supply situation.* The aim of this paper is testing such an assertion with the help of a switching model, as those developed by GOLDFELD and QUANDT (1982), or SNEESSENS (1983).

3 The switching model

3.1 Model structure

As there is no reason to believe that the demand addressed to each hospital and the hospital supply are uniform, a possibility exists that hospitals operate in different regimes.

Consider for this purpose that the locus of the combination of inputs (hospital beds and nursing or physicians labor) is represented in the short-run by an Leontieff-type function. By this framework, we mean that input substitutions are impossible as we consider the input capacity as fixed. While other input factors are assumed completely flexible, the height of the marginal cost curve - which is the same as the average variable costs- is determined by the existing technology before full capacity, but increases discretely at full

capacity and determines the shadow value of the capacity constraint. The existence of fixed costs with constant variable costs makes of course the total average cost curve being downward-sloping.

Denote Q_d , Q_s , the hospital demand, and supply. Assume further that total average cost intersects the inverted-L marginal cost curve at its kinked point. The figure-1 then is a picture of the two regimes situation.

According to those assumptions it is easy to check that, whatever their public or private status, the ratio Q_d/Q_s splits *deterministically and correctly* the hospitals into excess-supply and excess-demand disequilibrium regimes.

However, assumptions for the ratio Q_d/Q_s being a *correct regime classifier* are far from being fulfilled in the real world.

Recall indeed the previous discussion about the hospital function objective and consider, say, the concept Q_s . Looking back at the cost curves shapes in figures 1.A. and 1.B., no one can assure that the total average cost curve will intersect the marginal curve at the point of the *physical* supply of beds. If in the long term, this should be the case for profit-maximizer hospitals, in the short-term, no one can assure that the physical supply will match its economic counterpart so that Q_s can only be approximated *with error* by say, the existing capacity of beds.

Also, even if the pure demand Q_d matches the economic supply, no one may assure that hospitals are operating on their production frontier; this in fact is often cautioned for public hospitals, but may even be questioned for private-status hospitals as LEIBENSTEIN X-inefficiencies may also exist, due to organizational misfits, healthcare heterogeneities and organizational indivisibilities.

Hence, it is here motivated that the supply concept Q_s is rather specific and depends not only on the physical capacity of beds, but also on the hospital status, its organizational structure, its patients loadings, its internal resources management, and so on. Unfortunately, these last parameters are not known as such, so that no correct regime classification is possible via a deterministic approach.

This also means that any *deterministic* indicator (such as the occupancy rate of beds) which could be considered for classifier is not only idiosyncratic; it is precisely misleading because it would entail biased estimates due to inexact sample split between supply-regime and demand-regime driven hospitals.

Figure 1
Illustration of (short-term) hospital excess-supply
and excess-demand regimes

Figure 1.A. : Excess-supply

Figure 1.B. : Excess-demand

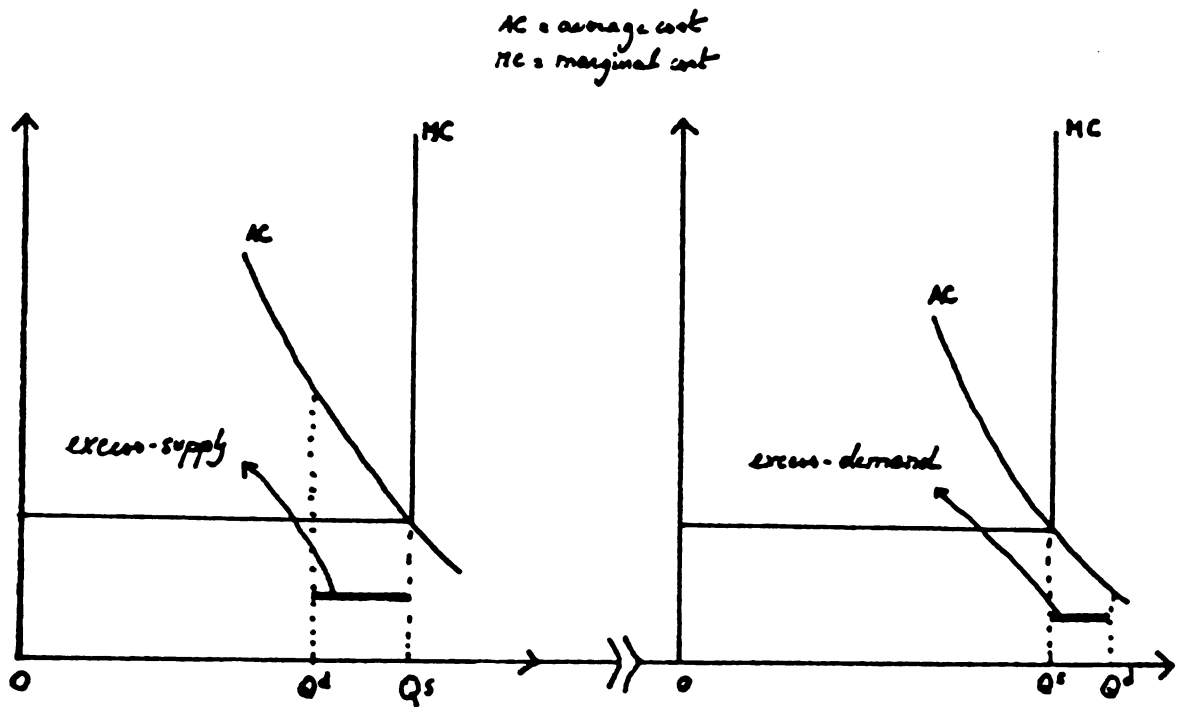


Figure-1 about here

To circumvent this problem, this paper uses a probabilistic approach by means of a so-called *endogenous regime switching model*. In such a model, the possibility that the hospital production is either supply- or demand-determined is still included, but *data are left to determine the most likely regime distribution*. In this probabilistic approach, it is evident that the estimators' variance is not necessarily minimized [compared to the deterministic approach], but its advantage is that, other requirements met, estimates are unbiased.

The probabilistic approach considered here amounts to defining a structural model equations for the supply and the demand of healthcare. The econometric model includes traditional error terms in the empirical equations of the supply and the demand that account for their probabilistic nature, depending on the assumed distribution of the error terms.

The model includes the following form :

$$Q_d = F(X_d, U_d) \quad (1)$$

$$Q_s = G(Y_s, V_s) \quad (2)$$

$$Q = \text{Min}(Q_d, Q_s) \quad (3)$$

where:

- Q_d and Q_s have been defined above, and stand respectively for the demand and the supply concepts;
- Q stands for observed consumption. The consumption concept which is used in the paper is the number of admissions;
- X_d and Y_s are vectors of explanatory variables - respectively for the demand and the supply -, which are described later on;
- U_d and V_s are hospital specific and uncorrelated respectively with X_d and Y_s , and with each other;
- Min is the Minimum operator;
- Q_d/Q_s is a ratio of mismatch, endogenously determined by the model;
- F and G are the respective functional forms for Q_d and Q_s .

3.2 Modeling supplier-induced demand

So far, the SID effect is not included in the part of the model given by [1]-[3]. Possible overconsumption could however be revealed by the fact that consumption is influenced by the disequilibrium regime prevailing in each hospital.

We model the SID effect as the reflect of higher than average length of stay at excess-supply hospitals. [We thus cope with only a specific case of the symptom of SID effects, since excess-supply could also generate additional referrals at the margin, such an increase in technical acts. However, we do not model other SID symptoms in this study, principally, because of lack of data to analyse those other symptoms.]

We also suppose the symmetric argument that excess-demand hospitals reveal a less than average length of stay because such hospitals are supply-constrained and should be willing to reduce the average length of stay to welcome more inpatients. This willingness may be materialized if ex post substitution is possible [contrary to the earlier assumption that inputs substitutions are of the Leontieff form]. In Belgium, this seems to be the case as high pressures on the available hospital supply is smoothed by more intense nursing cares [see PIERRET et alii (1988)].

Accordingly, a fourth equation is added to the model [1] to [3], that is:

$$ALS = f(X_{als}, Q_d - Q_s, Z_{als}) \quad (4)$$

where:

- ALS stands for average length of stay;
- X_{als} is a vector of demand variables which explains ALS , (as X_d similarly explains Q_d);
- it is assumed that $Q_d - Q_s$ has a negative impact on ALS ;
- f is the functional form that links the vector X_{als} to the endogenous variable ALS ;
- Z_{als} is a disturbance term.

3.3 The impact of mobility

In the equation [4], the SID effect is defined only by the influence of excess-supply situations on the average length of stay. We suppose that inducing admissions is very difficult for excess-supply hospitals, so that this effect is negligible. In that sense, SID is an easily distinguishable part of the traditional *availability effect* [see CULLIS et alii, (1980)] because the relation between excess-supply and average length of stay is assumed to stand *only for SID effects*.

However, the possible coexistence of different regime situations among hospitals make *spatial spillovers* possible. Hence, the *availability effect* (that is, the existence of excess-supply situation) may encourage patients mobility among hospitals, resulting in a smooth resorption of disequilibrium gaps, and hence in a shrinking of SID effects.

Table-1 hereafter provides some evidence of the patients mobility for the three Belgian regions and in a less aggregate way, for the nine Belgian provinces.

Yet the high variability among provinces is namely explainable by the population structure within these provinces [mobility is decreasing with age], or by the proximity of an university hospital [which is at the top of the hierarchical structure of the hospitals in Belgium]there is room to investigate as in LEYDER (1984) or BUGHIN(1992) whether the dispersion of the sectoral mobility rates in Belgium is influenced by spillover effects induced by a non-optimal spatial distribution of beds in the country.

Table-1 about here

If this is so, it should be relevant to explain the pattern of the demand assigned to each hospital. Assume consequently that the demand $Q_d[i]$ addressed to hospital i can be split in two arguments:

- the demand $Q_{ds}[i]$ addressed by the population of the sector in which the hospital i is located;
- the demand $Q_{de}[i]$ addressed to the hospital i by the population of the adjacent sectors;¹¹

¹¹The sector is an abstract that could be represented by the provinces or a more specific

Table 1
Belgian regional and provincial mobilities (1985)

Province	Hospitalisation in own province	Hospitalisation in own region
Anvers	91.16	98.99
Brabant	88.19	-
Fl. Occ	94.51	98.97
Fl Ori	88.33	98.92
Hainaut	87.03	90.39
Liège	93.75	96.57
Limbourg	82.56	97.87
Lux	73.41	93.06
Namur	69.99	94.40
Average Mobility	13.50	4.60

Note: - not computed because Brabant brigdes over the three regions

the original model is amended and exhibits the following form [with the subscript [i] refers to hospital i] :

$$ALS[i] = f(X_{als}[i], Q_d[i] - Q_s[i], Z_{als}[i]) \quad (5)$$

$$Q_d[i] = Q_{ds}[i] + Q_{de}[i] \quad (6)$$

$$Q_s[i] = G(Y_s[i], V_s[i]) \quad (7)$$

$$Q[i] = \text{Min}(Q_d[i], Q_s[i]) \quad (8)$$

with:

$$Q_{ds}[i] = F_s(X_{ds}[i], Q_d[i] - Q_s[i], U_{ds}[i]) \quad (9)$$

$$Q_{de}[i] = F_e(X_{de}[i], Q_{ds}[i] - Q_s[i], Q_d[e] - Q_s[e], V_{de}[i]) \quad (10)$$

where the already defined symbols have their previous meaning and where:

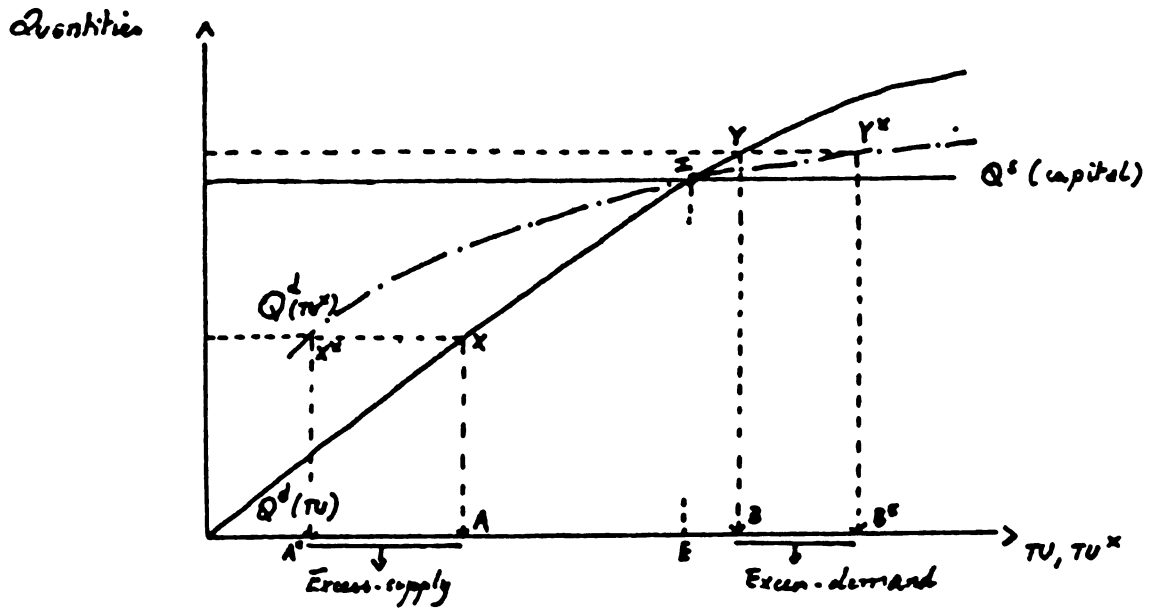
- X_{ds} , X_{de} stand for two separable subsets included in the vector X_d (see [1]) and determine respectively the demands Q_{ds} and Q_{de} ;
- F_s and F_e are the functional forms that define Q_{ds} and Q_{de} ;
- U_{ds}, V_{de} are disturbance terms;
- $Q_d[e] - Q_s[e]$ is the average excess-demand prevailing in sectors e.

In this amended model, the hospital demand $Q_d[i]$ (- and the adjacent sectors demand $Q_d[e]$ -) is an 'effective demand' in the sense of BARRO and GROSSMAN (1976) because the demand equations [9] and [10] include in their argument the existence of spillover effects from supply-constrained hospitals to excess-supply hospitals.

Hence, if the agents located in adjacent sectors are willing to demand, say, $Q_{de}^*[i]$ to hospital i, but perceive that hospital i is supply-constrained, i.e. that $Q_d[i] - Q_s[i]$ will be negative, those will in fact decrease their demand to a level $Q_{de}^{**}[i]$ and will spillover the surplus (when it is possible) to hospitals other than i.

hospital sphere. In what follows, the concept of sector chosen is the Belgian hospital sector, as defined by the Belgian Healthcare Ministry. Those sectors are named hereafter on figure-3.

Figure 2:
A switching model of hospital SID effects



=

In the same way, the demand $Q_{de}[i]$ diverges from the level $Q_{de}^{**}[i]$ because of spillovers induced by excess-demand situations in sectors adjacent to the i th hospital's sector ¹².

This spillover effect is also included in [9] as rational patients located in the sector of hospital i and intending to visit hospital i , should incorporate the probability of any excess-demand constraint at hospital i before determining the level of their demand, $Q_{ds}[i]$.

The figure-2 summarizes the logic of the model. In the figure, TU stands for the *observed occupancy rate*, while TU^* is the '*occupancy rate purged from SID effects*'. Note that a *simultaneous* influence exists between TU and Q_d since an higher Q_d increases TU (for a given Q_s), while a high (perceived) TU makes the flow of the demand Q_d decrease due to the perception of a demand pressure on the supply which can generate demand rationing.

Figure-2 about here

Consequently, the figure shows that $Q_d(TU)$ is increasing with TU but becomes progressively more convex due to spillover effects. The intersection point, I , stands for the *equilibrium* so that $Q = \text{Min}(Q_d, Q_s)$ becomes equal to Q_s for TU 's higher than E .

The function $Q_d(TU^*)$ is different from $Q = \text{Min}(Q_d, Q_s)$ because of *SID effects*. Hence, the gap $Q_d(TU) - Q_d(TU^*)$ before equilibrium I represents the fact that $TU^* < TU$, because excess-supply situations lead hospitals to overconsume by increasing the average length of stay. This gap decreases the closest Q_d is to Q_s , and reverses when the quantity Q becomes determined by the supply. Let one recall that this reversal is possible when hospitals shorten the '*normal*' (i.e., *equilibrium-determined*) length of stay so as to absorb excedentary patients.

¹²Notice also that, for each hospital, $Q_{de}[i]$ is influenced by the indicator $(Q_{ds}[i] - Q_s[i])$ rather than by the statistic $(Q_d[i] - Q_s[i])$ as it is the case however for the variable $Q_{ds}[i]$. The reason for such a formalization originates from the assumption of a hierarchical waiting (and rationing) rule where patients are assumed to be hospitalized before others when they leave in the related hospital sector. While the assumption is mainly taken in order to get a more direct derivation of a reduced form for the demand Q_d , the assumption is not critical and may be released. Anyway, the assumption is motivably by the fact that high mobility costs (such as psychological, transport costs and so on) make long-distance patients more sensible to the effect of rationing at hospital i .

4 Estimation

Consider equations [9] and [10], and identity [6]. Combining these three formulations, a reduced form is set out such the following (omitting the subscript i for convenience):

$$Q_d = F_r(X_{ds}, X_{de}, Q_d[e] - Q_s[e], Q_s, U_{dr}) \quad (11)$$

where F_r stands for the reduced form function and U_{dr} , for its associated error term ¹³.

The model to be estimated is thus a reduced-form system of four equations: [3], [5], [7] and [11], modeling four endogenous variables, that is: $-Q_d$; $-Q_s$; $-ALS$; and the disequilibrium indicator, $Q_d - Q_s$.

These endogenous variables are related to explanatory variables by specific functional forms Min , Fr , G and f .

Hence, before estimation, the functional form of the model, together with the estimation technique and the variables contents have still to be defined.

4.1 The estimation method

Because the theoretical model generates hypotheses that are regime-specific, the appropriate method of estimation is switching regression.

With endogenous switching, consistent and efficient estimates are provided by the full information maximum likelihood method. Suppose thus that one wants to estimate the parameters' vector of a model by a maximum likelihood technique; linking the disturbance terms (which are traditionally assumed Normally i.i. Distributed), to the various endogenous variables by some Jacobian transformations, the likelihood function, Λ , of the model can be implemented using the joint densities of the endogenous variables over the observations of the sample.

With switching regression, one can write in the usual way [see e.g. GOLD-FELD and QUANDT [1975]] the likelihood as *the sum of the joint densities under excess-supply and excess-demand situations*, and the mapping from the disturbance terms to the observed variables write in our case :

¹³Assume a simple linear form for the equations [9] and [10], and replace Q_d s by its expression in [9]. Simple algebrics yield an expression Q_d which depends indeed of the four arguments as given in [11].

$$(U_{dr}, V_s, Z_{als}) \text{ --- } > (Q, ALS),$$

where the Jacobians of the transformation vary according to the regime classification because the space (U_{dr}, V_s) is such that:

$$[U_{dr} = Q - Q_d] \text{ and } [V_s > Q - Q_s]$$

define a excess-supply situation, and vice-versa;
and we have a likelihood with normal errors of the form:

$$\Lambda = \int h_d(Q, Q_d, ALS)\delta Q_d + \int h_s(Q_s, Q, ALS)\delta Q_s \quad (12)$$

where h_d (h_s) is the joint density function of the random variables $[Q_s, Q_d, ALS]$ under excess-supply (under excess-demand).

The extensive likelihood function, and the method of convergence is presented in BUGHIN [1991], and the function is a simple extension of e.g. GOURIEROUX et alii (1984) or ARTUS et alii (1984). More interestingly, and according to KIEFER (1980), *the ex post probability of excess-supply* is given by:

$$P_d = h_d/h \quad (13)$$

while *the probability of excess-demand* is

$$P_s = h_s/h \quad (14)$$

where h is the joint density function of the endogenous variables.

Such an approach has been used here, *which allows to measure the proportion of hospitals in each disequilibrium state.*

Notice already that equations [12] and [13] e.g. imply that $P_d + P_s = 1$, that is, the system is fully and completely specified by the two regimes. Of course, also, both P_d and P_s may be strictly positive due to the *non-deterministic regime classification procedure employed* which reflects the incapacity one has to observe without error the ratio Q_d/Q_s .

4.2 Building the supply and the demand variables

The supply variables

For each hospital i , it is assumed that $Y_s[i]$ is composed of :

- a [4:1] dimensions-vector $jTB[i]$, with $j \in [VS, S, N, L]$, that is:
 - $VSTB[i]$, the number of beds of very short-term stay (e.g., beds normally assigned to intensive care services);
 - $STB[i]$, the number of beds of short-term stay (services of neonatology, maternity);
 - $NTB[i]$, the number of beds of medium-term stay (chirurgy, internal medicine,...);
 - $LTB[i]$, the other beds, typically of longer-term stay;

and of:

- $HP[i]$, which stands for an indicator of the supply of care for heavy pathologies ;
- $CB[i]$, which is an index of hospital structure competition, constructed as follows:

$$CB[i] = \sum_{j=VS,S,N,L} [(jTB[i]) \cdot jTB[s]]$$

where the subscripts i and s refer respectively to the hospital i , and its sector s , and TB is the total number of beds.

The classification of beds structure in beds of very short-term, short-term, medium-term and long-term length of stay used in Belgium seems quite arbitrary, but these statistics are easily available and are commonly used as representing specific types of healthcare [MEUNIER and DONNAY (1988)]. Indeed, that classification should theoretically minimize the internal mobility of inpatients among services.

The variable $CB[i]$ is an indicator of the relevance of beds distribution among hospitals. Hence, other things equal, $CB[i]$ defines a bigger structure

competition when the number of beds in the sector s is important with respect to hospital i , or/and the hospital i clinical services structure is closer to the average structure of beds of the hospitals located in the sector s . By definition, *the influence of this variable on the hospital supply should be negative if the distribution of beds is such that hospitals are proper substitutes.*

Of course, it is fair to say that the structure of beds does not fully tackle the ability of some hospitals to provide high-quality of care or to welcome heavy pathologies. The incorporation of $HP[i]$ in explaining $Y_s[i]$ aims at defining the hospital pathologies specialities¹⁴. Notice also that this index is positively correlated with the university status of the hospital. Furthermore, $HP[i]$ is representative of the kind of the hospital organizational structure, since hospitals with high HP are also those with very specific healthcare supplies which in turn require typical organizations of work¹⁵.

The demand variables

Earlier studies on healthcare demand have emphasized the significant role of age, sex, price- and income-elasticities, access costs and other sociological costs in the demand process [see e.g. GROSSMAN (1978) and WOLINSKI and WOLINSKI (1981)].

The role of population structure - age, sex - as indicators of health status is especially highlighted hereafter. The irrelevance of income and price-elasticities are discussed in BUGHIN [1990a].

To come back to the population structure, it is often emphasized in the literature that this stands for the main explanatory variable in models of the healthcare consumption. The rationale is of course that pathologies frequencies are not uniform through years and sex, so that the population structure

¹⁴Basically, the index HP is computed as the ratio of healthcare spendings per patients for 8 clinical prestations groups. See CLOSON and SCHEMETS (1986) for exhaustive explanations and the relevance of that index.

¹⁵The supply equation was also supplemented by a binary variable (=1 when the hospital status is private; 0, otherwise) in order to tackle the possible distinct supply behavior between public and private-status hospitals, but this variable was not significant at the traditional risk $\alpha = 0.05$.

is a proper approximation of the diversity of morbidity rates in the health-care consumption.

We have explicitly examined the distribution of pathologies with respect to age and sex in this study using the data on *pathologies* issued from the Belgian Nursing Minimal Summary (N.M.R.). The analysis is quite technical and is out of the scope of this article. We refer to the SESAM (1989) study which provides one with an exhaustive exposition of the analysis.

The way we have derived demand variables for each hospital is also extensively deferred to the appendix to this paper. In short, the N.M.R has allowed us to compute:

- an average probability of contracting a specific disease, or group of diseases in the sense of FETTER et alii [1980]s DRG's , per sex and age;
- an hospital average length of stay for a specific disease, or group of diseases, per sex and age.

Because it has appeared that age and sex are two important dimensions that explain the probability of disease, and because we have found that a proper matchnig exists between clinical services and diagnosed pathologies, we have derived the case-mix of demand, based largely on the proportional split of beds being matched by pathology. While it is evident from the appendix that a demand indicator may be set up for each clinical service for sake of sufficient degrees of freedom in the estimation, only four demand variables have been built, based on the aggregation of services that has already been used for the supply equation.

In the equation [11] of the model, the vector $X_{ds}[i]$ is thus a vector of four components:

$$X_{ds}[i] = (VSX_{ds}[i], SX_{ds}[i], NX_{ds}[i], LX_{ds}[i]) \quad (15)$$

where the prefixes VS,S, N and L have been previously defined and relate respectively to very short-term, short-term, medium-term and long-term clinical services.

Hence, $VSX_{ds}[i]$ can be expressed as *the total demand of healthcare assigned to the clinical services of very-short-term stay of hospital i by the population located in the hospital i sector*.

The statistic $X_{de}[i]$ can be built in the same way, but requires an huge amount of computation. In order to prevent a too exhaustive treatment of data, only three adjacent sectors to an hospital i sector have been considered for each hospital i ¹⁶.

Note also that the statistic $X_{de}[i]$ has been aggregated over all the clinical services in order to conserve enough degrees of freedom for the estimation of our model.

The determinants of the average length of stay

The determinants of the average length of stay includes a vector of explanatory variables, $X_{als}[i]$. Because the N.M.R statistics also allow to derive a length of stay per clinical service, the same procedure as that applied to the demand vectors X_d is mutatis mutandis applicable. Hence, $X_{als}[i]X_{als}$ is a vector of the form:

$$X_{als}[i] = (VSX_{als}[i], SX_{als}[i], NX_{als}[i], LX_{als}[i]) \quad (16)$$

where $k \in (VS, S, N, L)$ defines kX_{als} , that is a demand-derived average length of stay per service VS, S, N or L.

[It is important to understand at this stage that a derivation based on the aggregation of these $kALS$ of an hospital average length of stay, (say, $GALS$) should yield an average length of stay which is lower than the observable statistic ALS defined by the equation [4]. A fundamental reason is namely that the statistic $GALS$ -if correctly measured- has been defined without any supplier- induced demand effect].

The mismatch indexes

The hospital disequilibrium ratio included in equation [5] is endogenized by the model, and is given by the difference between the most probable demand and supply.

¹⁶Analyses on patients sectoral migration rates have allowed us to restrict our computation by considering only three sectors because 80 percent of the emigration rate to an hospital i sector comes on average from the three closer adjacent sectors. The relevant sectors considered for the computation of the X_{de} statistic are logically those for which the emigration rate sector has been the highest.

In order to consider also the impact of spatial spillovers on the demand equation, the model takes into account the mismatch index on the other sectors, $Q_d[e]-Q_s[e]$, which enters the arguments of the equation [11].

Deriving a precise indicator of this ratio requires unfortunately an extensive treatment of data. Alternatively, we have used a rough proxy variable (named EP) that represents the excess number of beds with respect to the Belgian hospital programming rules and which was used in LEYDER (1984). The variable measures thus excess-supply in adjacent sectors and so, it is expected that the more available supply - that is, the greater, EP- the less the demand to hospital i ¹⁷.

4.3 The functional form

The functional form of the model is logarithmic, because of the asymmetric distribution of most of the variables

4.4 The econometric model

The final model structure is as follows (the subscript i is omitted for convenience):

$$\begin{aligned} \log ALS &= \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \log(VSX_{als}) + \alpha_2 \cdot \log(SX_{als}) + \alpha_3 \cdot \log(NX_{als}) \\ &\quad + \alpha_4 \cdot \log(LX_{als}) + \alpha_5 \cdot (\log Q_d - \log Q_s) + z_{als} \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} \log Q_d &= \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(VSX_{ds}) + \beta_2 \cdot \log(SX_{ds}) + \beta_3 \cdot \log(NX_{ds}) \\ &\quad + \beta_4 \cdot \log(LX_{ds}) + \beta_5 \cdot \log(X_{de}) \\ &\quad + \beta_6 \cdot \log(ALS) + \beta_7 \cdot \log(EP) + u_{dr} \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \log Q_s &= \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \log(VSTB) + \gamma_2 \cdot \log(STB) + \gamma_3 \cdot \log(NTB) \\ &\quad + \gamma_4 \cdot \log(LTB) + \gamma_5 \cdot \log(HP) + \gamma_6 \cdot \log(CB) + v_s \end{aligned} \quad (19)$$

$$\log Q = \text{Min}(\log Q_s, \log Q_d) \quad (20)$$

where:

¹⁷Note also that because of potential endogeneity, and because EP is at our disposal on a sufficient time-series basis, EP has been instrumented by its two lagged values, prior to estimation by maximum likelihood.

- z_{als}, u_{dr}, v_s are assumed normally i.i.d.;
- symbols have their previous meaning.

Remark that in equation [17], the expression of the excess-supply (or the excess-demand) as a difference in logarithms implies that the hospital behavior is *more sensible to excess-supply*. This is consistent with our previous assumption that hospitals are more able to increase average length of stay because ex post substitution between capital (capacity) and labor (e.g. nursing care) in the case of excess-demand may exist but is limited.

Note finally that the demand equation [18] is no more a function of the supply, Q_s , as implied by equation [11]. Rather, the statistic ALS enters the equation, *because, other things equal (that is, given demand flow, and supply), higher ALS reduces the availability effect*. Reason for such a formalization is that it makes the disequilibrium regime explicitly endogenous, hence emphasizing the simultaneity of the system.

From the model, it is expected that:

- $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4$ are positive ;
- $\alpha_5, \beta_6, \beta_7$ are negative.

One further expects $\gamma_5 > 0$ as heavier pathologies are generally treated in greater-size hospitals; also $\gamma_6 < 0$ if the spatial distribution of hospital beds entails *substitution on the supply-side*.

4.5 Data and estimation period

The data unit is the Belgian hospital. The model is only estimated on acute hospitals for the year 1987 ended. After omission of outliers¹⁸, the sample includes 167 units.

Data on beds, programming rules, admissions rate and patients mobility are taken from the Ministry of Healthcare. Data on diagnoses are taken from the 1988 N.M.R records while the demand variables also use demographic statistics from the I.N.S. surveys.

¹⁸Some hospitals were not considered because of lack of the complete data required for estimation, or because of inconsistencies found in the data themselves. For outlier diagnosis, refer to BUGHIN (1990a).

Table 2
Maximum likelihood estimates

	ALS	Q_d	Q_s
α_1	0.007*	β_1 0.255*	γ_1 0.013**
α_2	0.337**	β_2 1.912*	γ_2 0.131**
α_3	0.670	β_3 1.45	γ_3 0.822*
α_4	0.112*	β_4 0.46	γ_4 0.093
α_5	-0.691**	β_5 0.535*	γ_5 1.54*
		β_6 -0.67*	γ_6 2.28*
		β_7 -1.07*	

notes:

- constant terms not reproduced.
- *Loglikelihood* = -98.12
- *average proportion of excess – supply* = 0.73

4.6 Results

The maximum likelihood estimates of the model are shown in table -2. [Correlations -not reproduced here- between computed disturbances terms of the supply and demand equations are quite low. This property is essential if one wishes to get a likelihood function which is twice continuously differentiable with respect to the model parameters.]

Threshold of significance has been chosen at $\alpha = 0.05$ of the 'T- student' distribution (one asterisk). Coefficients significant at 0.01 are mentioned by two asterisks.

Going into detail of the estimates, results in table-2 show that :

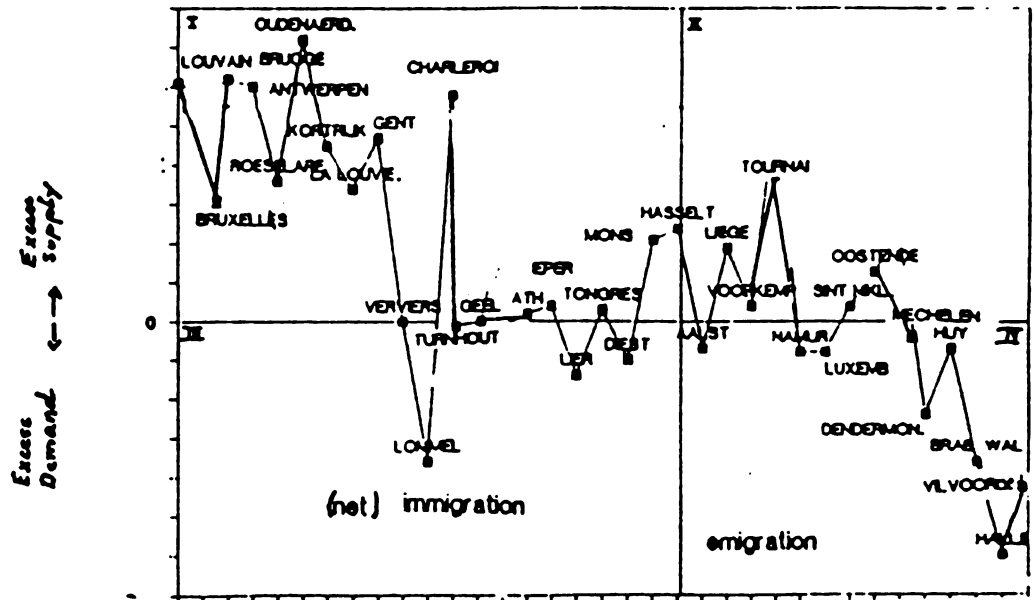
Table 2 about here

- Related to our main concern, the supplier-induced demand is significant, and of the correct sign, at the 0.01-level. This confirms our assumption that hospital managers have some power and incentive to modulate the average length of stay.
- Further, the spillover effects (represented by β_6 and β_7) are significant. These spillovers confirm the existence of disequilibrium states in the hospital sector, since their omission in the model has appeared to create a significant correlation among the model residuals, hence confirming their importance in modeling hospital healthcare demand.

Other interesting remarks are :

- all the significant coefficients have the expected sign except the estimate of γ_6 which is positive. This in turn implies that the hospitals are not substitutes in term of their structure and number of beds. Further analyses have also revealed that greater than average excess-supply sectors are also those with higher complementary structure, which could rationalize the fact that the estimated elasticity is well above unity.
- The estimate of γ_5 is above unity. No convincing argument has been found to justify this phenomenon, except that the skewness of the heavy pathology indicator HP could have generated that peculiarity.

Figure 3
The trade-off between excess-supply and the net emigration rate balance



Making use of the properties expressed in [12] and [13], one infers further that the proportion of excess-supply hospitals is 0.7, that is, *7 hospitals on ten are likely to be in an excess-supply situation in the sample.*

Computing excess-supply for each hospital, based on the parameter estimates, one can show that total average excess-supply -in proportion of installed beds- is about 7,9 percent : hence, absorbing all this excedentary capacity of beds would yield a decrease by about 5,5 percent of the length of stay, that is, noticing that the average length of stay in our sample is 11,7 days, by about 0, 65 days.

4.7 Robustness of the results

To check for robustness of the results, an indirect test has been applied. The test is based on the premises that *if the model is properly defined, excess-supply sectors should welcome patients from excess-demand sectors as is implied by the existence of spatial spillovers in the model.*

Let thus define the net emigration balance as the balance between the patients of the sector emigrating to other sectors and the patients from other adjacent sectors immigrating to this sector; our model requires that, other things equal, this balance should appear *positive for excess-demand hospitals.*

Figure 3 about here

This seems indeed the case because positive sectoral emigration is more often apparent in sectors classified in an excess-demand situation by the model. This is illustrated in the figure-3 ¹⁹.

The figure 3 clearly emphasises a negative relation between the net emigration rate and the excess-supply of the sectors²⁰.

The presence of hospitals in the second and third quadrant of the figure is of course partly due to the fact that the relation stands for a *partial* correlation. Indeed, as noted previously, the regime situation is not the only

¹⁹Sectors are classified in an excess-demand situation iff:

$$Pr[\text{excess} - \text{supply}] < 0.5$$

. This condition provides sufficient knowledge as to the determination of the dominant disequilibrium regime at the sectoral level, under the assumption that hospitals' excess demands follow any symmetric distribution [see LAMBERT (1988) or MARTIN (1988)].

²⁰Simple correlation yields a value of -0.43.

cause of patients mobility, but depends on the population structure, and the hospital sector healthcare specificities ²¹.

5 Conclusions

An endogenous regime switching model has been used to infer the existence of any supplier-induced demand effect in the Belgian hospital sector.

Among others, the model has highlighted that excess-supply hospitals have used to overproduce the quantity of healthcare by increasing the length of stay of their patients. The estimation that about 7 acute hospitals on ten are likely to be in an excess-supply situation not only points out to the empirical relevance of the effect of SID on hospitals costs, but also urges to the need of a reallocation of beds in the Belgian acute hospital sector.

Further, spatial spillover demand effects have been estimated, which occur from excess-demand to excess-capacity hospitals as clearly evidenced by the model. Spatial spillovers have revealed an important aspect in modelling healthcare demand, while it also creates an interesting availability effect which smoothes demand- constraints, hence decreasing the adverse effect of SID through its impact on the reduction of excess-supply.

While the model seems appealing, amelioration is by no doubt and of course possible.

The following straightforward ameliorations to the model are namely :

- *the refining of the regime situation.* Given the importance of the regime situation as a determinant of the hospital consumption, further research should focus on the detailed influence on those regimes on the supplier-induced demand effect;

²¹Viewing Figure-3, one will notice that the hospital sector of Brussels is classified in excess-supply, although it includes many university hospitals which not only attract many patients [see in this respect the high immigration balance for that sector] but has also a high level of observed occupancy rate. The reason for such a qualification comes from the fact that *observed occupancy rate is only an indirect measure of excess-supply situation*, and that qualification of the hospital disequilibrium state is more refined, namely by controlling for population density, supply competition and supplier-induced demand on the occupancy rate , as it is done in this structural disequilibrium model. Thus, we have here an excellent example as to why using the occupancy rate as regime classifier should yield misleading inference concerning the supplier-induced demand effect.

- *the refining of the rationing rule.* The model assumes a deterministic Minimum operator, while this should only be a first-order approximation of the actual rationing scheme. However, more complicated rationing forms usually make the likelihood function untractable, even non-differentiable [see e.g. LAROQUE and SALANIE (1989)];
- *the refining of the supply and demand variables.* Concerning namely the demand variables, data on pathologies should be available for each hospital so as to prevent the derivation of possibly misleading demand indicators variables. So far, the lack of such data has constrained us to this latter way, but, if pathologies data are recurrently non available, alternative methods on latent variables could be applied, such the 'partial least squares approach' [WOLD (1985)]. BUGHIN (1990b) is a first step towards that direction;
- *the incorporation of prices, and technical acts in the model.* As highlighted in the text, our analysis remains partial as the incentive for SID is not only dependent on the regime situation, but is also influenced by the reimbursement methods and internal allocation of resources among clinical staffs ²²;
- *consideration of technological differences and cost- and allocative- efficiency disparities among hospitals.* This study has mainly assumed homogeneity, yet it is faired that technological differences (say, by its impact of new equipment of the proportion of fixed costs) and inefficiencies have different impacts on the effect of excess-supply on the length of stay.

²²Because of the recent controls of some elements included in the 'per diem' price, one could indeed fair that profit-maximizing hospitals would reduce the duration of hospitalization as a result of insufficient reimbursement price compared to marginal costs. However, this effect remains at the margin, and should not be important on the average length of stay. Further, one could counter-criticize the argument by thinking of the perverse effect that SID on the length of stay is enforced because insufficient price leads to spillovers on technical acts, which on its hand is mainly possible, by increasing patients' duration, because of hazard problems [indeed, increase in the intensity of technical acts per patients day can be observed by Public Authorities, while the effect is diluted if patients are kept longer at hospital].

All those points do not invalidate our research. Those rather point out to important topics for subsequent studies, with the more promising one, we believe, being more extensive researches on the causes of excess-supply situations.

6 References

- Artus, P., Laroque, G. and G. Michel, (1984), 'Estimation of a quarterly macroeconomic model with quantity rationing', *Econometrica*, 52, pp.1387-1414.
- Barro, R.J and H.I. Grossman, (1976), *Money, Employment and Inflation*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Bejean, S. , (1990), 'Information asymmetries and supplier induced demand;: an econometric study for the French market', I.M.E., Université de Bourgogne, 90-02.
- Belanger, G. and J.L. Migue, (1974), 'Toward a general theory of managerial discretion', *Public Choice*, 17.
- Bughin, J., (1990a), ' An analysis of the supplier-induced demand effect in the hospital sector: alternative evidence for Belgium using the switching modeling methodology', *Cahiers de Recherche de la Faculté des Sciences Economiques et Sociales, University of Namur*, 102.
- Bughin, J., (1990b), ' Supplier-induced demand effect in the hospital sector: Partial Least Squares estimates for Belgium', *Cahiers de Recherche de la Faculté des Sciences Economiques et Sociales, University of Namur*, 105.
- Bughin, J. (1991), 'An analysis of the supplier-induced demand effect in the Belgian hospital sector', Discussion Paper 9106, Université Catholique de Louvain.
- Bughin, J. (1992), 'The importance of disequilibria in explaining patients mobility among hospital sectors', mimeo, Université Catholique de Louvain.

- Closon, M.C. and Y Schmets, (1986), 'Mesures de contrôle des dépenses en biologie clinique,' Recherche financée par le Ministère Belge de la Santé Publique.
- Cullis, J.G, Foster D.P. and C.E. Frost, (1983), 'The demand for inpatient treatment: some recent evidence' , Applied Economics, 12, pp. 43-60.
- Darbon, S. and J.B. Letourmy , (1983), ' La microéconomie des soins médicaux doit-elle nécessairement être d'inspiration néo-classique? ' , Sciences Sociales et Santé, 2, pp. 31-75.
- Dran, J.J.Jr and B.E. Campbell, (1981), 'Hospital investment and Medicare reimbursement' , Journal of Financial Research, 4, pp. 147-160.
- Evans, R.G., (1974), 'Supplier-induced demand:some empirical evidence and implications ' in: M.Perlman,ed., The economics of health and medical care ,Mac-Millan,London.
- Feldstein, M.S., (1977), 'Econometric studies of health economics', in M.D. Intriligator and D.A. Kundraick, eds., Frontiers of quantitative economics, Vol. n, North-Holland.
- Fetter, R., Shin Y., Freeman J.L. , Averill R.F. and J.D. Thompson, (1980), 'Case-mix definition by Diagnosis Related Groups', Medical Care, 18, addendum 2, 52 pages.
- Foster, R.W, (1985), 'Cost-shifting under reimbursement cost and prospective payment', Journal of Health Economics, 3.
- Frank, G.R. and J.R. Lave, (1989), ' A comparison of hospital responses to reimbursemnt policies for Medicaid psychiatric patients', Rand Journal of Economics, 20(4), pp. 588-600.
- Ginsburgh, P.B and D.M. Koretz, (1983), 'Beds availability and hospital utilization: estimates of the "Roemer effect " ', Health Care Financing Review, 5, pp. 87-92.
- Goldfeld, S. and R.E. Quandt , (1975), 'Estimation of a disequilibrium model and the value of information' , Journal of Econometrics, 12.

- Goldfeld, S. and R.E. Quandt, (1982), 'The econometrics of rationing models,' Princeton University, mimeo.
- Gouriéroux, C., Laffont, J.-J. and A. Monfort, (1984), 'Econometrie des modèles d'équilibre avec rationnement: une mise à jour', *Annales de l'INSEE*, 55/56, pp. 5-22.
- Grossman, M., (1977), 'A survey of recent research in health economics,' *American Economist*, 21.
- Grossman, M., (1982), 'The demand for health after a decade', *Journal of Health Economics*, 1.
- Hay, J.W., (1983), 'The impact of public health care financing policies on private-sector hospital costs', *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 7, n.
- Iglehart, J.K., (1986), 'Early experience with prospective payment of hospitals', *New England Journal of Medicine*, 314, pp. 1460-1464.
- Kiefer, N.M., (1980), 'A note on the regime classification in disequilibrium models', *Review of Economic Studies*, 47.
- Lambert, J.P., (1988), *Disequilibrium macroeconomic models: theory and estimation of rationing models using business surveys data*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Laroque, G. and B. Salanie, (1989), 'Estimation of multi-market fix-price models: an application of pseudo maximum likelihood methods', *Econometrica*, Vol.57, n.
- Leyder, C., (1984), 'Pour une Programmation Hospitalière mieux adaptée aux besoins,' *Cahiers de Recherche de la Faculté des Sciences Economiques et Sociales*, University of Namur.
- Maddala, G.S. and F. Nelson, (1975), 'Switching regression models with exogenous and endogenous switching', *Proceedings of the American Statistical Association*, pp. 423-426.
- Martin, Ch., (1988), 'Disequilibrium modelling using surveys data: the demand for corporate borrowing in the U.K.', Queen Mary College, London.

- Meunier, B. and V. Donnay, (1988), Perspectives de financement pour le prix de journée in: L' hôpital en mouvement.
- Niskanen, W.A., (1971), Bureaucracy and representative government, Adline, Chicago, Illinois.
- Pierret M., Meunier, B. and E.Stalon (1988), 'Le Résumé Infirmier Minimum, instrument de financement et de gestion des hôpitaux ', Cahiers de Recherche de la Faculté des Sciences Economiques et Sociales, University of Namur.
- Ruhamco, (1979), Research on hospitals medical care, Belgium, Final Report.
- Sesam, (1989), étude du Secteur de l'Assurance-Maladie, Arthur Andersen report on the Belgian hospital sector.
- Sneessens, H.R. , (1983), 'A macroeconomic rationing model of the Belgian Economy ' , European Economic Review, 20.
- Spicer, M.W. , (1982), 'The economics of bureaucracy and the British National Health Service', Milbank Memorial Fund Quarterly, 60.
- Stano, M. , (1985), 'An analysis of the evidence on competition in the physician services markets' , Journal of Health Economics, 4.
- Stocking, B., (1987), 'Medical technology in the U.K.' , in: Regulations concerning expensive health technology.
- Wagstaff,A., (1989), 'Econometric studies in health economics: a survey of the British literature' , Journal of Health Economics, 8.
- Wold, H., (1985), 'Systems Analysis by Partial Least Squares,' in: P. Nijkamp, Helga Leitner, and Neil Wrigley, eds., Measuring the Unmeasurable, Dordrecht.
- Wolinsky, F.D. and S.R. Wolinsky , (1981), 'Background, attitudinal and behavioural patterns of individuals occupying eight discrete health states', Sociology of Healthcare and Illness, Vol 3, 1.

Appendix

This appendix discusses the building of the demand variables, as used in the main text. Since the demand variables depend on the use of the N.M.R., the N.M.R. is first discussed; then, the derivation of the demand variables is exposed at length.

The N.M.R.

The N.M.R. record is an index that has been set up in order to measure the average yearly nursing charges profile of the hospitals in Belgium. It contains statistics about the frequencies and average time of specific nursing functions. The N.M.R. statistics are based on the inpatients themselves and are representative of the hospital nursing activities [PIERRET et alii (1988)].

The N.M.R. index record has been recently extended with supplement fields. Those incorporate other meaningful statistics that relate to the patients. The statistics are namely the principal and second diagnose, the sex, the age of the patient under review. The considered pathologies are those defined according to the I.C.D. (i.e., the International Classification of Diseases) restricted to the first three digits. Finally, using other supplement fields such as the date of entry and date of exit of the patients, can yield a derivation of a length of stay per clinical service.

These data, coupled with the average admission rate per sex, and group of age, allow one to compute :

- an average probability of contracting a specific disease, or group of diseases in the sense of FETTER (et alii) (1980)s DRG's , per sex and age;
- an hospital average length of stay for a specific disease, or group of diseases, per sex and age.

Link between N.M.R data and probability of disease per age and sex, per hospital

In the total number of N.M.R. records, only 26 percent of them were filled with the diagnose and other relevant statistics relevant to the patient tested.

Analyses conducted on this sample have revealed that age and sex are two (but variable) dimensions that explains the probability of disease and hence, the admission rates. Because mobility costs are high, this also means that each hospital admission rate and its pathologies-mix are mainly influenced by the population structure of the sector where the hospital is located. In other words, thus, the sectoral population structure should serve as a proper clustering for the determination of hospital admission rates.

Also of importance has been the finding that a proper match exists between clinical services and diagnosed pathologies. On average, the internal mobility of patients with the same disease among clinical services has been estimated to be at about 12 percent, and is in light with the internal mobility of patients that one can derive using the admission rates data only. One can thus infer that the hospital clinical services distribution - (of course) relative to the beds distribution of the competitors hospitals located in its attraction sphere - is a relevant variable that approximates the opportunity choice by patients to consider their demand among various hospitals: indeed, hospitals which do not offer the specific service for one's pathology treatment should be excluded from the patient's opportunity set.

Construction of the pathology-based demand variables

Based on the inferences drawn from the analyses of the N.M.R. data, the demand variables have been built following a-three steps procedure. The steps are first presented. An example illustrates the procedure.

The first step of the procedure is based on the original sample of hospitals for which the N.M.R. records statistics are complete. Hence, data from the various N.M.R. records are first scanned so as to derive a distribution of each I.C.D.-defined pathology per age and sex. Based on the average number of inpatients per hospital in the sample, patients absolute frequency classes of pathologies have consequently been derived. These classes (for instance 25 male patients aged in the range [25,35] years for cardiac deficiencies in an hospital of average 150 beds) depend naturally on the average number of beds, and more specifically, on the average number of beds in the clinical service where the pathology is usually treated. This comes from the finding that a close link exists between clinical service and pathologies.

The second step defines the demand variables at the hospital sector level. Indeed, the population structure varies from hospital sector to hospital sector. Based on available statistics on sectoral hospital admission rates per age and sex, and based on demographic data that characterize the population structure in term of ageing and sex, it is possible to derive hospital admission frequencies classes per age and sex in a specific sector.

The third and last step defines the demand variables for each hospital by using step 1 and step 2. Indeed, step 2 defines admissions numbers per age and sex at the sectoral level. Consequently, an allocation rule is to be defined in order to partition the patients between hospitals of the sectors. Recall again that for specific classes of patients per age and sex, data on pathology allow to derive the percentage of patients that are usually treated in a clinical service. This being so, each class of patients, at the aggregate sectoral level, can be split among hospitals depending on the clinical service pattern of each hospital. The allocation rule we have taken amounts to allocate patients proportionally to the relative importance of the clinical service with respect to the clinical service number of beds in the sector.

The following simple example illustrates the three-steps procedure.

Consider a world with two types of pathologies, say, pathology A and pathology B. Data on diagnoses from the N.M.R. allow one to link the pathologies to age, sex and patients location in clinical services.

More specifically, step 1 of the procedure informs one that, say, 40 percent (and hence 60 percent) of the male patients in the age range [60,64] years-old suffer from pathology A (B) which is usually treated in service X (Y). [Step 1 completed].

From the population of a sector S, assume that analyses of the admissions rates data reveal that 10 percent of the male people in the age range [60,64] years-old are usually hospitalized in that specific sector S. Because population data inform that, say, 20000 such people use to leave in sector S, one directly infers that 2000 potential patients are being hospitalized in sector S. [Step 2 completed].

Suppose that the sector S is composed of two hospitals H1 and H2 that supply respectively 4 and 6 beds of services X and Y for H1, and 12 and 6 beds for H2. The allocation rule implies that the total demand induced by the male patients in service X (that is 402000 patients, i.e. 800 patients) and in service Y (1200 patients) must be split into hospitals H1 and H2, according to their relative proportion of beds in each service. For instance, the weights $(4/4+12)$ and $(6/6+6)$ are used respectively for the hospital H1 service X and service Y. According to these weights, it is then computed that the demand to hospital H1 is respectively composed of 200 patients for service X and 600 patients for service Y . In the same way, the demand for care is uniformly 600 patients for H2 services X and Y. [Step 3 ended].

ETUDE DE CONSOMMATION DE BIENS ET SERVICES DE SANTE DE DEUX GROUPE DE PATIENT

ESPINOSA J., CHAUFFERIN G., DURU G.

URA 934, Université LYON I, 69622 Villeurbanne Cedex - France.

BOIRON S.A., 69110 Ste Foy Lès Lyon - France.

L'objet de la présente communication est de présenter la méthode et les premières données extraites d'une étude construite à l'aide des données d'un organisme de protection sociale complémentaire agréé comme centre de paiement de l'Assurance Maladie, sur un secteur géographique donné (un département).

I) OBJECTIF DE L'ETUDE

Il s'agit d'étudier sur trois ans deux populations âgées de 0 à 3 ans l'année de l'inclusion, l'une faisant appel à une stratégie de soins homéopathique, l'autre ne faisant pas appel à ce type de stratégie thérapeutique. Les données concernant les actes et les coûts par patient seront obtenues par le biais des prescripteurs. L'étude comporte des résultats en termes de fréquence d'accès aux soins ambulatoires, de nombre de prescriptions de biens médicaux, de coûts de stratégies de soins, et de comportement des patients vis à vis des prescripteurs et des stratégies de soins.

Les seules natures de prestations et de dépenses prises en compte sont celles qui ont été présentées pour prise en charge. Les coûts et prestations non pris en charge, ainsi que ceux pris en charge et non présentés au remboursement échappent donc à notre étude.

II) METHODE

Sur la base de la liste des médecins de l'organisme concerné, il a été établi une liste de médecins homéopathes et non homéopathes. Dans un premier temps, ont été pris en compte les seuls médecins généralistes (hors Spécialistes). Pour être défini comme Homéopathe, le médecin doit remplir les deux conditions suivantes :

- avoir suivi une formation en Homéopathie,
- être recensé comme Homéopathe dans l'annuaire professionnel.

Les médecins ne remplissant qu'une seule de ces deux conditions ont été pour l'instant éliminés.

Il a été établi, sur la base des informations transmises, un fichier des couples médecins/patients comprenant l'information Homéopathes/Non Homéopathes et l'ensemble des informations concernant les prestations et dépenses de santé pour la totalité des patients, issues de trois fichiers :

- le fichier des actes professionnels,
- le fichier des prestations diverses,
- le fichier des prestations hospitalières (Concernant notre population, les prestations hospitalières se sont avérées inexistantes pour la première année de l'étude).

III) PREMIERES DONNEES OBTENUES

Les premières données obtenues concernent la première année de l'étude.

III-1) MEDECINS

La population est composée de 1845 médecins, dont 1776 Non Homéopathes (96,3% de l'ensemble) et 69 Homéopathes (3,7% de l'ensemble).

Répartition par sexe :

Le groupe des non Homéopathes comprend 25,4% de femmes et 74,6% d'hommes. Au niveau national (1), la répartition est 16,2% pour les hommes et 83,8% pour les femmes.

Les Homéopathes sont à 37,7% des femmes et 62,3% des hommes. La féminisation plus élevée que chez les médecins non Homéopathes est également confirmée par les données nationales (1).

Répartition par âge :

Les non Homéopathes sont âgés en moyenne de 44,6 ans, les âges allant de 28 à 88 ans. Au niveau national (1), l'âge moyen est de 41,8 ans.

La population des Homéopathes est âgée de 32 à 73 ans, pour un âge moyen de 43 ans. Les données nationales (1) montrent un âge moyen de 40,9 ans.

Les écarts d'âge entre les deux groupes de médecins dans notre population et la moyenne sont comparables. En revanche, on peut noter que les praticiens du groupe pris en compte sont plus âgés que la moyenne nationale.

Sur cette population, les médecins ayant effectués des actes auprès de notre population de patients sur la première année sont au nombre de 129, 122 non Homéopathes et 7 Homéopathes.

(1) : CNAMTS : Carnets Statistiques, n° 61, P. 84 à 89 ; P. 100 à 103.

III-2)PATIENTS

La population est composée de 642 patients, dont 49 ayant eu recours aux Homéopathes (7,6%) et 593 aux non Homéopathes (92,4%).

La structure d'âge globale des patients est la suivante :

Tranche d'âge	Non Homéopathes	Homéopathes	Total
- de 1 an	16,5%	12,2%	16,2%
1 an	29,0%	34,7%	29,4%
2 ans	30,4%	30,6%	30,4%
3 ans	<u>24,1%</u>	<u>22,4%</u>	<u>24,0%</u>
Total	100%	100%	100%

On remarque que près d'un tiers des patients ont deux ans, et que les moins de un an représentent 16% seulement des patients. On note un moindre recours aux Homéopathes pour les patients de moins de un an, et à l'inverse, une plus forte proportion d'enfants de un an chez les Homéopathes.

III-3)ACTES PROFESSIONNELS**- Typologie des actes :**

Les actes recensés sur chacun des patients par les médecins de l'étude sont au nombre de 10 559, et ont été effectués pour 92,6% (9 781 actes) par des Non Homéopathes et pour 7,4% par des Homéopathes (778 actes).

La structure des actes est concentrée autour des Consultations et Visites :

Type d'Actes	Nombre d'Actes	Part du total
Consultations	5 640	53,4%
Visites	1 290	12,2%
Indemnités de Déplacement (Liées aux Visites)	1 262	12,0%
Autres	<u>2 367</u>	<u>22,4%</u>
TOTAL	10 559	100%

On remarque que les actes professionnels sont constitués pour plus de la moitié par des consultations et pour plus des trois quarts liés aux consultations et visites.

L'examen des structures d'actes par type de médecins donne les résultats suivants :

Type d'Actes	Non homéopathes	Homéopathes
Consultations	53,0%	58,7%
Visites	12,5%	9,0%
Indemnités de Déplacement (Liées aux Visites)	12,2%	9,0%
Autres	<u>22,3%</u>	<u>23,3%</u>
TOTAL	100%	100%

On remarque que la concentration des actes est proche avec néanmoins une part de consultations plus importante chez les Homéopathes. Les analyses nationales dont nous disposons montrent une structure d'actes Consultations/Visites de 67%/33% pour les Généralistes (ici, 81/19) et de 90%/10% pour les Homéopathes (dans notre étude 87/13).

- Structure des actes par âge des bénéficiaires :

La structure des actes par âge est la suivante :

Age des patients	Nombre d'actes	Répartition
Moins de 1 an	1 556	14,7%
1 an	3 349	31,7%
2 ans	2 965	28,1%
3 ans	<u>2 689</u>	<u>25,5%</u>
Total	10 559	100%

On remarque, par rapport à la structure de la population des patients, que ceux âgés de moins d'un an mobilisent moins d'acte proportionnellement à leur présence dans la population, alors que la tranche des 1 an consomment plus d'actes que la moyenne.

J. ESPINOSA, G. CHAUFFERIN, G.DURU.

Consommation de Biens et Services de Santé de deux groupes de patients.

- Structure des actes par type de prise en charge :

Pourcentage de prise en charge par l'Assurance Maladie	Nombre d'actes	Répartition
25%	43	0,4%
35%	94	0,9%
65%	1 087	10,3%
75%	8 899	84,3%
80%	17	0,2%
100%	<u>419</u>	<u>4,0%</u>
TOTAL	10 559	100%

On remarquera que la quasi-totalité des actes justifient d'une prise en charge à 75%, ce qui est cohérent avec la structure de l'activité, qui est composée principalement de Consultations et Visites prises en charge à hauteur de 75%.

III-4) PRESTATIONS DIVERSES**- Typologie des prestations :**

Les prestations diverses recensées sur chacun des patients par les médecins de l'étude sont au nombre de 12 5289, et ont été effectués pour 90,2% (11 302 prestations) par des Non Homéopathes et pour 9,8% par des Homéopathes (1 226 prestations).

La structure des prestations est concentrée autour des prescriptions de pharmacie :

Type de Prestations	Nombre de Prestations	Part du total
Pharmacie à 100%	31	0,2%
Pharmacie à 70%	6 705	53,5%
Pharmacie à 40%	3 850	30,7%
Pharmacie à 0%	1 622	12,9%
Urgences Pharmacie	218	1,7%
Autres	<u>102</u>	<u>1,0%</u>
TOTAL	12 528	100%

On remarque que les prestations diverses sont constituées en quasi-totalité par des prescriptions de pharmacie, dont plus de la moitié prise en charge à 70%.

J. ESPINOSA, G. CHAUFFERIN, G.DURU.

Consommation de Biens et Services de Santé de deux groupes de patients.

L'examen des structures d'actes par type de médecins donne les résultats suivants :

Type de Prestations	Non homéopathes	Homéopathes
Pharmacie à 100%	0,3%	0,1%
Pharmacie à 70%	53,1%	57,3%
Pharmacie à 40%	31,4%	24,6%
Pharmacie à 0%	12,7%	15,3%
Urgences Pharmacie	1,7%	1,8%
Autres	<u>0,8%</u>	<u>0,9%</u>
TOTAL	100%	100%

On remarque que la répartition est proche avec néanmoins une part de pharmacie à 70% et à 0% supérieure chez les Homéopathes par rapport aux non Homéopathes. Ceci s'explique par le fait que les médicaments homéopathiques qui, a priori représentent une part significative de la prescription des Homéopathes sont soit non pris en charge, soit remboursés à 70%.

- Structure des prestations diverses par âge des bénéficiaires :

La structure des prestations par âge est la suivante :

Age des patients	Nombre de prestations	Répartition
Moins de 1 an	1 722	13,7%
1 an	4 369	34,9%
2 ans	3 399	27,1%
3 ans	<u>3 038</u>	<u>24,2%</u>
Total	12 528	100%

On remarque, par rapport à la structure de la population des patients, que ceux âgés de moins d'un an mobilisent moins de prestations proportionnellement à leur présence dans la population, alors que la tranche des 1 an consomment plus de prestation que la moyenne. Nous retrouvons ici la même constatation que pour la structure des actes professionnels.

J. ESPINOSA, G. CHAUFFERIN, G.DURU.

Consommation de Biens et Services de Santé de deux groupes de patients.

- Structure des prestations par type de prise en charge :

Pourcentage de prise en charge par l'Assurance Maladie	Nombre de prestations	Répartition
0%	1 622	12,9%
30%	21	0,2%
40%	3 831	30,6%
60%	11	0,1%
70%	6 688	53,4%
100%	<u>355</u>	<u>2,8%</u>
TOTAL	12 528	100%

On remarquera que plus de la moitié des prestations justifient d'une prise en charge à 70%, et près du tiers à 40%. Les taux à 100%, 70%, 40% et 0% représentent 99,7% du total, car ce sont les quatre taux de prise en charge possibles pour le médicament, ce qui est totalement en phase avec la structure des prestations diverses.

CONCLUSION

L'ensemble des couples médecins/patients étudiés pour cette première partie de données disponibles permet de valider la cohérence des traitements et la représentativité des groupes.

On remarque que l'on dispose d'un ratio patients/médecins de 7 pour les Homéopathes et de 4,9 pour les non Homéopathes. Ce qui tend à montrer que les Homéopathes ont une proportion de patients âgés de 0 à 3 ans supérieure à leurs confrères non Homéopathes.

Si l'on regarde les actes par patient pour les enfants de 0 à 3 ans, chaque médecin Homéopathe a prescrit plus d'actes et de prestations que les médecins non Homéopathes (+ 66%). Ceci est dû, à la plus grande part de patients traités par les Homéopathes et, aussi à un nombre d'actes et de prestations par patient supérieur.

**Deux formes de cotisations d'assurances sociale en
Bulgarie.
Analyse économique.**

Eugenie Deltcheva

Le service national de santé publique en Bulgarie existe d'environ 40 ans. Il est financé presque entièrement/96-97%/ par le budget d'Etat. Selon les données préliminaires pour l'année 1992 environ 7 à 8% des dépenses générales budgétaires seront orientés à la santé publique.

Le système de la santé publique du pays se développait jusqu'à nos jours surtout par voie extensive. Les ressources augmentaient d'une manière successive. En 1990 la Bulgarie avait 30% plus de médecins, 51% de stomatologistes et 1.4% plus de lits d'hôpital que les indices moyens de la Région européenne. Les analyses de 1991 du Service national des Statistiques en Bulgarie montrent toutefois que malgré l'augmentation des ressources le chiffre d'affaires des établissements médicaux diminue et les indices caractérisant l'état sanitaire et démographique s'empirent nettement. Tous ces processus inquiétants se déroulent dans des conditions d'une large crise économique qui sévit dans le pays lors de sa nouvelle histoire - une crise de transition de la gestion socialiste planifiée à une économie de marché.

Dans ces conditions il faut entreprendre une réforme considérable du système de financement de la Santé publique. Quatre causes principales conditionnent les changements.

La première consiste dans le faible pourcentage de l'efficacité des ressources utilisées. La seconde - dans la complète opacité de l'assurance financière et dans l'impossibilité de gestion des sources des revenus. La troisième cause est dans le manque du système actuel de tous

mecanismes stimulants et motivés. Ces mecanismes sont orientés vers l'individu et la société dans le but de la sauvegarde de la santé ou ce sont des mecanismes adressés aux specialistes médicaux pour stimuler une attitude plus soigneuse par rapport aux patients et pour un travail plus effectif et de plus haute qualité. La quatrieme cause de la reforme concerne l'apparition du secteur privé dans le domaine de la Santé publique dont le developpement futur pourrait aiguiser les disproportions sociales dans l'accès à l'aide médicale.

Un concessus entre les differents partis politiques en Bulgarie a constaté la necessité d'un nouveau système d'assurance sociale qui, cependant, ne remplacerait pas totalement le financement budjétaire. Avec les moyens du budget d'Etat seront financés l'activité de l'aide medicale rapide, le controle sanitaire étatique et autres activités. Avec ces moyens budjétaires seront complétés également les fonds du systeme de l'assurance médicale.

La source principale de financement des soins médicaux serait les cotisations obligatoires d'assurance sociale, versées par les employeurs

- pour les personnes engagées et par les employers mêmes
- pour leurs familles. Dans toutes les variations du projet de loi pour l'assurance médicale de la population on prend comme base la collecte des cotisations - pourcentage du salaire brut. Cette base a été preferée surtout vu son application universelle pour tous les salaires y compris ceux des organismes à financement budjétaire. En outre dans les conditions d'une inflation tres variable, les appointements representent une base plus souple dont les

corrections refléteraient automatiquement sur les montants des sommes de l'assurance sociale.

Un des problèmes qui n'est pas résolu et reste discutable est celui des moyens de détermination des cotisations. Sa gravité est le résultat des conséquences économiques sérieuses de la décision prise.

On est en train d'étudier deux formes selon la manière du décompte des cotisations obligatoires.

La première forme utilise la manière triviale du calcul des cotisations de la part de l'employeur et du salarié dans le prix de revient et le prix de vente.

La seconde forme se réduit au décompte des cotisations au moyen de leur décompte du profit de l'organisme avant l'imposition directe des impôts. Cette manière d'agir a été conseillé par de nombreux experts, vu son caractère antiinflationnaire. Un autre argument en faveur de cette forme est que dans ce cas la charge financière serait assumée directement par ceux qui répondent de la santé et des conditions du travail. A la différence que dans la première forme le fardeau économique serait assumé par toute la population et avant tout par le ménage à bas revenus.

Le but de l'analyse actuelle est de prévoir certaines conséquences économiques de base résultants de l'application des cotisations de santé /pour le patron et les salariés/ selon les deux méthodes.

L'analyse est basée sur les données de six entreprises qui diffèrent selon le chiffre du personnel et la part relative des charges salariales dans le prix de revient de la production. Dans ce cas c'est la méthode du modelage de

simulation de la situation qui est appliqué en tenant au même niveau le bénéfice et ayant un mécanisme économique standard répondant à la législation économique du pays. On se base sur un niveau des contributions pour une personne active de 12%/1/ de son salaire brut. Le patron et le salarié participant avec des parts égales de 6%.

Résultats et commentaires:

1. D'après toutes les données s'affirme notre hypothèse préalable que la première forme est plus favorable économiquement à l'entreprise même ainsi qu'au système fiscal.

Selon ce dernier le coût de revient, le prix, le bénéfice avant impôts et les contributions au budget d'Etat augmentent avec un pourcentage égal de 3 à 6%. L'avantage consiste en ce que la hausse des frais est compensé par le revenu.

Par contre, selon la seconde méthode, l'entreprise et le budget subissent une perte considérable. De 17 à 26% s'avère la baisse du bénéfice de l'entreprise et des contributions au budget.

Il est évident que cette méthode est destructive dans le cadre de la politique gouvernementale qui répond aux exigences du Fond International Financier. Les efforts sont orientés actuellement vers une entreprenance active et investissements de capitaux considérables lors de la privatisation. L'application de la seconde méthode s'avère être un alourdissement supplémentaire pour l'entreprise dans le cadre de transition vers l'économie de marché. D'un autre côté les versements au budget D'Etat vont se positionner à

1. Ce niveau a été fixé par des spécialistes à base d'analyses économiques préalables et il est à prévoir qu'il peut être élevé jusqu'à 14 à 15%.

un niveau beaucoup plus bas que l'économie réalisée de l'assurance actuelle budgétaire /qui sera remplacée par le nouveau système de financement/. Ceci va venir aiguïser encore plus le déficit budgétaire qui est déjà considérable.

2. Un niveau des charges salariales plus élevé vient affaiblir les positions économiques de l'entreprise sur le marché en baissant ses capacités de concurrence dans les conditions des prix concurrentiels. Ce résultat apparaît lors de la simulation avec les deux formes de cotisations de santé et les causes en sont différentes.

Dans le premier cas, la différence de 20% dans le niveau des charges salariales de deux entreprises amène jusqu'à une différence de 2-3% dans le rencherissement du prix de revient, ce qui peut provoquer des pertes.

D'après la seconde méthode, la même différence de 20% se repercute sous forme d'abaissement supplémentaire du bénéfice de 9-10% ce qui représente une limitation sensible des investissements.

Dans les deux cas cela peut provoquer des envies de licenciement de la part des dirigeants. En Bulgarie, pendant 40 ans le chômage n'existait pas officiellement, mais maintenant les chômeurs représentent 10% de la population active. D'où il s'en suit que d'après les deux méthodes les entreprises ayant des charges salariales plus élevées vont susciter l'augmentation du chômage dans le pays jusqu'à un niveau dangereux et incontrôlable.

Conclusions:

1. La nécessité de libéralisation des conditions économiques en Bulgarie à fin de nouement de l'esprit entreprenant et stimulation des investissements ne permet pas d'appliquer la seconde forme des investissements.

Selon sa conception cette forme représente un impôt spécifique direct sur le bénéfice des sociétés qui va combler les fonds d'assurance. Le niveau actuel de cette imposition directe est assez élevé pour les conditions bulgares - 40 à 60% du bénéfice est répertorié dans le budget d'Etat et des communes. L'application d'un nouvel impôt semblable va limiter sensiblement les possibilités d'expansions et d'investissements des sociétés. D'autre part on craint l'augmentation du déficit budgétaire dont l'état actuel est déjà assez élevé.

2. Nous considérons que dans nos conditions spécifiques la méthode triviale d'élaboration des contributions comme éléments des frais d'une société est la plus valable. Elle est préférable car elle contient en soi des mécanismes compensants les pertes. Par contre cette méthode contient pas mal d'inconvénients et suscite des problèmes touchants à l'inflation. La maîtrise des processus d'inflation durant les derniers mois jusqu'à un niveau de 4 à 5% par mois selon niveau admissible de 10% /d'après accord conclu avec les Syndicats/ permet une certaine augmentation unique de l'index de l'inflation avec 4% en moyenne, ce qui est prévu lors de l'établissement des dimensions des contributions.

3. Pour restreindre l'influence de la première forme des cotisations sur l'inflation, il s'avère nécessaire de chercher d'autres voies et moyens adéquats. Par exemple, une des possibilités consiste dans l'inclusion dans les dépenses que la cotisation de l'employeur, le versement du salarié étant déduit du salaire brut existant avant l'imposition d'impôt. Cette variation est applicable étant donné que récemment a été promulguée une loi sur les dégrèments des revenus. Prenant en considération la pratique européenne /Mc Guire, Henderson, Mooney - 1988, Economic support for national health for all strategies - 1988 Mc Guire, Fenn, Mayhew - 1989/ cette solution pourrait renforcer la responsabilité individuelle et l'intérêt par rapport à la santé et le service médical.

4. On pourrait envisager le remplacement de la cotisation de l'employeur par une nouvelle forme - soit un pourcentage des plus-values. Ce raisonnement pourrait être valable car on prévoit en 1992 l'établissement en Bulgarie d'un impôt sur la valeur ajoutée. Ainsi seraient allégées les décomptes pratiques pour l'assurance sociale à une base plus large - la valeur ajoutée. Connaissant les débats sur le problème d'un tel remplacement /Schmahl, Henke, Schellhaas - 1984, Elixmann et al - 1985, Rukup -1986, Schulz - 1986, Peeters - 1988/ nous estimons que c'est un problème sérieux, scientifique et pratique qui nécessite des analyses et examens supplémentaires. Son étude spéciale s'impose pour les conditions en Bulgarie car le système d'assurance sociale projeté est basé de préférence sur la distribution interpersonnelle des moyens accumulés.

References:

1. Economic support for national health for all strategies, WHO, Geneva, 1988.
2. Elixman et al Der " Maschinenbeitrag" - gesamtwirtschaftliche, Auswirkungen alternativer Bemessungsgrundlagen für die Arbeitgeberbeiträge zur sozialversicherung, Tübingen 1985.
3. Mc Guire A., J. Henderson, G. Mooney, The economics of Health Care, Int.Library of Economics, Routledge & Kegan Paul, London and New York, 1988.
4. Mc Guire A., P. Fenn, K. Mayhew, The assesment; The Economics of Health Care, Oxford review of Economic Policy, vol 5, 1989.

5. Peeters J., The "Maschinenbeitrag" debate in Europe; In search of Optimal Financing Base for Social Security, in Journal of Social Policy, vol. 17, part 1, 1988.
6. Rurup B., Strukturpolitische Aspekte eines Wertschöpfungsbeitrages, Darmstadt, 1986
7. Schmahl W., K. Henke H. Schellhaass, Änderung der Beitragsfinanzierung in der Rentenversicherung? Ökonomische Wirkungen des "Maschinenbeitrags", Baden-Baden 1984.
8. Schulz E., Potentielle Beschäftigungseffekte der Maschinensteuer, Frankfurt/ Main, 1986.

Une analyse transversale de la consommation de soins de santé en Belgique

J.M. Laasman

Chargé de recherche au DULBEA*

INTRODUCTION

Comment assurer à tous l'accès à des soins de qualité tout en restant rentable et efficace? Tel est le délicat problème posé aux systèmes de prestations des soins de santé. Conçus à l'origine pour en faciliter l'accès et en développer la capacité, ces systèmes n'ont pas réussi à assurer leur financement. L'évolution escomptée de la pyramide des âges et de la technique médicale dans la plupart des pays industrialisés, hypothèquent la viabilité future de l'assurance soins de santé si bien qu'aujourd'hui, le principe de solidarité a laissé place à la maîtrise des coûts au premier plan des préoccupations politiques. Responsabilité financière des organismes assureurs, fédéralisation de l'assurance soins de santé, ... sont autant d'idées nées de cette logique du rationnement, qui, poussée à l'extrême, débouche inévitablement sur la privatisation de l'assurance santé, autrement dit sur la mort du système d'assurance sociale. La Belgique n'est pas épargnée par cette tendance; bien au contraire, au débat éthique et politique, se greffe, dans notre pays, les habituelles dissensions communautaires.

Dans ce contexte d'austérité, où les intérêts divergent et les enjeux sont d'importance, l'économiste-statisticien apporte une aide précieuse au décideur public, en lui fournissant les outils objectifs qui lui permettent de juger de l'origine et de l'ampleur des déséquilibres. Identifier les facteurs qui conditionnent les disparités régionales de consommation médicale apparaît dès lors comme un préalable indispensable à la prise de décision en matière de santé publique.

Le modèle développé dans cet article a pour objectif d'étudier les relations entre l'offre, la demande de soins, et les caractéristiques socio-économiques ou démographiques des régions et des organismes assureurs. L'analyse met l'accent sur la relation simultanée entre l'offre et la demande, ainsi que sur les rapports qu'entretiennent les différentes catégories de soins. L'approche est macro-économique et transversale, dans la mesure où le modèle traite de données agrégées au niveau de la fédération mutualiste et relatives à l'année 1987. L'étude se limite aux catégories de soins qui constituent aujourd'hui le pivot du système de soins de santé à savoir les recours au généraliste et à la médecine spécialisée d'une part, à la demande dite "dérivée" d'autre part, constituée principalement des soins hospitaliers et des examens techniques.

Nous procédons, dans la seconde partie de l'analyse, à un exercice purement empirique, dont l'objectif est de déterminer si, au-delà de la rationalité médicale définie par le modèle, la région en elle-même reste un facteur d'influence significatif. Notre analyse vise à montrer au décideur public que la logique sous-jacente au processus de fédéralisation de l'assurance de soins obligatoire, revient à rejeter le principe de solidarité au profit d'un système qui, à long terme, débouche inévitablement sur la privatisation de l'assurance maladie.

* Département d'Economie Appliquée de l'Université Libre de Bruxelles

I. Description du système d'assurance maladie.

1.1. Le système d'assurance maladie-invalidité en Belgique.

L'assurance maladie-invalidité en Belgique comprend deux secteurs: celui des soins de santé et celui de l'assurance invalidité. Cette dernière branche concerne les indemnités accordées en vue de compenser plus ou moins la perte de revenu résultant d'une maladie ou d'une invalidité. Nous nous intéressons plus particulièrement au premier de ces deux secteurs.

L'assurance obligatoire en matière de soins de santé couvre la population entière du royaume, mais pour les travailleurs indépendants, la couverture est limitée aux gros risques. On distingue ainsi le régime des indépendants et le régime général, c'est-à-dire le régime des salariés auquel se limite notre analyse. Au sein du régime général, on distingue encore les titulaires indemnifiables primaires, les TIP, (regroupant plus ou moins la population active et les personnes à sa charge), les veuves, invalides, pensionnés et orphelins constituant la catégorie des VIPO.

Pour toutes les prestations, à l'exclusion des soins dits de première ligne¹(ou petits risques), l'intervention de l'assurance s'élève à 100% des honoraires et prix fixés par convention². En ce qui concerne le remboursement des soins de première ligne, il est limité en règle générale à 75%. Toutefois, les VIPO dont les revenus (de même que ceux des personnes à leur charge) ne dépassent pas un certain montant, bénéficient d'un remboursement préférentiel presque intégral; ces bénéficiaires sont repris dans la catégorie des VIPO préférentiels.

L'intervention personnelle de l'assuré dans le coût des prestations est parfois désignée sous le vocable "ticket modérateur". Pour l'hospitalisation, les médicaments et la plupart des prestations techniques, on pratique le système dit du "tiers payant": l'institution ou le prestataire de soins envoie l'attestation de soins à l'organisme assureur, le patient ne devra déboursier que son éventuelle intervention personnelle.

1.2. Organisation et financement du système de soins de santé.

Le remboursement des soins médicaux et le versement d'indemnités d'incapacité et d'invalidité sont assurés par les mutualités. Celles-ci sont aux nombres de cinq³, plus la caisse auxiliaire, établissement public géré paritairement. Les deux principaux organismes assureurs, à savoir les mutualités chrétiennes et socialistes, regroupent plus de 70% des bénéficiaires de l'assurance maladie.

Les unions nationales couvrent l'ensemble du territoire et rassemblent chacune un certain nombre de fédérations. Le mécanisme de financement est mixte: environ 60% des dépenses sont couverts par les cotisations sociales des employeurs et des travailleurs salariés ou des travailleurs indépendants, la partie restante est couverte

¹ Les soins dits "courants" ou encore de "première ligne" concernent les visites et consultations de médecins, de praticiens de l'art dentaire, kinésithérapie et prestations techniques de diagnostic et de traitement ne nécessitant pas la qualification d'un médecin spécialiste.

² Une autre caractéristique importante du système belge est que le taux de remboursement des dépenses médicales est fixé par des conventions conclues entre les médecins et les organismes assureurs. Ces accords doivent ensuite être approuvés par le gouvernement.

³ Mutualités chrétiennes, socialistes, libérales, neutres et professionnelles.

par des subventions de l'Etat (environ 35%), les cotisations à charge des pensionnés et la taxe sur l'assurance automobile.

Enfin, le budget global consacré à la santé est de l'ordre de trois cents milliards, ce qui fait de l'assurance maladie, le second poste par ordre d'importance du système de sécurité sociale après les pensions.

II. Un modèle de demande de soins.

Nous présentons dans ce chapitre, notre modèle régional de demande de soins. Dans un premier temps, nous commentons la structure générale du modèle et le choix des variables. Ensuite, le modèle complet est présenté en détail.

2.1. Banque de données et limites de l'analyse.

Les variables explicatives et expliquées du modèle de consommation médicale sont construites sur base de données brutes fournies par l'INAMI⁴ et les organismes assureurs (OA); des indicateurs régionaux, tels que l'offre médicale, ont également été développés à partir des statistiques publiées par l'INS, l'ONSS⁵ et d'autres institutions liées au secteur des soins de santé. Ces données sont relatives à l'année 1987 et sont disponibles par fédération mutualiste.

Nous avons extrait des fichiers, la consommation moyenne par fédération pour différentes catégories de soins obtenues par agrégation de codes comptables plus détaillés. Nous avons construit ainsi les 5 catégories de soins suivantes:

1. Consultations, avis et visites des médecins généralistes .
2. Consultations, avis et visites des médecins spécialistes.
3. Surveillance des bénéficiaires hospitalisés (nombre de jours d'hospitalisation).
4. Radiodiagnostic (nombre d'actes)
5. Biologie clinique et médecine nucléaire (nombre d'actes)

Soulignons que ces observations sont relatives aux prestations qui ont fait l'objet d'un remboursement au cours de l'année 1987; nos chiffres ne reprennent donc pas tout ce qui est auto-médication.

L'étude analyse les prestations remboursées aux titulaires indemnisables primaires (plus ou moins la population active) et aux personnes dont ils ont la charge, (c'est-à-dire plus de 70% de la population assurée).

L'étude se limite aux populations affiliées aux mutualités chrétiennes et socialistes, (c'est-à-dire les bénéficiaires de 56 fédérations); ces deux OA⁶ représentent plus de 73% de la population affiliée; —

⁴ Institut National d'Assurance Maladie Invalidité

⁵ INS=Institut National de Statistiques, ONSS=Office National de Sécurité Sociale

⁶ OA=Organismes Assureurs.

2.2. Le modèle général.

Le modèle se présente sous la forme d'un système d'équations structurelles, où l'on distingue les équations de demande et d'offre de soins.

La forme générale de notre équation de demande de soins s'écrit⁷:

$$D = a_1 + a_2' X_{a2} + a_3' X_{a3} + a_4' OFF + e_a$$

- où D = vecteur de demande de soins : GEN, SPE, HOP, BIO, RAD
 OFF = vecteur d'offre de soins.: OFFgen, OFFspe, OFFhop, OFFgen/OFFspe, OFFspe/OFFgen
 X_{a2} = vecteur de variables exogènes socio-économiques: REV, CHOM
 X_{a3} = vecteur de variables exogènes démographiques: SEXE, AGE
- et a_i = les paramètres (et vecteurs de paramètres) à estimer
 e_a = la perturbation aléatoire

Parmi les facteurs influençant la consommation régionale de soins, on distingue trois types de variables : les variables d'offre (densité de praticiens, de lits d'hôpitaux), les caractéristiques socio-économiques et démographiques.

A. L'offre de soins.

La plupart des études témoignent de l'influence de l'offre de soins sur la demande; Feldstein (1967) le premier démontra qu'une proportion importante des variations inter-régionales de la demande, peut s'expliquer par la structure et l'extension de l'offre. Ces résultats furent corroborés par des études plus récentes tant à l'étranger (Cullis et autres (1980), Frost et Francis (1979), et Yule (1985)) qu'en Belgique où Xavier Leroy (1983) relève que la concentration des praticiens et de l'infrastructure médicale dans certaines régions entraîne une concurrence qui explique vraisemblablement les importantes variations régionales de demande dérivée; à ce propos, Leroy met en évidence la complexité des liens entre les différentes catégories de soins; il note qu'à côté des rapports intimes de complémentarité qu'ils entretiennent, se développe une concurrence anarchique entre les principaux secteurs de la médecine.

B. Les caractéristiques socio-économiques.

Plusieurs études [notamment, Lavers (1983), Parkin et Yule (1985), et Puffer (1986)], ont analysé l'élasticité *revenu* de la demande de soins de santé. Leurs résultats témoignent d'un effet du revenu sur la demande, mais les conclusions sur le sens de cette influence divergent⁸. A priori, l'effet total du niveau de

⁷ Les variables sont définies page 6

⁸ Lavers, Parkin et Yule, ont réalisé leur étude à partir de séries chronologiques de données agrégées; l'élasticité *revenu* qu'ils calculent doit donc être interprétée comme l'effet d'une hausse du revenu national sur la demande agrégée de soins de santé.

sur la consommation médicale est ambigu: d'une part, le coût d'opportunité d'une hospitalisation, ou de la maladie en général, ce que Grossman appelle "the inconvenient cost of illness", augmente avec le revenu, incitant les hauts revenus à des recours plus fréquents aux soins; d'autre part, le revenu exerce un effet indirect sur la demande de soins via son impact sur l'état de santé. Les études réalisées sur base de données individuelles, trouvent un effet positif du revenu sur l'état de santé : c'est le cas notamment de Grossman (1975) et Phelps (1975) qui conclut que "a higher income may lead to a life-style that help to avoid hospital stay", ce qui implique un effet indirect négatif du revenu sur la consommation médicale, le sens de l'effet total étant incertain.

Tout comme le revenu, le taux d'activité, ou son symétrique, le *taux de chômage*, exerce un effet direct et indirect sur la demande de soins; le coût d'opportunité associé à la durée d'hospitalisation, ou la mise en oeuvre d'un traitement augmente avec le niveau d'activité; à état de santé égal, on peut s'attendre à un effet positif du taux de chômage sur la demande de soins, et plus particulièrement sur la durée moyenne d'hospitalisation. D'autre part, l'effet indirect, via l'état de santé, est probablement positif : il est en effet clairement établi "les chômeurs et leur famille souffrent de taux de morbidité et de mortalité accrus" [OCDE (1987, p. 11)]. Dans le cas du taux de chômage, on peut donc s'attendre à un effet globalement positif sur la consommation médicale.

C. Caractéristiques démographiques.

Le *sexe* et surtout *l'âge* sont les premières causes de disparités médicales. Les consommations de soins de santé sont élevées aux deux extrémités de la vie quel que soit le sexe, et durant la période de fécondité pour les femmes; une grande partie de cette surconsommation féminine est directement attribuable aux consultations motivées par les grossesses, les accouchements, la contraception.

Bien que l'âge et le sexe, ne constituent pas des raisons en elles-mêmes de rechercher une assistance médicale, ces caractéristiques démographiques sont les plus représentatives du niveau de morbidité.

Sur base d'enquêtes de santé réalisées en France (A. Charraud, P. Morniche (1986)), nous avons sélectionné trois tranches d'âge:

1. Le pourcentage de bénéficiaires entre 0 et 4 ans. La fréquence des recours chez les enfants est élevée jusqu'à 4 ans et identique quel que soit le sexe. Toutefois, ces recours sont généralement préventifs et ne reflètent pas une morbidité plus forte.
2. Le pourcentage de bénéficiaires de 5 et 19 ans. Au-delà de 4 ans, les recours décroissent très rapidement, jusqu'à un minimum absolu situé entre 10 et 14 ans pour les femmes et 15 et 19 ans pour les hommes.
3. Le pourcentage de bénéficiaires entre 20 et 39 ans. Les recours des hommes croissent de façon constante depuis l'âge de 20 ans jusqu'aux âges les plus élevés. Cette croissance est régulière mais assez lente jusqu'à 50 ans et s'accélère ensuite. Pour les femmes cette période correspond aux âges de fécondité au cours desquels les recours occasionnés par la maternité sont importants.

Puffers, par contre, dispose de données à un niveau micro et ses résultats permettent de cerner l'influence du revenu d'un individu sur sa consommation médicale. Celui-ci conclut que le sens de l'influence du revenu sur la consommation médicale, diffère selon le sexe et l'état de santé de l'individu considéré.

La tranche de 40 ans et plus a été choisie comme tranche de référence. A partir de cet âge, la consommation masculine et féminine est fortement croissante et parallèle.

Signalons que notre échantillon ne considère que la population TIP des mutualités; les tranches d'âges les plus élevées (au delà de 60 ans pour les femmes, 65 ans pour les hommes) n'y sont donc pas reprises.

Description des variables.

AGE 0-4	le pourcentage de bénéficiaires entre 0 et 4 ans parmi la population affiliée
AGE 5-19	le pourcentage de bénéficiaires entre 5 et 19 ans, parmi la population affiliée
AGE 20-39	le pourcentage de bénéficiaires entre 20 et 39 ans, parmi la population affiliée
CHOM	le pourcentage de chômeurs complets parmi la population affiliée
OFFgen	le nombre de médecins généralistes pour 10. 000 habitants
OFFhop	le nombre de lits pour 1000 habitants
OFFspe	le nombre de médecins spécialistes pour 10. 000 habitants
REVREG	indicateur régional du revenu obtenu par analyse en composantes principales des 3 variables suivantes: <ul style="list-style-type: none"> - le pourcentage de bénéficiaires dont le revenu dépasse 215.000 FB par trimestre , par arrondissement et par organisme assureur. - le pourcentage de déclarations fiscales mentionnant un revenu brut supérieur à 1.000.000 de FB par arrondissement. - le revenu moyen net imposable par arrondissement
REV	le pourcentage de bénéficiaires dont le revenu dépasse 215.000 FB par trimestre parmi la bénéficiaires
SEXE	le pourcentage de femmes parmi la population affiliée .
URB	indicateur d'urbanisation obtenu par analyse en composantes principales des deux variables suivantes : <ul style="list-style-type: none"> - la densité de population dans l'arrondissement considéré - le pourcentage de bénéficiaires étrangers parmi la population affiliée
BIO	le nombre d'actes de biologie clinique pour 10 bénéficiaires
GEN	le nombre de consultations de généralistes pour 10 bénéficiaires
HOP	le nombre de jours d'hospitalisation pour 10 bénéficiaires
RAD	le nombre d'actes de radiodiagnostic pour 10 bénéficiaires
SPE	le nombre de consultations de spécialistes pour 10 bénéficiaires

L'équation d'offre de notre modèle s'écrit:

$$\text{OFF} = b_1 + b_2' X_{b2} + b_3' D + e_b$$

où OFF = vecteur d'offre de soins : OFFgen, OFFspe, OFFhop

X_{b2} = vecteur de variables exogènes : REV, URB

D = vecteur de demande de soins : GEN, SPE, HOP

et b_i = les paramètres (et vecteur de paramètres) à estimer

e_b = la perturbation aléatoire

Si l'offre de soins influence la demande, dans un modèle macro-économique, la *demande* à son tour est susceptible d'influencer la disponibilité des ressources et des infrastructures médicales. L'offre de soins ne peut donc être considérée ici comme exogène. Dans le modèle, l'accent est mis sur la relation simultanée qu'elle entretient avec la demande.

Par ailleurs, on constate que la *ville*, attire les praticiens, tant généralistes que spécialistes, probablement motivés par les facilités d'accès et la présence de nombreux *hôpitaux*⁹ dans leur périphérie.

Enfin, on testera également l'hypothèse de concentration des praticiens dans les régions à *revenus élevés*.

2.3. Le modèle complet

Le modèle complet est composé de 8 équations formant un système bloc récursif. Les couples d'équations (1,2), (3,4), (5,6) constituent chacun un ensemble d'équations simultanées. Les demandes dérivées sont représentées par les équations 5, 7 et 8.

$$\begin{cases} [1] & \text{GEN} = C_1 + \beta_{11} \text{REV} + \beta_{12} \text{AGE0-4} + \beta_{13} \text{AGE5-19} + \beta_{14} \text{AGE20-39} + \beta_{15} \text{SEXE} + \beta_{16} \text{OFFspe/OFFgen} + \gamma_{11} \text{OFFgen} + \epsilon_1 \\ [2] & \text{OFFgen} = C_2 + \beta_{21} \text{REVREG} + \beta_{22} \text{URB} + \gamma_{21} \text{GEN} + \epsilon_2 \end{cases}$$

$$\begin{cases} [3] & \alpha_{31} \text{GEN} + \text{SPE} = C_3 + \beta_{31} \text{REV} + \beta_{32} \text{OFFgen/OFFspe} + \gamma_{31} \text{OFFspe} + \epsilon_3 \\ [4] & \text{OFFspe} = C_4 + \beta_{41} \text{REVREG} + \beta_{42} \text{URB} + \beta_{43} \text{OFFhop} + \gamma_{41} \text{SPE} + \epsilon_4 \end{cases}$$

$$\begin{cases} [5] & \alpha_{51} \text{GEN} + \alpha_{52} \text{SPE} + \text{HOP} = C_5 + \beta_{51} \text{REV} + \beta_{52} \text{CHOM} + \gamma_{51} \text{OFFhop} + \epsilon_5 \\ [6] & \text{OFFhop} = C_6 + \beta_{61} \text{REVREG} + \beta_{62} \text{URB} + \gamma_{61} \text{HOP} + \epsilon_6 \end{cases}$$

$$[7] \quad \alpha_{71} \text{GEN} + \alpha_{72} \text{SPE} + \text{BIO} = C_7 + \beta_{71} \text{REV} + \epsilon_7$$

$$[8] \quad \alpha_{81} \text{GEN} + \alpha_{82} \text{SPE} + \text{RAD} = C_8 + \beta_{81} \text{REV} + \epsilon_8$$

⁹ Les spécialistes exerçant également leur profession en milieu hospitalier, la présence de nombreux hôpitaux est susceptible d'expliquer la concentration de spécialistes

Ce modèle reflète la logique médicale abordée au point 2.2. Nous en développons les différents aspects ci-dessous.

Huit fois sur dix, le médecin généraliste est le premier consulté en cas de besoin de soins : il constitue donc le point d'entrée du système de soins. Pour ce premier contact, qui résulte d'une décision spontanée de la part du patient ("patient initiated demand"), l'état de santé de la population mais aussi l'attitude vis à vis des soins médicaux jouent vraisemblablement un rôle important. Par conséquent, nous avons fait dépendre le recours moyen au généraliste de la structure par âge et par sexe de la population affiliée.

Outre, les variables de revenu et d'offre, nous avons également inclus dans cette équation, le rapport entre le nombre de médecins spécialistes et le nombre de généralistes. Au travers de cette variable, nous espérons capter l'effet sur les recours au généralistes, de la concurrence que se livrent dans certaines régions médecins spécialistes et généralistes. En effet, ceux-ci n'entretiennent pas toujours des rapports de complémentarité : dans les régions où la densité de praticiens est importante, les recours à la médecine spécialisée ont tendance à être directs pour certaines catégories de soins tels que la pédiatrie, la gynécologie ou la cardiologie. Dans le même ordre d'idée, le rapport médecins généralistes sur médecins spécialistes entre dans l'équation de demande de spécialistes.

Comme, en règle générale, le spécialiste est consulté après passage chez le généraliste, le recours moyen au généraliste est introduit dans l'équation explicative des consultations de spécialistes. De la même façon, les recours moyens aux généralistes et aux spécialistes entrent dans les équations caractérisant la demande dérivée : c'est-à-dire celles de la durée moyenne d'hospitalisation¹⁰ et du nombre moyen d'actes techniques de biologie clinique et de radiodiagnostic.

Tout autre chose étant égale par ailleurs, le revenu, ou de façon plus générale, le niveau de vie influence l'attitude face à la consommation médicale. Nous avons donc introduit cette variable dans chacune des équations de demande. Quant à la disponibilité en temps, mesurée ici par le taux de chômage, nous testons son influence sur la durée moyenne d'hospitalisation.

Les équations d'offre comportent les mêmes variables explicatives, à savoir les indicateurs régionaux de revenu et d'urbanisation¹¹ ainsi que les variables caractérisant la consommation moyenne de soins. Les médecins spécialistes exerçant en milieu hospitalier, nous avons ajouté la densité de lits d'hôpitaux dans l'équation explicative de la concentration de spécialistes.

=

¹⁰ A peine 1% des admissions en hôpital sont spontanées. Les hospitalisations sont donc prescrites dans leur grande majorité par les médecins spécialistes et généralistes à concurrence de 50% chacun.

¹¹ Ces indicateurs ont été obtenus à partir d'une analyse en composantes principales détaillée en annexe 1.

III. Estimation du modèle.

Ce chapitre présente les résultats des estimations basées sur notre échantillon de 56 observations sur les fédérations chrétiennes et socialistes.

3.1. Procédures d'estimation.

Chaque bloc d'équations simultanées est estimé par la méthode des triples moindres carrés. Les moindres carrés ordinaires sont utilisés pour les autres équations.

Notre échantillon est constitué d'observations provenant de deux mutualités dont les populations sont très typées, et concentrées dans des régions distinctes¹². Procéder par pooling des observations sur l'ensemble des fédérations tout organisme assureur confondu revient à imposer, a priori, une même structure économique pour les deux mutualités. Il nous semble plus raisonnable de supposer que tous les paramètres de régression sont susceptibles de se modifier d'une mutualité à l'autre. Dans ce cas, la méthode la plus adéquate consiste à introduire systématiquement une variable binaire, b_s , sur chacun des paramètres, (avec $b_s = 1$ si l'observation provient de l'échantillon socialiste et 0 sinon), et de tester si cet effet différentiel est significativement différent de zéro. Les résultats de ces tests sont détaillées à l'annexe 2 : de façon général, la structure économique générée par l'échantillon semble adéquate pour les deux organismes assureurs. L'hypothèse nulle est cependant rejetée à un niveau de 5% dans le cas de la binaire introduite sur la constante de l'équation caractérisant la densité de lits d'hôpitaux.

Enfin, un problème fréquemment rencontré dans les analyses transversales, est celui de l'hétéroscédasticité. Nous avons appliqué le test de White (1980) et celui du rapport de vraisemblance pour détecter la présence d'hétéroscédasticité. La méthode utilisée pour la corriger est celle développée par Feldstein (1967), dans son analyse de régression sur les coûts hospitaliers¹³.

3.2. Résultats des estimations.

Afin de faciliter l'interprétation des résultats, nous donnons au tableau 1, les consommations moyennes pour l'ensemble des observations.

Tableau 1: consommations médicales moyennes* (pour 10 bénéficiaires)

GEN	SPE	HOP	BIO	RAD
40,312	17,517	8,895	85,644	13,196

* moyenne générale tout organisme assureur confondu.

Le tableau 2 donne l'ensemble des coefficients estimés. Le tableau reprend également les deux estimations pour l'équation caractérisant la biologie clinique : on remarquera la similitude des coefficients estimés avec et sans correction pour l'hétéroscédasticité.

¹² Soulignons en effet, que 70% des affiliés chrétiens sont concentrés en Flandres et dans la province du Brabant, alors qu'aux mutualités socialistes, la population affiliée se concentre à 60% en Wallonie et dans le Brabant.

¹³ Les résultats des tests ainsi que la méthode de correction sont développés en annexe 3.

Tableau 2 : Résultats des estimations des équations de demande
(n=56, valeur des t entre parenthèses)

VARIABLES	GEN	SPE	HOP	BIO*	RAD
REV	-0,4159	-0,163	-0,378	-5,802	-0,555
	(2,144)	(1,406)	(4,200)	(5,172)	(4,443)
CHOM			0,085		
			(4,038)		
AGE0-4	-3,215				
	(5,273)				
AGE5-19	0,0661				
	(0,174)				
AGE20-39	0,808				
	(3,230)				
SEXE	-1,510				
	(2,940)				
OFFspe/OFFgen	-26,659				
	(3,589)				
OFFgen	0,0404				
	(0,583)				
OFFgen/OFFspe		-0,273			
		(0,308)			
OFFspe		0,476			
		(8,890)			
OFFhop			0,027		
			(4,790)		
GEN		-0,08	-0,08	-0,824	-0,105
		(1,560)	(2,265)	(1,158)	(1,560)
SPE			0,120	8,032	0,6
			(2,596)	(9,224)	(8,00)
CONST	120,398	15,39	7,289	8,902	9,687
	(4,867)	(3,970)	(4,099)	(0,224)	(2,646)

* Corrigé pour l'hétéroscédasticité (estimation par moindres carrés pondérés)

3.2.1. Les équations de demande.

A. Les variables d'offre médicale.

Les coefficients estimés ont les signes positifs anticipés. L'effet d'offre est très significatif pour les consultations de spécialistes et la durée moyenne d'hospitalisation ce qui corrobore les résultats obtenus par d'autres études macro-économiques, notamment Fuchs et Kramer (1972) et Van der Gaag (1978).

Le fait que la durée moyenne d'hospitalisation augmente avec les disponibilités en lits est un phénomène bien connu qui se vérifie encore ici.

En ce qui concerne les consultations de généralistes, le coefficient de la variable d'offre n'est pas significativement différent de zéro : toute autre chose restant égale, et notamment le rapport entre spécialistes et généralistes, une augmentation du nombre de généralistes par habitant n'entraîne pas un accroissement du nombre moyen de consultations. Par contre, toute autre chose restant égale, le recours annuel moyen au généraliste pour 10 affiliés, diminue de 26 unités lorsque le rapport médecins spécialistes sur médecins généralistes augmente d'une unité. Ces résultats confirment un phénomène croissant dans le secteur de la santé, déjà relevé par Xavier Leroy¹⁴: dès 1983, il note "qu'à côté des rapports intimes de complémentarité qu'ils entretiennent, se développe une concurrence anarchique entre les principaux secteurs de la médecine". Il semble que cette concurrence se fasse au détriment de la médecine générale¹⁵ : nos chiffres montrent en effet que lorsque un accroissement du nombre de médecins généralistes est suivi d'un accroissement proportionnel du nombre de médecins spécialistes, les consultations de généralistes par habitant n'augmentent pas; en d'autres mots, le nombre de consultations par généraliste diminue. D'autre part, lorsque le nombre de spécialistes augmente relativement au nombre de généralistes, la fréquence des recours au généraliste diminue de façon significative, alors que l'inverse ne se vérifie pas comme le démontre le coefficient non significatif du rapport généraliste sur spécialiste dans l'équation de demande de soins spécialisés. Dans les grandes agglomérations, où se concentrent les praticiens, la situation des médecins généralistes est aujourd'hui critique : sur les 16.000 généralistes inscrits à l'INAMI, 3000 ont moins de 3 patients par jour !!!

¹⁴ Cf. Leroy X.(1982,1983), "L'accès aux soins médicaux", tome I et II.

In : Revue Belge de Sécurité Sociale, Nr.11-12, novembre-décembre 1982 et Nr.1, janvier 1983.

¹⁵ Ce qui semble logique; car si le généraliste renvoie au spécialiste, l'inverse n'est pas vraie.

B. Les variables socio-économiques.

L'effet du revenu est négatif pour l'ensemble des consommations médicales et généralement très significatif, ce qui donne aux soins de santé le caractère de "bien inférieur". Ces résultats rejoignent les conclusions d'enquêtes de consommation [André et Arié Mizrahi (1977), pp. 12 et 15] qui relèvent que "la dépense d'hospitalisation apparaît comme une consommation à élasticité revenu nettement négative" et que d'autre part "la dépense médicale totale (hospitalisation et médecine de ville¹) est maximum pour les très bas revenus..."

Sans aucun doute, la préoccupation médicale est plus forte chez les classes les plus aisées de la population; ce comportement entraîne vraisemblablement deux effets opposés sur la consommation médicale : tout d'abord, une forte demande de soins préventifs, ensuite et en conséquence, une meilleure santé, et donc une faible demande de soins. L'effet global négatif que nous mesurons ici n'est pas étonnant : la plupart des soins sont en effet thérapeutiques plutôt que préventifs, ce qui signifie que les patients s'adressent à leur médecin lorsqu'ils ont un réel problème de santé; il est donc logique que l'effet négatif indirect du revenu sur la consommation médicale, via l'état de santé, soit ici prépondérant. En outre, l'échantillon dont nous disposons, ne fournit que les consommations médicales ayant fait l'objet d'un remboursement, et non l'auto-médication qui caractérise la plupart des soins préventifs.

Le coefficient du taux de chômage, a le signe attendu et est significatif. Les résultats obtenus sur base de données individuelles, semblent donc se vérifier au niveau agrégé

C. Les variables démographiques.

Les résultats sur les variables caractérisant la structure d'âge et de sexe de la population affiliée sont mitigés.

En ce qui concerne l'âge, les chiffres s'interprètent par rapport à la tranche d'âge de référence, c'est-à-dire les plus de quarante ans.

On relève qu'en moyenne, la tranche de 0 à 4 ans, consomme moins de soins de généralistes que les plus de quarante ans : ceci peut s'expliquer d'une part par le fait qu'à cet âge la plupart des recours sont de nature préventive et non morbide, et donc non repris dans notre échantillon; d'autre part, la pédiatrie, est l'une des catégories de soins, pour lesquelles, dans certaines régions, le recours au spécialiste est direct.

Les recours des bénéficiaires entre 5 et 19 ans ne se différencient pas significativement des plus de quarante ans, alors que la tranche des 20 et 39 ans, apparaît comme la plus consommatrice de soins de généralistes. On peut avancer l'explication qu'au delà de 39 ans une bonne partie des consultations se passent chez le cardiologue, sans recours préalable au généraliste.

Toutefois, ces explications ne sont que partielles, et les résultats obtenus ne correspondent pas vraiment au schéma attendu. Ceci résulte vraisemblablement des limites de notre échantillon : celui-ci ne traite en effet que les affiliés de 0 à 60 ans (65 ans pour les hommes); or, les recours morbides aux système de santé ne commencent à

¹ Par soins de ville, on entend l'ensemble des actes médicaux effectués en dehors d'un hôpital et les produits acquis en pharmacie.

s'intensifier qu'à partir de 50 ans. Notre échantillon tronqué réduit donc la variance de l'âge et peut biaiser nos estimations.

Enfin, toute autre chose restant égale, le recours moyen au généraliste est plus faible lorsque la proportion de femmes dans la population affiliée augmente. Ici aussi, le coefficient de la variable risque d'être biaisé : en effet, entre 20 et 40 ans, (c'est-à-dire une bonne part de la variance de l'âge sur notre échantillon), les motifs de consultations d'un médecin pour grossesse ou contraception représentent plus ou moins 25% des recours des femmes. Or, il s'agit généralement de consultations directes du gynécologue sans recours préalable au généraliste.

D. Les recours moyens au généraliste et au spécialiste.

L'effet des consultations moyennes de médecins sur la demande dérivée est systématiquement opposé pour les deux catégories de praticiens : positif et très significatif pour les spécialistes, négatif et généralement peu significatif pour les généralistes.

Ces résultats sont intéressants; ils ne signifient pas que la médecine générale ne génère pas de demande dérivée, mais reflètent plutôt le phénomène de concurrence abordé plus haut : la demande dérivée est logiquement plus développée dans les régions où la concentration des praticiens et de l'infrastructure médicale est importante, c'est-à-dire, là où la concurrence est forte; or, nous avons vu que cette concurrence se fait au détriment des généralistes et à l'avantage des spécialistes.

Il n'en reste pas moins, qu'à séances de généralistes égales, la médecine spécialisée est liée positivement et de façon significative à l'hospitalisation et aux examens techniques : le lien le plus important et le plus significatif est celui liant séances de spécialistes aux examens de biologie cliniques : en moyenne, tout autre chose restant égale, lorsque le nombre de consultations de spécialistes par bénéficiaire augmente d'une unité, le nombre moyen d'examens de biologie clinique augmente de 8 unités. Les différences régionales de demande dérivée, principalement d'examens techniques, sont donc clairement liées aux variations régionales de médecine spécialisée. Ces résultats corroborent les conclusions d'autres études, notamment celle de Xavier Leroy (1983) qui observe que "la demande dérivée d'examens techniques se développe dans le sillage de la médecine spécialisée. Le coefficient technique (examens par séance) [...], est en relation positive avec la demande de soins spécialisés".

3.2.2. Les équations d'offres.

Le tableau 3 présente les estimations pour les équations d'offre.

Tableau 3: résultats des estimations des équations d'offre
(n=56, valeur des t entre parenthèses)

VARIABLES	OFFgen	OFFspe	OFFhop
REVREG	4,079	0,933	18,592
	(6,217)	(1,288)	(2,617)
URB	4,206	0,723	-8,850
	(5,092)	(0,559)	(1,706)
OFFhop		-0,001	
		(0,06)	
GEN	-0,251		
	(1,326)		
SPE		1,575	
		(2,730)	
HOP			18,504
			(2,215)
CONST	35,582	-14,125	-69,764
	(4,569)	(1,374)	(0,985)
BIN			-38,564
			(2,018)

A. L'indicateur du revenu régional.

Les coefficients ont les signes attendus : positifs et globalement significatifs. Les médecins et l'infrastructure médicale semble se concentrer dans les régions les plus riches. Le coefficient moins significatif pour l'offre de spécialistes, s'explique vraisemblablement par la forte multicollinéarité entre l'indicateur de revenu et la consommation moyenne de soins spécialisés.

B. L'indicateur d'urbanisation.

Les résultats sont ici moins clairs : si on constate, comme prévu, un lien positif et significatif entre la densité de généralistes et le taux d'urbanisation, le même schéma ne se reproduit pas pour la densité de spécialistes et de lits d'hôpitaux.

L'effet sur l'offre de spécialistes est non significatif : comme pour l'indicateur de revenu, ceci s'explique vraisemblablement par l'importante corrélation entre taux d'urbanisation et recours moyen aux séances de spécialistes; en d'autres termes, à consommation moyenne de spécialistes fixée, le revenu et le taux d'urbanisation d'une région n'auraient pas d'influence significative sur le nombre de médecins par habitant.

Ainsi, la demande serait le facteur prépondérant dans l'explication de l'offre de spécialistes, comme semble le confirmer son coefficient positif et significatif.

Le lien avec la densité de lits d'hôpitaux est négatif et significatif à 10%. Une partie de l'explication réside dans la concentration des hôpitaux les plus importants à la périphérie des grandes agglomérations là où la densité de population (et donc notre indicateur d'urbanisation) est plus faible.

C. La demande de soins.

Nous l'avons vu, la demande de soins est le facteur prépondérant dans le cas de l'offre de spécialistes. Le coefficient de la durée moyenne d'hospitalisation est également positif et très significatif. Pour ces deux catégories de soins, les résultats indiquent clairement une influence positive et mutuelle de l'offre et de la demande, corroborant ainsi d'autres études macro-économiques.

Par contre, nous n'observons pas de lien positif entre offre et demande de généralistes; bien au contraire, la relation statistique est négative et non significative. Ce résultat n'est pas étonnant et rejoint les observations faites précédemment : en effet, les médecins, qu'ils soient généralistes ou spécialistes, se concentrent dans les mêmes régions (la corrélation entre les densités de médecins spécialistes et généralistes, distribuées sur les arrondissements, est de 0,97); sur ces arrondissements, la concurrence entraîne des recours à la médecine générale, par habitant, inférieurs à la moyenne (ou du moins non significativement supérieurs). Les résultats aboutissent donc à une situation paradoxale : les médecins généralistes sont concentrés dans les régions où la demande de tels soins est inférieure à la moyenne.

IV. La région! Critère de différenciation?.

L'estimation du modèle et l'analyse des résultats mettent en évidence un certain nombre de relations statistiques stables et permettent d'appréhender certains phénomènes spécifiques au marché des soins.

A côté de l'exercice théorique, nous nous essayons ici à un exercice purement empirique dont l'idée nous a été suggérée par le débat actuel autour de la fédéralisation de la sécurité sociale en Belgique. Dans ce débat, l'assurance soins de santé revient régulièrement au tout premier plan du conflit communautaire, les politiciens du nord du pays invoquant la scission au nom des abus du sud en matière de consommation médicale.

Notre modèle explique, à partir de facteurs objectifs, une certaine part de la variance régionale de consommation médicale.

L'exercice des sections suivantes vise à répondre à deux questions:

1. après correction pour les facteurs objectifs influençant les disparités régionales de consommation de soins, la région en elle-même reste-t-elle un critère de différenciation? Autrement dit, relève-t-on une composante régionale dans la distribution des résidus?

2. si oui, cet effet "région" est-il significatif et dans quelle mesure le modèle résiste-t-il à l'introduction de cette variable?

Nous commencerons par répondre à la première question en analysant la distribution spatiale des résidus.

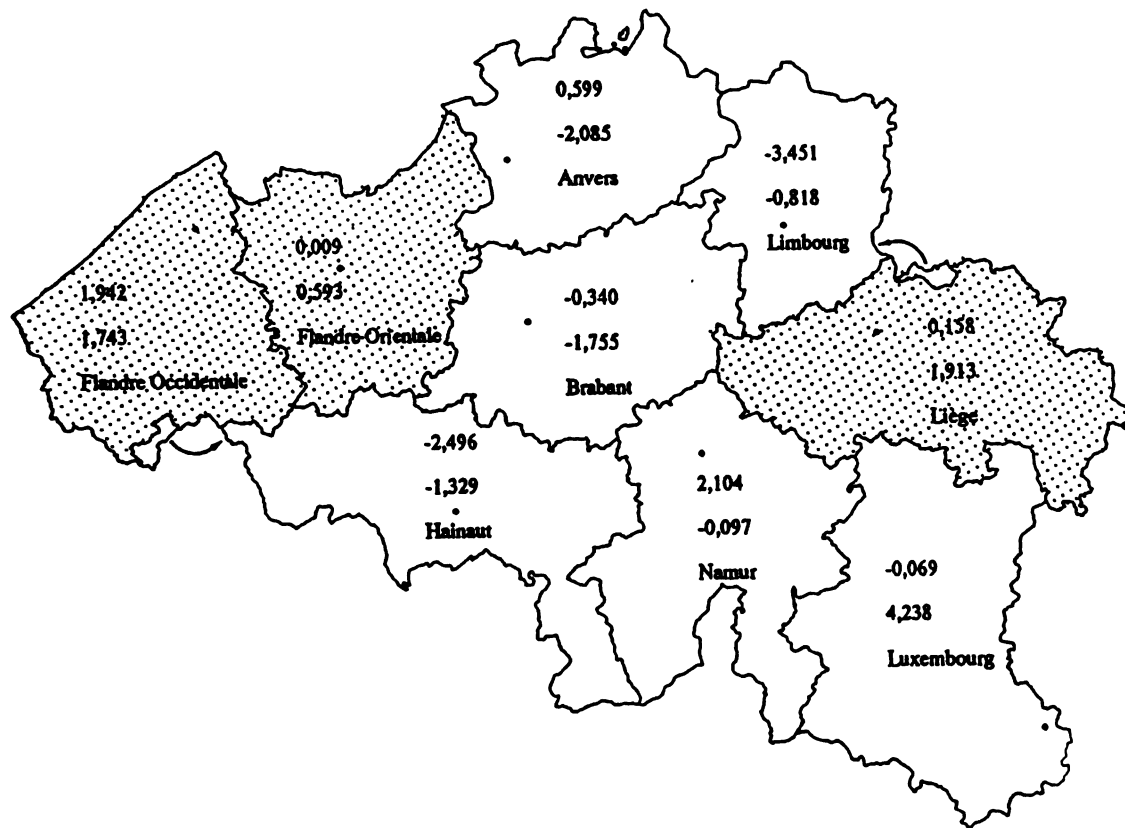
4.1. Analyse spatiale des résidus.

L'estimation du modèle donne des séries de résidus par fédération mutualiste. Pour chaque organisme assureur, nous disposons de la répartition par arrondissement de l'effectif affilié à chaque fédération. En pondérant par l'effectif, les séries de résidus ont d'abord été réparties par arrondissement, ensuite par province et ce pour les deux mutualités.

Les cartes suivantes donnent donc la répartition spatiale des résidus pour les deux organismes assureurs, le chiffre en caractère gras représentant les mutualités socialistes. Les résidus sont exprimés dans les mêmes unités que la variable dépendante : il s'agit d'un nombre annuel moyen (pour 10 bénéficiaires) de séances de médecins, de jours d'hospitalisation ou d'actes techniques. Un chiffre positif signifie que les bénéficiaires "sur-consomment" par rapport à la consommation moyenne définie par le modèle. Un chiffre négatif indique une "sous-consommation".

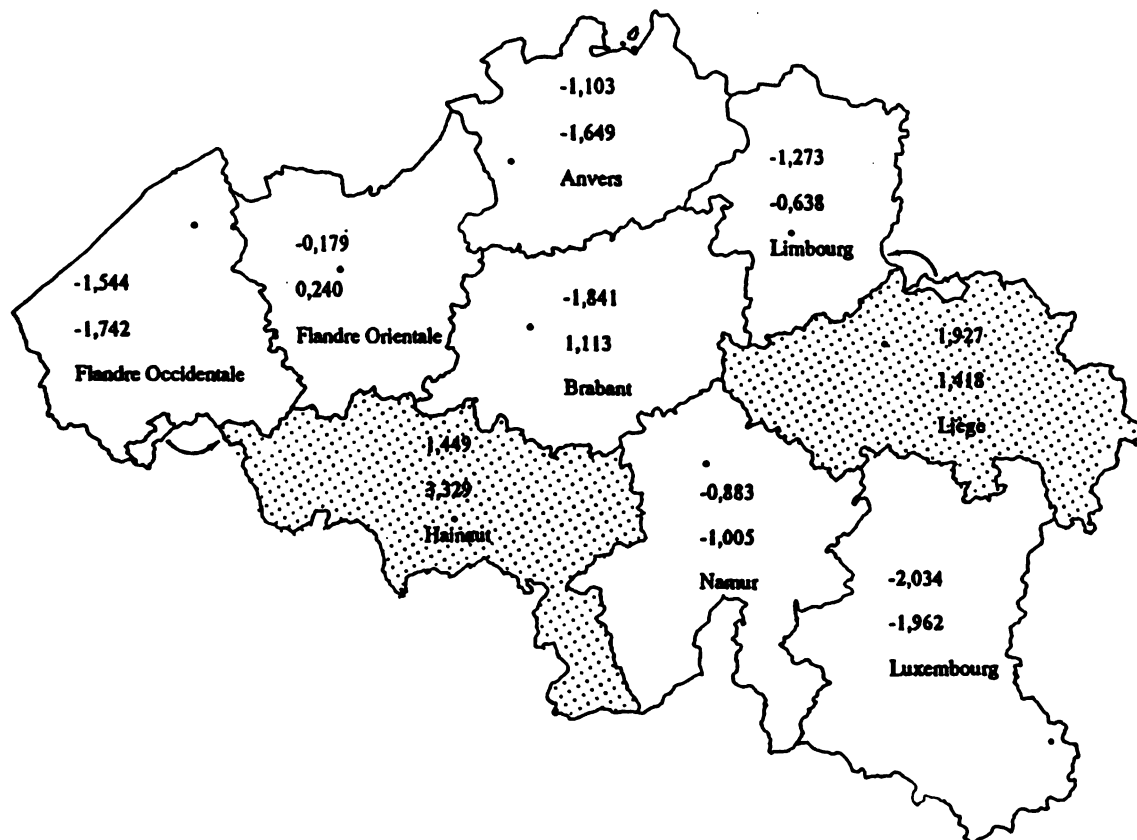
Distribution spatiale des résidus : carte 1

GENERALISTES



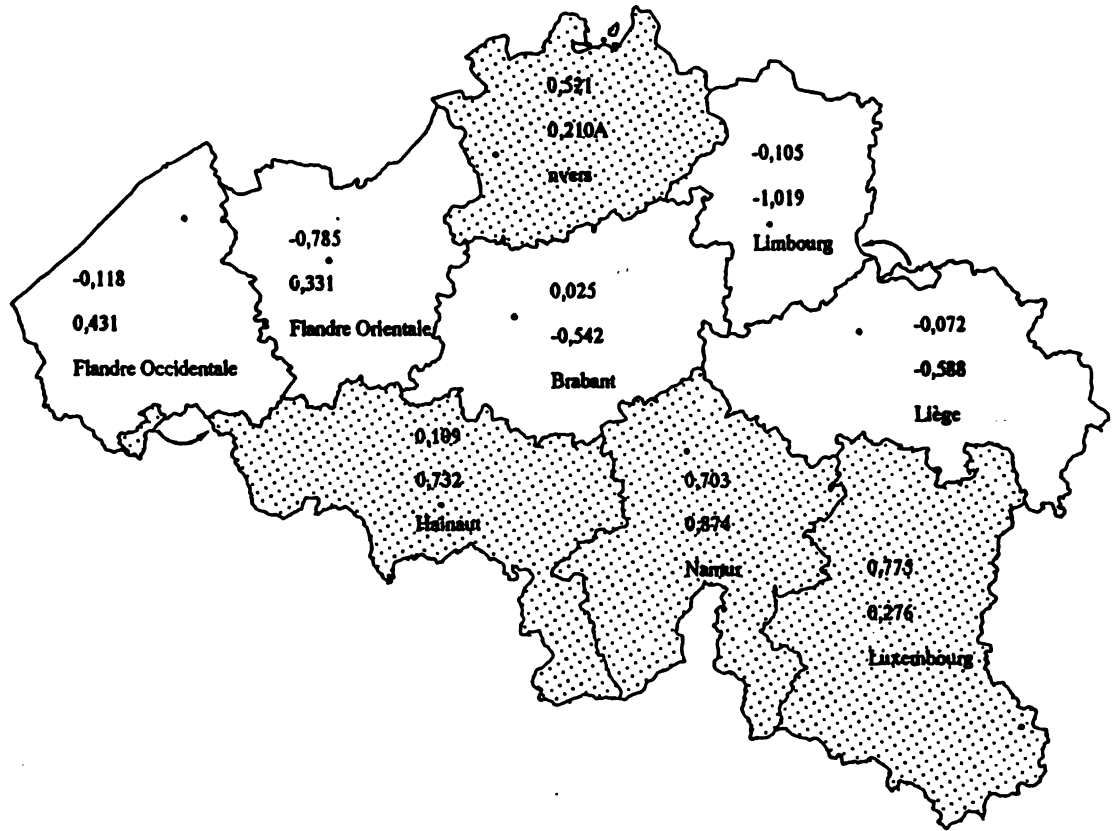
Distribution spatiale des résidus : carte 2

SPECIALISTES



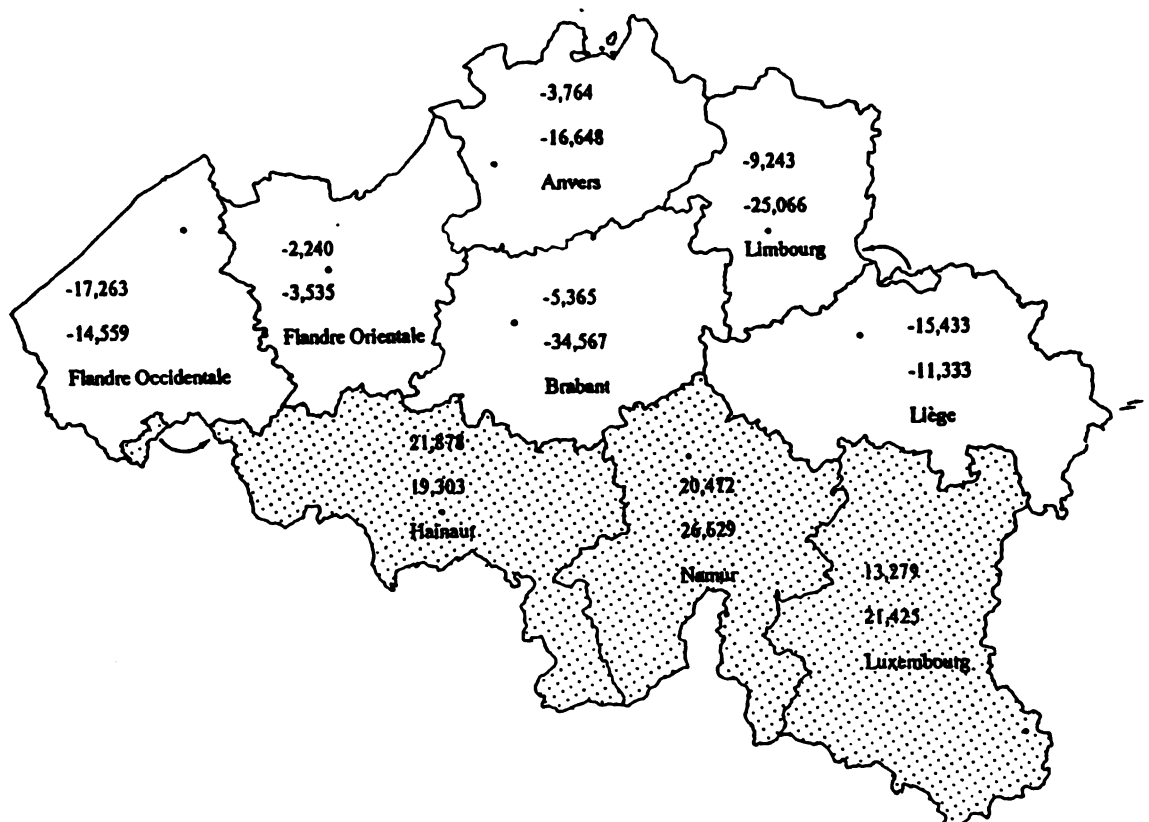
Distribution spatiale des résidus : carte 3

HOSPITALISATION



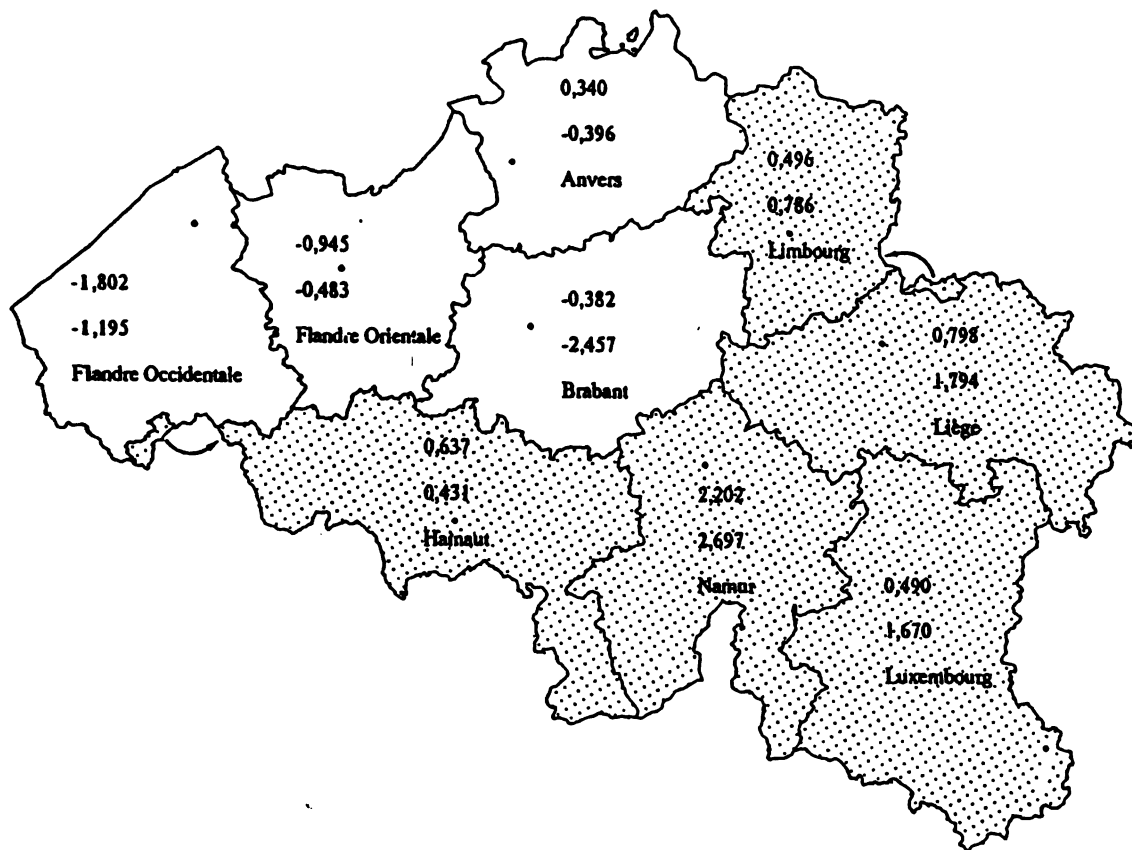
Distribution spatiale des résidus : carte 4

BIOLOGIE CLINIQUE



Distribution spatiale des résidus : carte 5

RADIODIAGNOSTIC



4.1.1. Les séances de généralistes.

Les provinces en pointillées sont celles pour lesquelles on observe des résidus positifs aux deux mutualités. Il s'agit en quelque sorte des provinces qui surconsomment par rapport au comportement de consommation moyen "objectivable", défini par le modèle.

Dans les provinces de Liège, de Flandre orientale et surtout occidentale les affiliés aux deux mutuelles surconsomment par rapport au comportement de consommation moyen. Dans le pire des cas, (c'est-à-dire celui de la Flandre occidentale et des affiliés chrétiens), cette "sur-consommation" ne représente que 5% de la consommation moyenne nationale.

Les provinces sous-consommant sont le Brabant, le Limbourg et le Hainaut. Les chiffres sont ici plus importants, puisque la sous-consommation des affiliés aux mutualités chrétiennes, atteint 8,6% de la consommation moyenne nationale dans le Limbourg et 6,2% dans le Hainaut.

Pour les trois provinces restantes, les chiffres ne permettent pas de distinguer une composante propre à la région.

4.1.2. Les séances de spécialistes.

La composante régionale semble plus marquée pour les séances de spécialistes : à l'exception du Brabant et de la Flandre orientale, sur les autres provinces, les résidus sont de même signes et généralement de même ampleur.

Les régions sur-consommatrices sont Liège et le Hainaut : la sur-consommation des affiliés socialistes du Hainaut représente 19% de la consommation moyenne nationale.

Dans les provinces de Flandre occidentale, d'Anvers, du Limbourg, de Namur et du Luxembourg, les affiliés aux deux mutualités ont une sous-consommation de même ampleur par rapport au comportement moyen.

4.1.3. La durée moyenne d'hospitalisation.

Les affiliés chrétiens et socialistes des provinces d'Anvers, du Hainaut, de Namur et du Luxembourg ont en moyenne des séjours en hôpital supérieurs à ceux estimés par le modèle. Le résidu le plus important est observé pour les affiliés socialistes de la province de Namur : il représente 10% de la durée moyenne en hôpital au niveau national.

Pour les provinces de Liège et du Limbourg, on observe une durée d'hospitalisation inférieure au comportement moyen. Pour les autres régions, la composante régionale ne se détache pas clairement.

4.1.4. Les examens de biologie clinique.

Les actes de biologie clinique, sont les soins pour lesquels la composante régionale des résidus est la plus marquée.

Dans les provinces du Hainaut, de Namur et du Luxembourg, la sur-consommation des bénéficiaires par rapport au comportement moyen est très nette : pour les mutualités socialistes de la province de Namur, cette surconsommation représente 31% de la consommation moyenne nationale.

Dans les autres provinces les consommations moyennes sont inférieures à celle définie par le comportement moyen. Soulignons que l'ampleur de cette sous-consommation diffère parfois de façon significative entre les deux mutualités.

4.1.5. Les actes de radiodiagnostic.

Ici aussi, l'analyse de la carte 5 révèle une structure de résidus fortement influencée par la région.

On retrouve, parmi les régions où les résidus sont positifs, les trois provinces qui sur-consomment de la biologie clinique : Hainaut, Namur, Luxembourg, plus le Limbourg et la province de Liège. Ce sont à nouveau les affiliés socialistes de la province de Namur qui se montrent les plus consommateurs : le surplus représente 20% de la consommation moyenne nationale.

Le Brabant, la Flandre orientale et surtout la Flandre occidentale sous-consomment. dans la région d'Anvers, les résidus ne dégagent pas d'effet régional.

En conclusion, il ressort de cette première analyse, qu'après correction pour les facteurs objectifs définis par le modèle la région reste un facteur de différenciation significatif pour certain types de soins. En particulier, la distribution spatiale des résidus révèle une forte composante régionale pour les séances de spécialistes et les actes techniques, principalement la biologie clinique.

L'exercice qui suit, vise à tester de façon plus rigoureuse l'effet de la région sur les différentes catégories de soins, en introduisant explicitement cette variable dans le modèle. Ce test permet, en outre, de juger de la stabilité des variables objectives du modèle face au facteur région.

4.2. Introduction du facteur régional.

L'élément régional est introduit dans le modèle de la façon suivante : pour chaque fédération, nous avons calculé la proportion de bénéficiaires dans les différentes provinces; nous avons ainsi construit huit variables (afin d'éviter une multicollinéarité parfaite, on omet la neuvième province, celle d'Anvers¹⁶, qui devient donc notre référence).

Les méthodes d'estimation sont identiques à celles utilisées dans la première partie du séminaire. Les résultats sont donnés au tableau 4. Les estimations des équations d'offre sont d'un intérêt secondaire dans le cadre de notre exercice, nous n'avons donc pas pris la peine de mentionner ces résultats. Soulignons simplement que, d'une façon générale, l'introduction de l'élément régional dans les équations de demande ne modifie ni l'ampleur ni le signe des coefficients dans les équations d'offre.

¹⁶ Le choix d'Anvers comme référence, se base sur l'analyse des résidus montre que pour la majorité des soins, l'effet régional y est généralement "neutre" (signes des résidus différents pour les deux organismes assureurs).

L'objet de l'exercice est donc double:

1. estimer de façon plus rigoureuse l'effet sur la demande de soins de la composante régionale perçue dans l'analyse des résidus.

2. vérifier si, à "région égale", le modèle explicatif reste significatif.

Tableau 4 : Résultats des estimations des équations de demande
(n=56, valeur des t entre parenthèses)

VARIABLES	GEN	SPE	HOP	BIO*	RAD
REV	-0,465 (2,284)	-0,084 (0,64)	-0,319 (3,296)	-1,207 (1,112)	-0,205 (2,254)
CHOM			0,093 (4,234)		
AGE0-4	-3,597 (6,273)				
AGE5-19	0,736 (2,032)				
AGE20-39	1,359 (5,097)				
SEXE	-1,327 (2,507)				
OFFspe/OFFgen	-25,833 (3,257)				
OFFgen	0,174 (1,541)				
OFFgen/OFFspe		2,969 (2,241)			
OFFspe		0,758 (5,98)			
OFFhop			0,026 (5,634)		
GEN		-0,045 (0,723)	-0,066 (1,980)	1,438 (2,865)	0,069 (1,598)
SPE			0,166 (3,557)	7,202 (9,144)	0,545 (8,547)
FLANDREO	-0,07 (0,632)	0,014 (1,985)	-0,005 (1,312)	0,113 (1,936)	-0,006 (1,226)
FLANDREW	0,012 (0,992)	0,008 (1,06)	0,000 (0,079)	0,019 (0,298)	-0,011 (2,046)
LIMBOURG	-0,049 (2,554)	0,006 (0,561)	-0,008 (1,567)	0,059 (0,605)	0,013 (1,787)
BRABANT	-0,035 (1,592)	-0,010 (0,703)	-0,008 (1,568)	0,055 (0,718)	0,000 (0,024)
HAINAUT	-0,039 (2,945)	0,036 (4,149)	0,001 (0,29)	0,438 (5,216)	0,017 (2,746)
LIEGE	-0,019 (1,243)	0,024 (2,395)	-0,014 (2,941)	0,133 (1,628)	0,023 (3,346)
NAMUR	-0,02 (1,1)	0,001 (0,129)	0,006 (1,337)	0,614 (7,689)	0,039 (6,088)
LUXEMBOURG	-0,001 (0,046)	-0,001 (0,141)	0,002 (0,322)	0,574 (5,979)	0,026 (2,96)
CONST	74,084 (2,771)	1,791 (0,344)	5,459 (3,043)	-106,22 (3,636)	1,316 (0,527)

* Corrigé pour l'hétéroscédasticité (estimation par moindres carrés pondérés)

4.2.1. Effet de la composante régionale.

D'une façon générale, les schémas observés lors de l'analyse des résidus se confirment lors de l'introduction de l'élément régional dans le modèle.

En ce qui concerne les séances de généralistes, on trouve un effet négatif et significatif des trois provinces les plus sous-consommatrices : le Limbourg, le Brabant et le Hainaut. Les autres provinces ne se démarquent pas de façon significative de la consommation moyenne de généralistes dans la province de référence.

Pour les séances de spécialistes, l'effet positif des deux provinces sur-consommatrices, Liège et le Hainaut, se confirme : tout autre chose égale par ailleurs, lorsque une fédération voit sa proportion d'affiliés résidant dans la province d'Anvers diminuer d'1% au profit de ses effectifs hennuyers, la fréquence des recours au spécialiste augmente en moyenne de 0,36% de séance par bénéficiaire.

L'impact de la composante régionale résiduelle, semble moins important pour la durée moyenne d'hospitalisation : seule la sous-consommation de Liège apparaît réellement significative en regard de la province de référence, qui, soulignons le, est ici sur-consommatrice.

Par contre, toute autre chose égale par ailleurs, la région reste un critère de différenciation très significatif pour la biologie clinique : l'effet régional résiduel est positif et très significatif pour les provinces du Hainaut, de Namur, et du Luxembourg. Quant aux autres régions, elles ne semblent pas se démarquer de façon significative de la consommation moyenne de référence.

Les cinq provinces sur-consommatrices relevées lors de l'analyse précédente, ont un effet positif et significatif sur la consommation moyenne de radiodiagnostic. Par ailleurs, les résultats montrent un effet négatif et significatif de la province la plus sous-consommatrice, à savoir la Flandre occidentale. Comme la biologie clinique, les examens techniques restent donc très influencés par la région.

En conclusion, les résultats des estimations, renforcent les schémas observés lors de l'étude des résidus : même après prise en compte des facteurs explicatifs du modèle, la région, identifiée par la province, reste un facteur de différenciation significatif, principalement pour la médecine spécialisée et les examens techniques.

4.2.2. La région est-elle le seul élément explicatif stable ?

La question initiale était de savoir si la région restait un facteur de différenciation après prise en compte des facteurs objectifs de disparités. On peut maintenant se poser la question inverse : après prise en compte de la région, les facteurs objectifs restent-ils significatifs ? En d'autres mots, deux fédérations concentrées dans la même province ont-elles automatiquement une consommation de soins non significativement différente, quels que soient leurs effectifs et leur répartition géographique sur les arrondissements administratifs au sein de la province?

La comparaison des tableaux 2 et 4 montre que les deux modèles, avant et après introduction du facteur région, sont très semblables : les coefficients des variables explicatives restent significatifs; ils sont de signe identique, et quasiment de même ampleur. Ceci signifie que deux fédérations mutualistes concentrées dans la même province mais se différenciant par leur structure d'effectif en terme d'âge, de sexe, de revenu, de proportion de chômeurs et réparties, au sein de la province, sur des arrondissements où l'offre médicale diffère, n'auront pas, en moyenne, la même consommation médicale.

Ces résultats nous suggère deux conclusions :

Tout d'abord, à "région égale", c'est-à-dire même en limitant considérablement la variance des variables explicatives, le modèle reste stable, ce qui atteste la validité de la logique médicale qui le sous-tend

Ensuite, la thèse qui consiste à réclamer une fédéralisation du système de santé au nom des différences nord-sud de consommations médicales, relève de la caricature : en effet, nos résultats montrent que les disparités de consommation de soins ne se limitent pas au clivage nord-sud, mais qu'il subsiste au sein d'une même région et même d'une sous-région des différences significatives de consommations médicales.

V. Conclusion.

L'objectif fixé au début de cette analyse était double. Tout d'abord, développer et estimer un modèle théorique de demande de soins au niveau régional; l'analyse de la consommation médicale se fait selon une approche macro-économique, l'unité d'observation étant la fédération mutualiste. Ensuite, déterminer si, au-delà de la logique médicale définie par le modèle, la région, en tant que telle, reste un critère de différenciation significatif de la demande de soins.

Le modèle développé dans la première partie du séminaire, traite explicitement de la relation complexe entre l'offre et la demande de soins, dont les équations sont estimées simultanément. En ce qui concerne la médecine spécialisée et l'hospitalisation, nos résultats indiquent clairement une influence positive et mutuelle de l'offre et de la demande, corroborant ainsi les conclusions d'autres études macro-économiques. En outre, l'analyse met en évidence un phénomène de concurrence entre médecine générale et spécialisée, qui joue en défaveur de la première : dans les régions où se concentrent praticiens et infrastructures médicales, la fréquence des recours au généraliste est inférieure à la moyenne.

Les effets estimés pour le revenu et le taux de chômage sont semblables à ceux obtenus dans les études réalisées sur base de données individuelles. Le revenu exerce un effet systématiquement négatif sur la consommation médicale, caractérisant le meilleur état de santé des classes aisées, alors que le taux de chômage, mesure de la disponibilité en temps, est positivement lié à la durée moyenne d'hospitalisation.

Le modèle nous permet également d'apprécier le sens et l'ampleur des liens entre les différentes catégories de soins. Les résultats témoignent d'une relation systématiquement positive et significative entre les séances de spécialistes et la demande dérivée, alors que le lien entre cette dernière et les recours moyens au généraliste est, sinon négatif, tout au moins non significatif. La médecine spécialisée apparaît dès lors comme l'un des principaux facteurs explicatifs des disparités régionales de consommation médicale.

Dans la seconde partie de l'analyse, l'étude des résidus et l'introduction de la région dans le modèle, ont permis d'établir l'existence d'une variation proprement régionale : cette composante régionale résiduelle, traduit l'influence de facteurs étrangers à la rationalité médicale telle qu'elle est définie par le modèle. Ces facteurs influencent de façon significative la demande de soins spécialisée et surtout d'examen technique.

Cet exercice empirique démontre que le modèle, bien que très stable, est loin d'être complet : un grand nombre de facteurs influençant la santé en sont, sans aucun doute, absents, à commencer par la santé elle-même. En

effet, la santé est à la fois la conséquence et la principale cause de la consommation médicale: la plupart des soins médicaux sont thérapeutiques plutôt que préventifs, ce qui signifie que les patients s'adressent à leur médecin lorsqu'ils ont un réel problème de santé. Par conséquent, dans l'analyse de la demande de soins, la santé elle-même joue un rôle critique. Quantifier l'état de santé d'un individu ou d'une région se heurte à l'absence d'unité de mesure naturelle. Aujourd'hui, les recherches en matière d'économie de la santé s'orientent vers des techniques économétriques plus poussées et notamment le développement de modèles de consommation médicale avec la santé comme variable latente.

Enfin, les résultats témoignent de la stabilité du modèle après introduction de l'élément régional. En d'autres termes, dans une même province, la variance des variables explicatives et expliquées reste significative. Les implications pratiques en termes de politique économique sont immédiates : le problème des différences régionales de consommations médicales, ne se limite pas à un clivage nord-sud; les disparités restent significatives entre provinces et même au sein des provinces, entre arrondissements; ces divergences entre sous-régions sont expliquées par des différences significatives dans l'offre médicale, le revenu, le taux de chômage, la structure par âge de la population, etc.

BIBLIOGRAPHIE

- Carrin G and Van dael.J.**, "An empirical model of the demand for health care in Belgium"
In : Applied Economics, 1984, 16, pp. 317-334.
- Charraud A., Morniche P.** (1986), "Disparités de consommation médicale. Enquête Santé 1980-1981".
In : Les Collections de l'INSEE, Nr. 118, Paris.
- Feldstein M.S.** (1967), "Economic Analysis for Health efficiency", North-holland, Amsterdam.
- Feldstein M.S.** (1972), "An econometric model of the medicare system".
In : The Quarterly Journal of Economics, vol.LXXXV, February, n° 1, pp. 1-20.
- Fuchs, V.R.and M.J.Kramer**, (1972), "Determinants of expenditures for physicians" services in the United States, 1948-1968.(NBER, New york)
- Gerritse R., Janssen R.T.J.D., Poelert J.D.** (1989), "Naar een verdeelstelsel voor de Centrale Kas".
Verslag van een vooronderzoek. Instituut voor Onderzoek van Overheidsuitgaven, Den Haag, September.
- Grossman M.** (1972), "The demand for health : A theoretical and empirical investigation", NBER, New York.
- Grossman M.** (1975), "The correlation between health and schooling"
In : N.Terleckyj, ed., Household production and consumption (Columbia University Press For NBER, New York).
- Kestens P., Broze L. et Praet J.-C.** (1988), "Analyse économique de l'équilibre financier de l'assurance maladie : détermination des principaux facteurs explicatifs". Département d'Economie Appliquée de l'Université Libre de Bruxelles, Bruxelles, juin.
- Kestens P., Laasman J.M., Sekkat Kh.**, "Différences de consommation régionale de prestations médicales remboursables dans le domaine de l'assurance maladie obligatoire : problématique générale et analyse statistique" DULBEA, 1991.
- Lavers, R.J.**, (1983), "A model of the demand for prescriptions", in: Action du Xe colloque international d'économétrie de la santé (Lyon).
- Leroy X.** (1982), "L'accès aux soins médicaux", tome I.
In : Revue Belge de Sécurité Sociale, Nr. 11-12, novembre-décembre.
- Leroy X.** (1983), "L'accès aux soins médicaux", tome II.
In : Revue Belge de Sécurité Sociale, Nr. 1, janvier.
- Leroy X.** (1987), "L'accès aux soins médicaux", tome IV, "Données régionales d'offre et de consommation en 1982", Ecole de santé publique, UCL, Bruxelles.
- Mizrahi A. et Mizrahi A.** (1976), "L'enquête de 1970 sur les consommations médicales". In : Consommation, n° 2, avril-juin, pp. 5-70.
- Mizrahi A. et Mizrahi A.** (1977), "Influence des facteurs socio-économiques sur l'hospitalisation". In : Consommation, n° 2, avril-juin, pp. 6-60.

- Morniche P.** (1986), "Consommation médicale : les disparités sociales n'ont pas disparu".
In : *Economie et Statistiques*, Nr. 189, Institut national de la statistique et des études économiques, Paris, juin.
- Morniche P.** (1986), "Pratiques culturelles, profession et consommation médicale".
In : *Economie et Statistiques*, Nr. 189, Institut national de la statistique et des études économiques, Paris, juin.
- Muurinen J.M.** (1982), "The demand for health : A generalized Grossman model".
In : *Journal of Health Economics* 1, pp. 5-28.
- OCDE** (1987), "La santé : financement et prestations. Analyse comparée des pays de l'OCDE". *Etudes de politique sociale*, Nr. 4.
- Parkin, D. et B.Yule**, (1985), "Patient charges and the demand for dental care in scotland 1962-81",
Discussion paper 04/85 (Health Economics Research Unit, University of Aberdeen)
- Phelps, C.E.**, (1975), Effects of insurance on demand for medical care,
In : Andersen et al.
- Puffer, F.**, (1986), access to primary care: A comparison of the U.S. and the U.K., *Journal of Social Policy* 15, 293-313.
- Rutten, F.F.H.**, (1978), "The use of health care facilities in the Netherlands : An econometric analysis".
Dissertation (Center for Research in Public economics, Leiden)
- Van der Gaag, J.**, (1978), An econometric analysis of the Dutch health care system. Dissertation (Center for Research in Public economics, Leiden)
- Van de Ven .W and Van der Gaag, J.**, "Health as an unobservable : a MIMIC-model of demand for health care"
In : *Journal of Health Economics* 1 (1982), pp.157-183, North-holland.
- White H.**, "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity"
In : *Econometrica*, vol.48, pp.817-838, 1980.

Annexe 1

L'analyse en composantes principales est utilisée lorsque l'on est confronté à un problème de degré de liberté ou quand on est en présence de régresseurs très corrélés. La méthode consiste à réexprimer les variables x corrélées, sous la forme d'un nombre inférieur de nouvelles variables z , combinaisons linéaires des variables initiales. Les facteurs z sont orthogonaux et construits de façon à capturer la presque totalité de la variance des variables initiales.

Nous utilisons cette méthode afin de dégager, parmi des variables très corrélées, caractérisant le revenu d'une région ou son taux d'urbanisation, un indicateur principal synthétisant l'information contenue dans ces variables.

1. Indicateur du revenu (REVREG)

Nous voulons construire un indicateur caractérisant le niveau de revenu, ou le niveau de vie de la région. Les statistiques transmises par les organismes assureurs renseignent, par arrondissement, les revenus du travail des actifs employés à temps plein au cours du deuxième trimestre de 1987. Les statistiques de l'INS nous ont fourni deux autres variables caractérisant le revenu des arrondissements pour l'année 1987. Notre indicateur a donc été construit à partir des trois variables suivantes :

REVsup : pourcentage de bénéficiaires dont le revenu dépasse 215.000 FB par trimestre, par arrondissement et par organisme assureur (ANMC, UNMS)

REVnets : revenus moyens nets imposables par arrondissement (exercice d'imposition 1988 (revenus 87))

REVdécl. : pourcentage de déclarations mentionnant un revenu $\geq 1.000.000$ par arrondissement (exercice d'imposition 1988 (revenus 87))

Les tableaux suivants, donnent les résultats de l'analyse pour les deux organismes assureurs:

Tableau A.1.1 : Statistiques initiales

ANMC

Facteurs	valeurs propres	pourcentage de la variance	variance cumulée (en%)
1	2,680	89,3	89,3
2	0,243	8,1	97,5
3	0,076	2,5	100,0

UNMS

Facteurs	valeurs propres	pourcentage de la variance	variance cumulée (en%)
1	2,602	86,7	86,7
2	0,325	10,8	97,6
3	0,073	2,4	100,0

Les valeurs propres donnent la variance expliquée par chaque facteur. Ainsi, le premier facteur capture 89,3% (mutualités chrétiennes) et 86,7% (mutualités socialistes) de l'information totale contenue dans les trois

variables initiales. Nous retiendrons cette composante principale comme indicateur du revenu régional. Les corrélations du facteur 1 avec les trois variables initiales, données au tableau A.1.2, facilitent dans certains cas l'interprétation du facteur.

Tableau A.1.2 : Matrice de corrélation : facteur 1

Variable	ANMC	UNMS
REVSUP	0,922	0,890
REVNETS	0,939	0,928
REVDECL	0,974	0,974

2. Indicateur du niveau d'urbanisation. (URB)

C'est en ville, que la densité de population est la plus importante; mais c'est également en zone urbaine que la population étrangère est la plus importante. Nous avons réuni l'information contenue dans ces deux variables pour construire notre indicateur. Les résultats sont présentés dans les tableaux ci-dessous :

POP : Le nombre d'habitants au kilomètre carré, par arrondissement.

ETR : La proportion d'étrangers dans la population affiliée, par arrondissement et par organisme assureur.

Tableau A.1.3. : Statistiques initiales

ANMC

Facteurs	valeurs propres	pourcentage de la variance	variance cumulée (en%)
1	1,745	87,5	87,5
2	0,250	12,5	100,0

UNMS

Facteurs	valeurs propres	pourcentage de la variance	variance cumulée (en%)
1	1,805	90,3	90,3
2	0,194	9,7	100,0

Tableau A.1.4. : Matrice de corrélation : facteur 1

Variable	ANMC	UNMS
POP	0,935	0,950
ETR	0,935	0,950

Annexe 2

Notre échantillon est composé de 56 fédérations : 32 fédérations de l'Alliance Nationale des Mutualités Chrétiennes et 24 de l'Union Nationale des Mutualités Socialistes. Les deux populations d'affiliés étant très typées et provenant de régions distinctes, l'hypothèse d'égalité des coefficients sur les deux sous-échantillons, imposée par un pooling des observations, se doit d'être testée. Nous avons procédé en introduisant systématiquement, sur chaque paramètre, une variable b_s , qui est une variable binaire prenant la valeur 1 si l'observation provient de l'échantillon socialiste et 0 sinon. L'étape suivante consiste à tester si l'effet différentiel introduit est significativement différent de zéro. Les résultats de ces tests sont donnés dans les 2 tableaux ci-dessous.

Tableau A.2.1. : Valeurs des statistiques t sur la variable binaire

BINAIRE SUR	GEN	SPE	HOP	BIO	RAD
REV	-1,255	0,693	0,365	-0,886	0,183
CHOM			0,698		
AGE0-4	-0,308				
AGE5-19	-0,280				
AGE20-39	-0,290				
SEXE	-0,281				
OFFspe/OFFgen	-0,571				
OFFgen	-0,956				
OFFgen/OFFspe		0,482			
OFFspe		0,824			
OFFhop			0,575		
GEN		0,608	0,711	-0,181	1,381
SPE			0,622	-0,634	0,622
CONST	-0,281	0,615	0,671	-0,304	1,185

Tableau A.2.2. : Valeurs des statistiques t sur la variable binaire

BINAIRE SUR	OFFgen	OFFspe	OFFhop
REVREG	1,184	-0,178	-0,728
URB	0,578	-0,138	1,384
OFFhop		-0,069	
GEN	1,679		
SPE		-0,573	
HOP			-1,852
CONST	-0,882	-0,052	-2,018

Annexe 3

Nous avons appliqué deux tests d'hétéroscédasticité : celui de White (1980) et celui du rapport de vraisemblance, utilisé par Feldstein (1967) dans son étude sur les coûts hospitaliers.

1. Détection de l'hétéroscédasticité.

Le test de White consiste à régresser le carré des résidus sur les variables explicatives et le carré des variables explicatives. On teste ensuite la signification du modèle, le rejet de l'hypothèse nulle signalant ici un danger d'hétéroscédasticité. Les résultats du test de White sont négatifs pour l'ensemble des équations à l'exception de celles caractérisant la biologie clinique. La F calculée et la probabilité associée sont données pour les deux équations de biologie clinique sans (Bio1) et avec (Bio2) le facteur région.

	F-stat	Prob
Bio1	5,252	0,0003
Bio2	2,550	0,0073

Le test du rapport de vraisemblance nécessite plusieurs étapes: la première consiste à ordonner les résidus sur base des valeurs prédites de la variable dépendante; ensuite, on divise l'échantillon en k groupes de n_i observations avec $n = \sum_{i=1}^k n_i$

L'étape suivante consiste à estimer l'écart type des résidus sur chaque sous échantillon et à calculer

$$\lambda = \frac{\prod_{i=1}^k (\hat{\sigma}_i)^{n_i}}{\hat{\sigma}^n}$$

Si $-2 \log \lambda$ suit une distribution χ^2 à k-1 degré de liberté alors il n'y a pas de différences significatives entre les écarts types des résidus; sinon, il y a danger d'hétéroscédasticité.

Nous avons divisé notre échantillon en quatre groupes de taille égale, les résidus étant ordonnés sur base des estimations de la variable dépendante. Les écarts types des résidus sur chaque sous échantillon ainsi que les résultats du test sont donnés pour les deux équations de biologie clinique :

	Bio1	Bio2
$\hat{\sigma}_1$	8,783	7,989
$\hat{\sigma}_2$	21,566	5,014
$\hat{\sigma}_3$	22,283	6,128
$\hat{\sigma}_4$	20,663	14,998
λ	7,12 E-05	9,46 E-07
χ^2_{calc}	19,1	27,741
$\chi^2_{0,990}$	11,34	11,34

Dans les deux cas, la χ^2_{calc} dépasse de loin la $\chi^2_{0,990}$: il y a donc des différences significatives entre les écarts types des résidus.

2. Correction de l'hétéroscédasticité.

L'hétéroscédasticité a été corrigée en utilisant les moindres carrés pondérés : chaque observation dans chaque groupe i , a été pondérée par σ_i^{-1} , les poids σ_i ayant été normalisés de façon à égaler leur moyenne à 1.

Après estimation, on constate que cette méthode revient à égaler les écarts types estimés sur chaque sous échantillon à la moyenne des écarts types précédents, comme le montrent les chiffres ci-dessous :

	Bio1	Bio2
$\hat{\sigma}_1$	18,324	8,532
$\hat{\sigma}_2$	18,324	8,532
$\hat{\sigma}_3$	18,324	8,532
$\hat{\sigma}_4$	18,324	8,532

L'IMPACT MACROECONOMIQUE DE LA PANDEMIE DU SIDA
PREVISIONS 1991/2000

Denis-Clair Lambert
Professeur d'Economie Politique
Université Jean Moulin(Lyon)*

Deux degrés d'incertitude surgissent en présence de l'épidémie de sida: l'incertitude médicale concernant l'étendue de l'infection et son évolution et l'incertitude économique sur le coût de la maladie.

L'incertitude médicale est la plus étendue: celle du nombre de personnes infectées, de la progression des infections secondaires, de l'évolution des stades de la maladie et de la durée de survie depuis l'infection. Les pays industrialisés de peuplement européen ont été les premiers frappés par la maladie; au début des années quatre-vingt 9 cas de sida sur 10 provenaient des Etats-Unis, aujourd'hui moins de la moitié des cas notifiés et 15% des cas présumés. En dépit d'écarts persistants, les pays avancés disposent de relevés épidémiologiques. Souvent, le ralentissement de la déclaration de cas de sida fait présumer un pic épidémique à la fin des années 80, mais il est difficile de démontrer le ralentissement de la transmission de l'infection. Cependant, les modèles épidémiologiques fournissent des prévisions à court terme (à 2 à 3 ans), construites sur les données rassemblées depuis le début de l'épidémie. Or, il est vraisemblable que les nouvelles formes de transmission de l'infection- toxicomanie, contacts hétérosexuels et transmission mère-enfant- seront beaucoup plus difficiles à prévenir que le profil initial de transmission homosexuelle. Dès lors, on ne saurait exclure, du fait des mutations du virus et de la progression des nouvelles sources de contamination, un rebond dans l'extension de l'épidémie. Hors de la zone OCDE, quelle que soit la date d'apparition de l'épidémie, surgissent des nations et des régions

* Cette étude présente les principaux résultats d'estimations et de simulations de la progression de l'infection et de son coût économique. Les enjeux économiques et sociaux de l'épidémie sont appréciés en France, dans la CEE, aux Etats-Unis et dans le tiers-monde, plus particulièrement les problèmes posés aux assurances et à la sécurité sociale. Ce travail sera publié aux Editions du CNRS au printemps 1992 sous le titre: Le coût de la pandémie du sida- prospective 1980/2000.

dont l'organisation statistique est très sommaire. Faute de relevés épidémiologiques fiables dans les hôpitaux et les institutions sanitaires, les estimations, plus particulièrement celles qui sont recueillies par l'OMS, sont fondées sur des présomptions de séroprévalence.

L'incertitude économique est souvent aussi grande que celle des données épidémiologiques, mais elle est probablement moindre que l'effet multiplicateur du nombre de patients. Un écart d'estimation de 100.000 à 200.000 séropositifs en France aura plus d'impact sur le coût du sida en France qu'une marge d'erreur de + ou - 10% sur le coût moyen par patient. L'incertitude des données économiques est considérable, même dans les pays les plus avancés(1). Cependant les données macro-économiques, les coûts hospitaliers et le prix des services médicaux ont fait l'objet de comparaisons internationales, apportant normalisations et ajustements. En Europe orientale et dans les principales régions du tiers-monde, la vraisemblance des statistiques économiques est très inégale et surtout les informations sur les dépenses de santé et le prix de la santé sont très restreintes. Nous avons retenu des évaluations en parité de pouvoir d'achat pour comparer les efforts de santé des différentes régions du monde et proposé des évaluations forfaitaires pour les régions moins développées(2). La prévision de l'incidence économique du risque-sida à horizon de l'An 2000 supposait également le choix d'un scénario de croissance économique et des hypothèses pour la croissance des dépenses de santé. Nous proposerons également des hypothèses sur l'élasticité-revenu des dépenses de santé.

I- LES HYPOTHESES: RECOURS AUX SOINS ET COUTS ASSOCIES A LA MALADIE

Les principales hypothèses retenues pour la pandémie mondiale sont fondées sur les estimations de l'OMS.

Les estimations ont été profondément modifiées au milieu de l'année 1991, faisant état d'une contamination beaucoup plus étendue, en particulier sur le continent asiatique. Les scénarios prospectifs du modèle Delphi- méthode graphique de projection- sont soumis à des groupes d'experts, leur objet étant d'apprécier la probabilité d'extension de l'infection et de progression des cas de sida.

Au départ, les modèles épidémiologiques utilisés étaient surtout fondés sur les estimations de cas de sida et, par rétro-calcul, l'évaluation des durées séparant l'infection de la maladie diagnostiquée. Désormais, les projections sont fondées sur les enquêtes de séroprévalence et la date d'apparition de la maladie(3). Aussi nous présenterons deux scénarios, en partant d'une estimation de la répartition des malades et des coûts associés en 1989.

Le scénario en base 1989 nous conduit à une perspective de surcoût concentré sur les pays riches. Le scénario en base 1991 est celui d'une équirépartition de la charge du

risque-sida entre le monde riche et le monde pauvre.

Géographie du sida

Les cas estimés par l'OMS se rapportent au nombre cumulé de cas de sida et de cas d'infection depuis les débuts de l'épidémie. Nous retiendrons un regroupement de blocs de nations en dix zones géographiques: quatre zones avancées correspondant aux pays membres de l'OCDE et six régions, regroupant les Etats de l'ancienne zone d'influence soviétique et les nations du tiers-monde.

Zone 1. Amérique du Nord.

Zone 2. Europe occidentale(CEE et AELE).

Zone 3. Australasie(Australie et Nouvelle Zélande).

Zone 4. Japon.

Zone 5. Afrique sub-saharienne, y compris l'Afrique Australe, le Soudan et l'Ethiopie.

Zone 6. Asie: Chine et Corées, Indochine, Inde et Asie méridionale.

Zone 7. Amérique latine et Caraïbes.

Zone 8. Islam: Afrique du Nord, Turquie, proche et moyen-orient, Afghanistan, Pakistan, Bangladesh et Indonésie.

Zone 9. Comecon: l'Empire soviétique éclaté et l'Europe de l'Est, y compris la Yougoslavie.

Zone 10. Pacifique Sud: les îles sauf la zone 3.

Charge annuelle de patients

1. Les patients sidéens vivants en début d'année sont estimés en défalquant les décès cumulés à la fin de l'année précédente.

2. Les personnes infectées non sidéennes sont estimées également en début d'année, en défalquant des effectifs bruts de l'année précédente ceux qui ont évolué vers le sida et les séropositifs consommants sont estimés en partant d'hypothèses sur le recours aux soins.

2. Les charges annuelles de mortalité sont estimées en défalquant les décès cumulés au terme de l'année précédente.

L'évaluation du coût médical direct porte sur les charges de traitement à l'hôpital et en ambulatoire, à l'exclusion des coûts non personnels concernant la recherche, la prévention, le dépistage et la sécurité du sang et des coûts d'indemnisation d'arrêt-maladie.

Coût moyens par cas.

Les coûts moyen de traitement sont fonction des ressources alloués à la santé, très élevés dans les pays les plus riches et souvent dérisoires dans les pays les plus pauvres. Aussi, l'hypothèse de coûts différenciés suivant les régions a été retenue.

1. Le coût moyen annuel de traitement des malades sida et des séropositifs est estimé sur une base forfaitaire, en partant des coûts les plus élevés ceux de l'Amérique du Nord. Ces coûts moyens sont actualisés à 7%.

2. Le coût indirect de la mortalité est estimé, toujours en partant des évaluations nord-américaines, en pondérant les espérances de survie à l'âge de 35 ans par les espérances de revenu. Ces coûts, indexés sur la progression des revenus, sont actualisés à 3.5%.

3. L'incidence des coûts associés à l'infection et à la maladie est estimée en adoptant des taux d'actualisation distincts pour les évaluations concernant l'activité économique et les dépenses de santé. Les hypothèses de croissance économique et de progression des dépenses de santé sont différentes dans les deux scénarios.

1. COÛTS MOYENS PAR CAS EN DOLLARS 1989.

<u>REGIONS</u>	<u>SIDEENS</u>	<u>SEROPOSITIFS</u>	<u>MORTALITE</u>
1. <u>Amérique du Nord</u>	50.000	30.000	480.000
2. <u>Europe de l'Ouest</u>	40.000	20.000	360.000
3. <u>Australasie</u>	40.000	20.000	336.000
4. <u>Japon</u>	40.000	20.000	336.000
5. <u>Afrique</u>	1.000	100	10.000
6. <u>Asie</u>	5.000	2.000	27.000
7. <u>Amérique latine</u>	10.000	3.000	75.000
8. <u>Islam</u>	5.000	2.000	27.000
9. <u>Comecon</u>	10.000	3.000	150.000
10. <u>Pacifique Sud</u>	5.000	2.000	27.000

2. ACTIVITE ECONOMIQUE ET DEPENSES DE SANTE EN 1989 milliards de dollars (PPA)1989

<u>REGIONS</u>	<u>P.I.B.</u>	<u>SANTE</u>	<u>SANTE/PIB(%)</u>
1. <u>Amérique du Nord</u>	3.931	432.0	11.0
2. <u>Europe de l'Ouest</u>	3.809	279.0	7.3
3. <u>Australasie</u>	196	15.7	8.0
4. <u>Japon</u>	1.287	84.9	6.6
<u>OCDE</u>	<u>9.223</u>	<u>811.6</u>	<u>8.8</u>
5. <u>Afrique</u>	339	3.4	1.0
6. <u>Asie</u>	2.693	53.9	2.0
7. <u>Amérique latine</u>	1.326	39.8	3.0
8. <u>Islam</u>	839	12.6	1.5
9. <u>Comecon</u>	2.248	67.4	3.0
10. <u>Pacifique Sud</u>	8	0.125	1.5
<u>Tiers-Mondes</u>	<u>7.453</u>	<u>171.1</u>	<u>2.4</u>
<u>MONDE</u>	<u>16.676</u>	<u>998.7</u>	<u>5.9</u>

II- SCENARIO- BASE SEPTEMBRE 1989- LA CHARGE FINANCIERE DU RISQUE-SIDA CONCENTREE SUR LES PAYS RICHES.

En septembre 1989 l'OMS estimait le nombre de cas cumulés de sida dans le monde au triple des cas déclarés, soit 550.000, et dix fois plus de personnes infectées(4). Trois groupes de nations se différenciaient:

- les zones de peuplement européen: l'incidence était trois fois plus élevée en Amérique du Nord qu'en Europe de l'Ouest et la contamination encore très restreinte en Amérique latine, mais très forte dans les Caraïbes.
- la zone de l'Afrique centrale et orientale, où prédomine la transmission hétérosexuelle, présentait une très lourde prévalence de l'infection.
- Le reste du monde, où l'on constatait une très faible incidence: l'épidémie ne présentait pas encore un caractère pandémique, du fait que l'Asie, l'Empire soviétique et l'Islam- les deux-tiers de la population mondiale- semblaient présenter un risque marginal(1% des cas d'infection).

L'hypothèse retenue par l'organisation internationale était alors celle d'un triplement des cas d'infection et d'un décuplement des cas de sida au cours des années 90, essentiellement en Afrique et dans la zone OCDE.

Progression des risques:

1. Les cas d'infections acquises l'année précédant le point de départ des évaluations et projections sont inéluctables et présumés se convertir en cas de sida à 30% à 5 ans et 50% à 10 ans.
2. Le rythme de progression des infections nouvelles au cours des années 90 est borné par les estimations de l'OMS(1995 et 2000) et un éventail d'hypothèses hautes et basses, différenciées suivant les régions et l'ancienneté de la contamination. La conversion vers le sida des nouveaux infectés se produirait en fin de période et ne concernerait que 25 à 30% des séropositifs.
3. Les estimations régionales des cas d'infection et de sida proposées par l'OMS pour un nombre restreint de régions sont complétées par des estimations pour les régions retenues dans cette analyse. Le régime de croissance de l'épidémie est présumé plus rapide dans les régions nouvellement contaminées, par exemple en Asie où le nombre de personnes infectées était estimé en 1989 à 100.000.

Stabilité relative du risque et de sa répartition régionale.

Dans ce premier scénario, la progression de l'infection dans le monde était supposée accompagner des profils de transmission très contrastés: une progression ralentie dans les pays industriels où prédominait la transmission dans les groupes homosexuels et une progression exponentielle dans les pays africains où prédominait la transmission dans les

groupes hétérosexuels. Cependant, on observait déjà une homogénéisation des modes de transmission et une prédominance à l'échelle mondiale de la transmission du virus par la voie des relations hétérosexuelles. L'étendue du risque dans les régions très peuplées, en particulier l'Asie était sous-évaluée. Pour ce scénario, nous avons conservé ces hypothèses limitatives, supposant la stabilité relative du risque et de sa prise en charge.

En revanche, les cas d'infection ultérieurs pourraient être en partie contenus par les politiques de prévention. Dans la zone OCDE, la continuité et l'efficacité des programmes de lutte contre le sida pourraient prévenir la moitié des infections nouvelles, mais moins de 20% dans les zones moins développées, en particulier en Afrique. Dès lors, progressivement la charge de patients serait transférée vers les pays pauvres, cependant la charge la plus lourde de mortalité et de soins des sidéens continuerait de peser sur les pays riches, entrés dans la deuxième décennie du sida.

Pour simuler les répercussions économiques de ce scénario, nous avons estimé, en partant des présomptions de séroprévalence, la progression de l'infection suivant la vraisemblance de leur prévention et la charge de patients et de mortalité. Dans ce premier scénario, nous avons conservé de nombreuses hypothèses limitatives.

1. Nous avons supposé la persistance d'une forte mortalité portant sur les deux-tiers des cas cumulés de sida pour les adultes. Faute d'estimations de l'OMS, le cas particulier du sida pédiatrique, dont la létalité est beaucoup plus lourde, n'est pas estimé dans cette projection. Les coûts moyens projetés pour les cas de sida restent marqués par la charge des coûts hospitaliers des années 80, souvent atténués par les alternatives à l'hospitalisation. Pour les séropositifs, nous avons supposé un taux de recours aux soins de 20% et des coûts de traitement faiblement influencés par les nouveaux protocoles de traitement des patients à un stade précoce.

2. Les taux d'actualisation retenus pour les projections 1995 et 2000 sont des taux uniformes: 3.5% pour l'activité économique et 7% pour les coûts médicaux. Cette projection de "prospérité" a pour effet de geler la structure de répartition des produits nationaux et des dépenses de santé. Or, il est vraisemblable que la croissance économique sera ralentie et que les développements régionaux accuseront des divergences. De même les systèmes de santé en crise continueront-ils d'absorber des ressources croissantes?

Quelle était la répartition mondiale des coûts associés au sida en 1989 et quelles seraient les modifications en l'An 2000?

Evaluation du coût mondial du sida en 1989

L'évaluation du coût mondial du sida en 1989 résulte de l'évaluation de la charge de patients et des coûts moyens par patients dans chaque région, puis de leur agrégation (cf tableau 3).

3. REPARTITION DU COUT MONDIAL DU SIDA EN 1989
millions de dollars PPA 1989.

<u>REGIONS</u>	<u>COUT MEDICAL</u> <u>DIRECT</u>	<u>MORTALITE</u>	<u>COUT TOTAL</u>	<u>SURCOUT/</u> <u>CMD*</u>	<u>DEP.SANTE</u> <u>CT*</u>
1. <u>A.N.</u>	13.687	17.300	30.987	+ 3.2%	+7.2%
2. <u>EUR.</u>	2.006	2.500	4.506	+ 0.7	+1.6
3. <u>AUS.</u>	123	127	250	+ 0.8	+ 1.6
4. <u>JAPON</u>	13	15	28	+ 0.1	+ 0.3
<u>OCDE</u>	<u>11.141</u>	<u>19.942</u>	<u>35.770</u>	<u>+ 1.4</u>	<u>+ 4.4</u>
5. <u>AFR.</u>	23	70	93	+ 0.7	+ 2.7
6. <u>ASIE</u>	4	4	8	-	+ 0.0
7. <u>A.L.</u>	359	959	1.319	+ 0.7	+ 3.3
8. <u>ISLAM</u>	4	4	8	-	-
9. <u>COM.</u>	4	7	11	-	-
10 <u>PAC.</u>	1	1½	2½	+ 0.8	+ 2.0
<u>T.M.</u>	<u>384</u>	<u>1.041½</u>	<u>1.441½</u>	<u>+ 0.2</u>	<u>+ 0.8</u>
<u>MONDE</u>	<u>16.223</u>	<u>20.983½</u>	<u>37.216½</u>	<u>+ 1.6</u>	<u>+ 3.7</u>

* - surcoût inférieur à 0,5%.

L'évaluation sur la base des cas estimés d'infection et de sida, incluant une réévaluation de 20 à 90% des cas notifiés, suivant le degré de sous-déclaration, implique une évaluation plus élevée que les estimations fondées sur les cas déclarés. Dès 1989, le surcoût médical direct porte sur 1.6% des dépenses nationales de santé et deux régions- l'Afrique et l'Amérique latine- supporteraient des surcoûts plus élevés qu'en Europe. Les pays riches supporteraient en 1989 96% du coût médical et du coût indirect de mortalité du risque-sida. Cette répartition serait-elle modifiée en l'An 2000?

Progression de l'activité économique et des dépenses de santé.

L'hypothèse retenue est celle du rétablissement d'une croissance économique rapide (+ 3,5% par an) et d'une progression deux fois plus rapide des dépenses de santé (+ 7%). Ces taux d'actualisation élevés ont pour effet de renforcer la progression de l'incidence des dépenses de santé sur l'activité économique. Comme l'hypothèse est appliquée à l'ensemble des régions, la répartition mondiale des activités économiques et des dépenses de santé serait identique en 1989 et en 2000(cf tableau 4).

4- SCENARIO OMS- SEPTEMBRE 1989.

PREVISION ECONOMIQUE POUR L'AN 2000: PIB et DEPENSES DE SANTE(milliards de dollars actualisés en PPA 89)

<u>REGIONS</u>	<u>PIB*</u>	<u>SANTE*</u>	<u>SANTE/PIB(%)*</u>
<u>1. A.N.</u>	<u>5.739</u>	<u>909</u>	<u>15,84</u>
<u>2. EUR.</u>	<u>5.561</u>	<u>587</u>	<u>10,57</u>
<u>3. AUS.</u>	<u>286</u>	<u>33</u>	<u>11,53</u>
<u>4. JAP.</u>	<u>1.389</u>	<u>178</u>	<u>9,43</u>
<u>OCDE</u>	<u>13.479</u>	<u>1.708</u>	<u>12,67</u>
<u>5. AFR.</u>	<u>495</u>	<u>7,1</u>	<u>1,43</u>
<u>6. ASIE</u>	<u>3.931</u>	<u>113,4</u>	<u>2,88</u>
<u>7. A.L.</u>	<u>1.936</u>	<u>83,8</u>	<u>4,33</u>
<u>8. ISLAM</u>	<u>1.225</u>	<u>26,5</u>	<u>2,16</u>
<u>9. COM.</u>	<u>3.282</u>	<u>141,9</u>	<u>4,33</u>
<u>10. PAC.</u>	<u>12</u>	<u>0,25</u>	<u>2,16</u>
<u>T.M.</u>	<u>10.911</u>	<u>373</u>	<u>3,42</u>
<u>MONDE</u>	<u>24.390</u>	<u>2.081</u>	<u>8,53</u>

* PIB Produit Intérieur Brut(source CEPII)- SANTE Dépenses Nationales de Santé(sources OCDE et PNUD).

Le choix d'une évaluation en parités de pouvoir d'achat prend la mesure des différences du coût de la vie, ce qui atténue les évaluations dans les pays riches et réévalue celles des pays pauvres. Ainsi en 1989, la zone OCDE ne rassemble plus que 55% de la richesse mondiale(au lieu des deux-tiers dans une évaluation suivant les taux de change). En revanche, les dépenses de santé, même réévaluées, sont concentrées à 85% en zone OCDE. En l'An 2000, l'incidence des dépenses de santé sur l'activité économique deviendrait particulièrement lourde dans les pays industriels, près de 16% en Amérique du Nord.

Deux scénarios d'évolution du sida:
une progression incontrôlable ou une prévention régionale
différenciée.

L'hypothèse retenue par l'OMS à la fin des années 80 était celle d'un triplement en l'an 2000 du nombre d'infections et d'un décuplement des cas de sida: le risque principal étant toujours concentré en zone OCDE et en Afrique(5).

L'une des hypothèses proposée dans la simulation du modèle Delphi était que la vraisemblance de la prévention était déterminée par les profils de transmission et la capacité des organisations sanitaires. Deux projections étaient confrontées:

1. En cas d'échec généralisé de la prévention, les pays riches et pauvres subiraient passivement les effets de la contamination et ,dans dix ans, les patients sidéens deviendraient 16 fois plus nombreux.

2. Le succès partiel de la prévention susciterait des divergences plus accusées entre les pays riches et pauvres mais permettrait d'éviter une partie des contaminations. Dans ce cas, les patients sidéens survivants seraient 11 fois plus nombreux. Les "taux d'évitement" seraient inégaux:

- en zone OCDE, la continuité de la prévention pourrait prévenir la moitié des infections potentielles,

- en Afrique noire, sur un profil de transmission hétérosexuelle et de contamination mère-enfant, le taux d'évitement n'excéderait pas 20%,

- enfin nous avons ajouté la situation intermédiaire de la Caraïbe et de l'Amérique Latine, en supposant un taux d'évitement de 30%. Nous avons, par ailleurs, estimé dans ce premier scénario que les zones peu infectées(Asie, Comecon, Islam, Pacifique) pourraient prévenir 30 à 40% des infections potentielles.

Quelle serait la charge de patients et le coût de l'épidémie en l'an 2000? La comparaison des deux hypothèses:(Delphi I- échec de la prévention et Delphi 2- évitement différencié) montre que les incidences économiques mondiales seraient beaucoup plus lourdes en cas d'échec de la prévention(cf Tableaux 5 et 6).

5. SCENARIO D'ECHEC DE LA PREVENTION: PREVISION 2000
Milliards de dollars PPA 1989 actualisés

REGIONS	COUT MEDICAL DIRECT	MORTALITE	COUT TOTAL	SURCOUT/DEP.SANTE CMD	CT
1. A.N.	149,5	437,9	587,4	+ 16,4%	+ 64%
2. EUR.	38,7	102,3	141,0	+ 6,6	+ 24
3. AUS.	2,3	6,6	8,9	+ 7,0	+ 27
4. JAPON	1,5	4,1	5,6	+ 0,8	+ 3
OCDE	192,1	550,9	743,0	+ 11,2	+ 43
5. AFR.	5,1	26,3	31,3	+ 71,9	+443
6. ASIE	0,9	1,6	2,5	+ 0,8	+ 2
7. A.L.	18,4	45,7	64,1	+ 21,9	+ 77
8. ISLAM	0,5	1,0	1,5	+ 2,1	+ 6
9. COM	0,7	3,7	4,4	+ 0,5	+ 3
10. PAC.	0,2	0,3	0,5	+ 75,2	+207
T.M.	25,9	78,6	104,5	+ 6,2	+ 28
MONDE	218,0	629,6	847,6	+ 10,5%	+ 41%

La progression du coût du sida dans l'hypothèse d'échec de la prévention exercerait dans dix ans une forte pression sur les budgets de santé: le coût médical direct serait multiplié par 13 et la charge de mortalité par 30. Le surcoût médical serait particulièrement élevé dans les pays riches: 11% des dépenses de santé et plus encore en Afrique(+ 72%) et en Amérique latine(+22%). Cependant, du fait de la faible incidence du risque dans les régions les plus peuplées, les régions pauvres et à revenus intermédiaires ne supporteraient que 12% du coût total du sida en l'An 2000.

6. SCENARIO DE PREVENTION DIFFERENCIEE: PREVISION 2000
milliards de dollars PPA 1989 actualisés

REGIONS	COUT MEDICAL DIRECT	MORTALITE	COUT TOTAL	SURCOUT/ CMD	DEP. SANTE(%) CT
1. A.N.	94,3	275,9	370,2	+ 10,4	+ 41
2. EUR.	24,3	64,3	88,7	+ 4,0	+ 15
3. AUS.	1,5	4,1	5,6	+ 4,0	+ 17
4. JAPON	1,0	2,5	3,5	+ 0,6	+ 2
OCDE	121,0	347,0	468,0	+ 7,0	+ 27
5. AFR.	2,9	18,1	21,0	+ 40,0	+280
6. ASIE	0,06	0,1	0,16	-	+ 1
7. A.L.	12,3	29,7	42,0	+ 15,0	+ 50
8. ISLAM	0,04	0,06	0,1	-	---
9. COM.	0,04	0,014	0,18	-	---
10. PAC.	0,001	0,002	0,003	+ 6,0	+ 14
T.M.	15,3	48,1	63,6	+ 4,0	+ 17
MONDE	136,3	395,1	521,5	+ 6,5	+ 25

Dans l'hypothèse d'une prévention différenciée (cf tableau 6), le nombre de sidéens survivants à soigner et la mortalité associée diminueraient de 20 à 30% et surtout la charge de soins des séropositifs serait allégée dans les pays riches. Par voie de conséquence, le coût direct de la maladie serait abaissé d'un tiers et son incidence sur les dépenses mondiales de santé limitée à 6,5%. La concentration des dépenses associées au sida dans les pays riches(88%) ne serait pas modifiée par la prévention d'une partie des infections nouvelles, du fait que la plupart des cas de sida découleraient d'infections contractées dans les années 80. Comme, en septembre 1989, on supposait encore que les pays riches rassemblaient le tiers des cas d'infection et des cas de sida, la progression de l'évolution vers le sida restait influencée par l'estimation du nombre de personnes infectées au cours de la première décennie. Ces estimations ont été révisées et leur projection dans l'avenir mène vers un scénario divergent et différent.

III- SCENARIO - BASE JUIN 1991- EQUI-REPARTITION
DU COUT DU SIDA ENTRE PAYS RICHES ET PAUVRES.

Les nouvelles estimations présentées par l'OMS, lors de la Conférence Internationale du Sida à Florence en juin 1991(6) laissent présumer une extension très rapide de l'épidémie à la fin des années 80. Le nombre présumé de cas de sida est trois fois plus élevé qu'en 1989 et celui des cas d'infection deux fois plus important. Ces estimations, jusqu'alors limitées aux adultes, incluent les cas pédiatriques, survenant pour la plupart en Afrique et dans les régions pauvres. La localisation du risque dans les pays pauvres ou à revenus intermédiaires est renforcée: elle porte sur 85% des cas d'infection et 80% des cas de sida.

Les données épidémiologiques recueillies par l'OMS et les enquêtes de séroprévalence sont le fondement des nouvelles méthodes de projection à court terme. Comme les hypothèses hautes prévues pour la fin de décennie apparaissent vraisemblables en milieu de décennie, les premiers scénarios de la méthode Delphi ont été révisés et les projections sont fondées sur l'estimation de la prévalence de l'infection et sa progression. A court terme, cette progression est estimée à 5.000 cas par jour, soit près de 2 millions par an. Des projections à 3 ans sont présentées pour 1994 et des estimations pour l'An 2000.

Pour l'An 2000, les cas cumulés d'infection chez les hommes, femmes et enfants, sont estimés à près de 40 millions, dont 90% dans les pays en développement. Le total cumulé des cas de sida avoisinerait 20 millions, se répartissant à parts égales entre les adultes et les enfants.

Progression des risques

1. La prise en compte de la transmission mère-enfant et de la très forte létalité du sida pédiatrique(80% à 5 ans) conduit à formuler deux simulations distinctes (adultes et enfants) de la progression des étapes de la maladie et de la létalité, puis à agréger les prévisions de cas de séropositivité, de sida et de décès. La charge de soins des enfants séropositifs, puis sidéens, localisée à 90% dans les régions pauvres pèsera surtout sur celles-ci. La charge des adultes infectés, asymptomatiques ou symptomatiques, et celle des sidéens exercera une pression croissante sur les systèmes sanitaires des régions à plus forte prévalence.
2. La réévaluation des estimations de séroprévalence en Amérique Latine et surtout en Asie de l'Est et du Sud et la persistance d'une contamination très rapide tendent à renforcer la divergence entre le régime de croissance de l'épidémie dans les pays riches et pauvres. Partant d'estimations très faibles du nombre de personnes infectées ou malades du sida, nous avons réévalué les hypothèses de séroprévalence dans deux régions fortement peuplées- l'Islam et l'Europe orientale- et simulé les répercussions d'une contamination décelée récemment, à l'exemple de l'Asie du Sud.

Recours aux soins

Un égal taux de recours aux soins est peu vraisemblable dans les pays riches et pauvres.

1. Dans le cas des séropositifs, nous avons supposé un taux de recours aux soins de 40% des patients de la zone OCDE, correspondant à la généralisation des nouveaux protocoles de traitement précoce(7). Pour le reste du monde, le taux de recours aux soins des patients est supposé deux fois plus faible(20%).

2. Pour les malades du sida, il est vraisemblable que dans les pays riches ces patients seront davantage soignés et vivront plus longtemps. Nous avons maintenu l'hypothèse antérieure de coûts moyens appliqués à l'ensemble des patients survivants, car les évaluations très faibles des coûts de traitements, en particulier en Afrique ou dans le monde musulman, prennent la mesure du recours limité aux soins.

Perspectives de croissance économique et dépenses de santé.

Le ralentissement mondial et la crise de financement des systèmes de santé incitent à simuler les répercussions d'un développement économique ralenti et divergent.

1. Dans les pays industriels, une progression plus lente de l'activité économique et des dépenses de santé porterait l'incidence des dépenses de santé sur les revenus nationaux à un niveau moins élevé que dans le premier scénario. En contrepartie, une progression très rapide des dépenses associées au risque-sida(le surcoût) exercerait une pression plus élevée sur les budgets de santé.

2. Dans les régions les moins favorisées, par exemple en Afrique noire, le ralentissement économique et la modicité des ressources affectées à la santé, renforceraient l'impact financier du risque-sida.

Pour simuler ces perspectives nous avons retenu des hypothèses de croissance économique, suivant les scénarios du CEPII(8) et des hypothèses d'élasticité-revenu des dépenses de santé(9), en supposant que la progression des dépenses de santé serait limitée par les perspectives d'expansion économique(cf tableau 7).

7- SCENARIO DE CROISSANCE ECONOMIQUE DIFFERENCIEE ET DE
PROGRESSION RALENTIE DES DEPENSES NATIONALES DE SANTE
PREVISION POUR L'AN 2000

<u>REGIONS</u>	<u>CROISSANCE ECONOMIQUE*</u>	<u>DEPENSES DE SANTE*</u>	<u>INCIDENCE(%) SANTE/PIB</u>	<u>REPARTITION MONDIALE(%)**</u>
1. <u>A.N.</u>	2,4	3,1	11,81	38,58
2. <u>EUR.</u>	2,8	3,9	8,23	27,05
3. <u>AUS.</u>	3,5	4,2	8,60	1,57
4. <u>JAPON</u>	4,4	6,2	7,91	10,42
<u>OCDE</u>	<u>2,8</u>	<u>3,6</u>	<u>9,66</u>	<u>77,63</u>
5. <u>AFR.</u>	2,9	4,1	1,15	0,34
6. <u>ASIE</u>	7,0	11,2	3,07	11,09
7. <u>A.L.</u>	3,2	4,8	3,54	4,25
8. <u>ISLAM</u>	3,2	4,5	1,71	1,30
9. <u>COM.</u>	1,4	2,1	3,23	5,39
10. <u>PAC.</u>	3,2	4,2	1,70	-
<u>T.M.</u>	<u>4,3</u>	<u>6,4</u>	<u>2,96</u>	<u>22,37</u>
<u>MONDE</u>	<u>3,1</u>	<u>4,3</u>	<u>6,42</u>	<u>100,00</u>

* taux annuel de croissance en volume du Produit Intérieur Brut.

** répartition régionale des dépenses globales de santé(1.571 milliards de dollars) en 2000.

- moins de 0,5%.

Evaluation du coût mondial du sida en 1991.

La charge de patients estimée en juin 1991: 500.000 sidéens survivants, 1.900.000 séropositifs consommateurs et 312.000 nouveaux décès est beaucoup plus élevée qu'en 1989. Cependant, les estimations concernant les pays industriels ont peu varié par rapport aux prévisions; seule l'augmentation retenue du recours aux soins des séropositifs pèse sur le coût médical direct. En revanche, la charge de patients et de mortalité, jusqu'alors cantonnée en Afrique et en Amérique Latine, est étendue aux régions nouvellement infectées, en particulier à l'Asie, créditée d'un nombre de patients infectés plus élevé qu'en Amérique Latine.

Le coût global de la pandémie VIH/SIDA en 1991: - 58 milliards de dollars- atteint un niveau sensiblement plus élevé que la projection du scénario Dephi 2 de prévention différenciée, en particulier dans les zones à faible revenu (tableau 8).

8 - REPARTITION DU COUT MONDIAL DU SIDA EN 1991
millions de dollars (PPA) 1989

<u>REGIONS</u>	<u>COUT MEDICAL</u>	<u>MORTALITE</u>	<u>COUT TOTAL</u>	<u>SURCOUT</u>	<u>(%)*</u>
				<u>CMD*</u>	<u>CT*</u>
1. <u>A.N.</u>	16.179	24.161	40.240	3,52	8,76
2. <u>EUR.</u>	5.045	5.438	10.483	1,68	3,49
3. <u>AUS.</u>	219	325	544	1,29	3,20
4. <u>JAPON</u>	42	36	78	0,44	0,81
<u>OCDE</u>	<u>21.485</u>	<u>29.960</u>	<u>51.345</u>	<u>2,46</u>	<u>5,89</u>
5. <u>AFR.</u>	550	2.416	3.507	14,86	94,78
6. <u>ASIE</u>	476	13	489	0,71	0,73
7. <u>A.L.</u>	1.014	1.812	2.826	2,32	6,47
8. <u>ISLAM</u>	44	16	60	0,34	0,43
9. <u>COM.</u>	23	38	61	0,03	0,08
10. <u>PAC.</u>	7	11	18	5,14	13,23
<u>T.M.</u>	<u>2.144</u>	<u>4.302</u>	<u>6.416</u>	<u>1,07</u>	<u>3,24</u>
<u>MONDE</u>	<u>23.599</u>	<u>34.362</u>	<u>57.861</u>	<u>2,20</u>	<u>5,41</u>

* incidences du coût médical direct des séropositifs et sidéens (CMD) et du coût total (CT), incluant la charge de mortalité, sur les dépenses nationales de santé.

L'impact du coût médical direct du sida sur les dépenses mondiales de santé apparaît déjà en 1991 (2,2%) sensiblement plus élevé qu'en 1989 (1,6%); cette incidence est proche des évaluations nationales fournies dans les pays industriels, par exemple en France ou aux Etats-Unis. On remarque que les surcoûts sont plus élevés en Amérique Latine et en Afrique qu'en Europe. Cependant, la répartition mondiale du coût du sida entre les pays riches et pauvres reste assumée à 88% par la zone OCDE, cependant la contribution des pays pauvres passe de 4 à 12%, entre l'estimation 1989 et 1991.

Quelles seraient les conséquences de l'extension de l'épidémie aux masses de peuplement les plus importantes, la répartition internationale du coût du sida serait-elle bouleversée?

Au terme de la prochaine décennie, les pays pauvres risquent de supporter la moitié du coût global du sida.

La simulation de la progression de l'infection pour l'An 2000 en partant des nouvelles bases 1991, aurait pour effet de transférer 90% des infections et 95% des cas de sida dans les régions pauvres. En zone OCDE, du fait de la surmortalité du milieu de la décennie, les sidéens survivants et les nouveaux décès seraient en l'An 2000 moins nombreux que dans le scénario précédent. En revanche, les pays pauvres seraient confrontés à une mortalité quatre fois plus élevée et la charge de patients survivants, sidéens et séropositifs

"consommants", serait de 8,6 millions.

L'accroissement des hypothèses de séroprévalence en 1991 et l'accroissement du rythme de progression de l'infection devraient logiquement renforcer le coût global du sida et son incidence économique. Et cependant, l'effet paradoxal du surcroît de prévalence sera une atténuation des coûts et surcoûts mondiaux! Cette variation est influencée par deux tendances: d'un côté, la diminution du nombre de survivants parmi les malades contaminés avant 1991 et, d'un autre côté, la prédominance des séropositifs et sidéens dans les régions autres que l'OCDE, où les dépenses de santé sont beaucoup plus faibles(cf Tableau 9).

**TABLEAU 9 - SCENARIO - JUIN 1991- COUT MONDIAL DU SIDA:
PREVISION 2000
millions de dollars actualisés en PPA 1989**

REGIONS	COUT MEDICAL DIRECT*		MORTALITE		COUT TOTAL* CT*	SURCOUT% DEP. SANTE	
	SIDA	VIH	CMD*	L*		CMD	CT*
1. A.N.	21.088	32.814	54.002	17.629	71.631	+ 8,91	+ 11,82
2. EUR.	5.065	11.022	16.087	3.969	20.056	+ 3,79	+ 4,72
3. AUS.	228	437	665	178	843	+ 2,69	+ 3,41
4. JAPON	91	126	217	71	288	+ 1,32	+ 1,76
OCDE	26.472 (44%)	44.399 (86%)	70.871 (63%)	21.847 (59%)	92.818 (62%)	+ 5,48	+ 7,61
5. AFR.	6.417	419	6.836	5.588	12.424	+128,98	+134,42
6. ASIE	15.099	4.200	19.299	1.896	21.195	+ 11,08	+12,17
7. A.L.	9.807	1.680	11.487	6.405	17.892	+ 17,22	+26,82
8. ISLAM	1.684	625	2.309	792	3.101	+ 11,32	+15,20
9. COM.	833	153	986	105	1.091	+ 1,16	+1,29
10. PAC.	108	62	170	51	221	+ 87,18	+113,33
T.M.	33.948 (56%)	7.139 (14%)	41.087 (27%)	14.837 (41%)	55.924 (38%)	+ 11,69	+15,91
MONDE	60.420	51.538	111.958	36.684	148.642	+ 7,13	+9,46

* Coût médical direct- CMD-, dans ses deux composantes (l'infection(VIH) et le sida); Coût de la létalité- L- et Coût total- CT-, incluant la mortalité(L), en pourcentage des dépenses nationales de santé.

Le coût global du sida le plus lourd continuera de peser sur l'Amérique du Nord, assumant près de la moitié du coût médical direct; de même en Europe les coûts médicaux tripleraient par rapport à 1991. Cependant, les régions pauvres et à revenus intermédiaires seraient exposées en fin de décennie à des surcoûts beaucoup plus élevés que les nations riches. Le coût global vih/sida en l'an 2000- 148 milliards de dollars- correspondrait à une surcharge d'environ 10% sur les dépenses mondiales de santé. La facture la plus lourde continuera de peser sur les Etats-Unis, assumant la moitié du

coût médical direct, cette charge financière (16 MM \$) représenterait près du tiers de la facture américaine. Le surcoût médical du sida- 7% des dépenses de santé- est très proche de l'incidence prévue dans le scénario Delphi 2, mais il est plus faible dans les pays riches et trois fois plus élevé dans les pays pauvres.

La répartition mondiale du coût du sida en l'An 2000 risque d'être partagée pour moitié entre les pays riches et les pays pauvres: le seul coût médical direct des patients sidéens deviendrait plus élevé dans les tiers-monde. Malgré la concentration des infections et de la mortalité dans les régions pauvres, le traitement des séropositifs et le coût indirect de la mortalité resteraient beaucoup plus lourds en zone OCDE. Cependant, le coût indirect de la mortalité serait deux fois plus lourd en Amérique latine qu'en Europe.

Par suite de l'extension de la contamination à tous les continents, la répartition des charges financières associées au sida et à l'infection à l'intérieur du tiers-monde serait appelée à se modifier au cours du temps. Dans une première étape, les plus lourdes charges financières seront supportées par l'Amérique latine et l'Afrique, puis l'Asie deviendrait la région soumise à la plus forte progression. (cf tableau 10).

**10 - REPARTITION DU COUT MEDICAL DIRECT VIH/SIDA
ENTRE LES REGIONS A FAIBLE REVENUS- 1991/2000(%)**

<u>REGIONS</u>	<u>1991</u>	<u>1994</u>	<u>1997</u>	<u>2000</u>
<u>AFRIQUE</u>	26%	23%	51%	17%
<u>ASIE</u>	22%	30%	24%	47%
<u>AMERIQUE LATINE</u>	48%	37%	19%	28%
<u>ISLAM</u>	2%	5.5%	3.5%	5.6%
<u>COMECON</u>	1%	2.6%	1.5%	2.3%
<u>PACIFIQUE SUD</u>	0.3%	0.5%	0.7%	0.4%
<u>TIERS-MONDES</u>	100%	100%	100%	100%
<u>% du coût mondial</u>	9%	23%	56%	38%

La prospective n'est pas une composante du "noyau dur des sciences économiques", comme le souligne l'un des experts les plus avertis- Jacques Lesourne(10). Cette démarche est cependant un aboutissement logique de la réflexion sur le risque et l'incertitude, en particulier pour les économistes de santé et les économistes d'assurance. Certes un nouveau risque épidémique contraindra pendant longtemps à maintenir des modélisations, simulant un éventail très large d'hypothèses de progressions maîtrisées et de croissances exponentielles. Les hypothèses concernant l'évolution économique et l'allocation de ressources à la santé sont également aléatoires et sont formées d'une association de dynamismes, de ruptures et d'ajustements. Et pourtant les risques démographiques, économiques et sociaux associés à l'épidémie du sida ont déjà marqué les populations à forte prévalence, aux Etats-Unis, en France, en Afrique, en Thaïlande ou au Brésil.

Bien que les évolutions fussent très difficiles à prévoir, les prévisions et les estimations fournies au cours de la première décennie du sida ont été souvent très proches de celles qui sont aujourd'hui constatées. Ainsi, les premières évaluations du coût du sida proposées en 1985 par Ann Scitovsky(11) pour les Etats-Unis, avaient conduit ce chercheur à des prévisions pour 1992 qui semblaient à l'époque excessivement élevées. Or, le nombre de malades, leur létalité, leur coût de traitement, les compléments ultérieurs apportés sur les charges de soins de séropositifs, représentent aujourd'hui une charge financière proche de celle qui avait été estimée. Certes, le fait que les Etats-Unis consacrent 6 milliards de dollars à prendre en charge le fléau du sida et la France environ 3 milliards de francs(11) en 1992 ne représente que 2 à 3% des dépenses de santé, mais il est vraisemblable que ces charges augmenteront très rapidement au cours de la prochaine décennie. Par ailleurs, les coûts indirects de la maladie risquent de s'étendre au delà du système de santé et de la sécurité sociale(assurances complémentaires, assurances-décès, indemnisation des victimes contaminées lors de transfusions, risques thérapeutiques...).

Pour l'avenir, l'arbitrage le plus difficile restera celui de la répartition des ressources entre les fonds alloués à la prévention, à la recherche et aux soins. Aux Etats-Unis les deux-tiers des fonds fédéraux ont été alloués à la recherche et à la prévention(12). Cette option privilégie le long terme et soutient les activités des laboratoires et des industries locales. La priorité financière de la recherche et de la prévention outre-atlantique devrait susciter une réflexion en France et en Europe, où l'essentiel des ressources affectées au fléau du sida est absorbé par la charge de soins et traitements, dont les effets sont simplement palliatifs. Les tests de dépistage, médicaments, voire vaccins, mis au point au cours de la prochaine décennie et reconnus pour leur efficacité, devront être commercialisés à l'échelle internationale. Une recherche aussi aléatoire, très dépendante des fonds publics, suppose de nouvelles priorités.

SOURCES:

1. cf: O. MORGENSTERN- Précision et incertitude des données économiques-, Dunod, 1972.
2. Les évaluations retenues en parités de pouvoir d'achat sont celles de l'OCDE pour les dépenses de santé des pays riches (Les systèmes de santé- 1990) et les évaluations du PNUD pour les pays pauvres (Rapport sur le développement humain 1990). Pour le Produit Intérieur Brut mondial et sa distribution, évaluations du centre d'études prospectives et d'informations internationales (CEPII) (G. Lafay et C. Herzog - Le commerce international: la fin des avantages acquis- Economica 1989).
3. cf: - Pandémie d'infection à VIH/SIDA- WHO/GPA/ RES/ SF1/91.4, OMS, Genève avril 1991.
4. cf: J. CHIN, P. SATO & J. MANN - Projections of HIV infections and AIDS cases to the year 2000-, ronéo, WHO 68.1.(1.1000), Genève 1990.
5. cf: J. CHIN - Present and future dimensions of the HIV/AIDS pandemic-, OMS, Genève 11/6/91 et VII Conférence Internationale sur le Sida, Florence, 17/6/91.
6. cf: J. CHIN- Present and future dimensions of the HIV/AIDS pandemic, Conférence de Florence, juin 1991, précité.
7. cf: J. DARMONT- Le traitement précoce de l'infection par le VIH-, Rapport au Ministre de la Santé, Paris, juin 1990; P.S. ARNO & al. - Economic and policy implications of early intervention in HIV disease- JAMA, 15 sept. 1989 et H. GREELY - The cost of pre-aids treatment-, Stanford Law School papers, 25 juin 1990.
8. cf: - Un scénario pour l'économie mondiale à l'horizon 2000-, Lettre du CEPII, mai-juin 1991; également une prévision ralentie de la Banque Mondiale- Rapport sur le développement dans le monde 1991-, Banque Mondiale sept. 1991.
9. cf: - Les systèmes de santé-, OCDE 1990 et logiciel Eco-Santé, OCDE/ CREDES.
10. cf: A. SCITOVSKY The economic impact of AIDS-, Health Affairs 1988,4; également F. HELLINGER - National forecasts of the medical care costs of AIDS 1988/1992-, Inquiry 1988,25.
11. cf: sur ce point les estimations précitées de Greely pour 1992 (the cost of pre-aids treatments) n'incluent pas les charges de prévention et les dépenses de recherche. En France, pour 1991 les estimations du Ministère de la santé sont publiées dans - Sida et Hôpital: les chiffres-clés-, Direction des hôpitaux, Mission Sida, sept. 1991 (le coût global de la prise en charge hospitalière VIH/Sida est estimé à 2.600 millions de francs pour 1991).
12. cf: US Health 1990. US Dpt of Health, Hyattsville, mars 1991, p 200.

RESUME- LA DEUXIEME DECENNIE DU SIDA: VERS UNE NOUVELLE REPARTITION DES CHARGES FINANCIERES ENTRE PAYS RICHES ET PAUVRES-
Denis-Clair Lambert.

Présentation de deux scénarios d'évolution pour les années 90. Le premier scénario, fondé sur des estimations de 1989, porterait le surcoût du sida entre 6,5 et 10% des dépenses mondiales de santé en l'an 2000, mais la charge resterait concentrée à 88% sur les pays riches. Le second scénario, fondé sur les révaluations de 1991, suppose le transfert de 90% des infections et 95% des cas de sida dans les régions hors OCDE. Les surcoûts imposés aux systèmes de santé seraient proches du scénario précédent, mais la charge serait transférée en partie vers les tiers-mondes (57% en 1997 et 37% en 2000), en particulier le monde asiatique.

ABSTRACT- HIV/AIDS PANDEMIC, THE ECONOMIC IMPACT OF THE SECOND DECADE; THE DISTRIBUTION OF CHARGES BETWEEN RICH AND POOR COUNTRIES.
Denis-Clair Lambert.

From 1989 WHO assumptions, risk and cost projections should increase the financial burden of HIV/AIDS treatments, deriving 1,6%(1989) to 6,5/10%(2000) surcharges on world health expenses. The Western Industrial Countries share should decrease from 96 to 88% of the global cost. From 1991 WHO revaluations of HIV/AIDS cases and modelizations, a second scenario brings no major increases of projected world medical costs. However the distribution of costs should be different: developing countries should finance 38% of a 148 Billion dollars burden at the end of the decade.

RESUMEN- Denis-Clair Lambert: - El impacto macroeconomico de la pandemia VIH/SIDA: previsiones 1991/2000-

Dos simulaciones diferentes han sido apresentadas, con base 1989 y 1991.

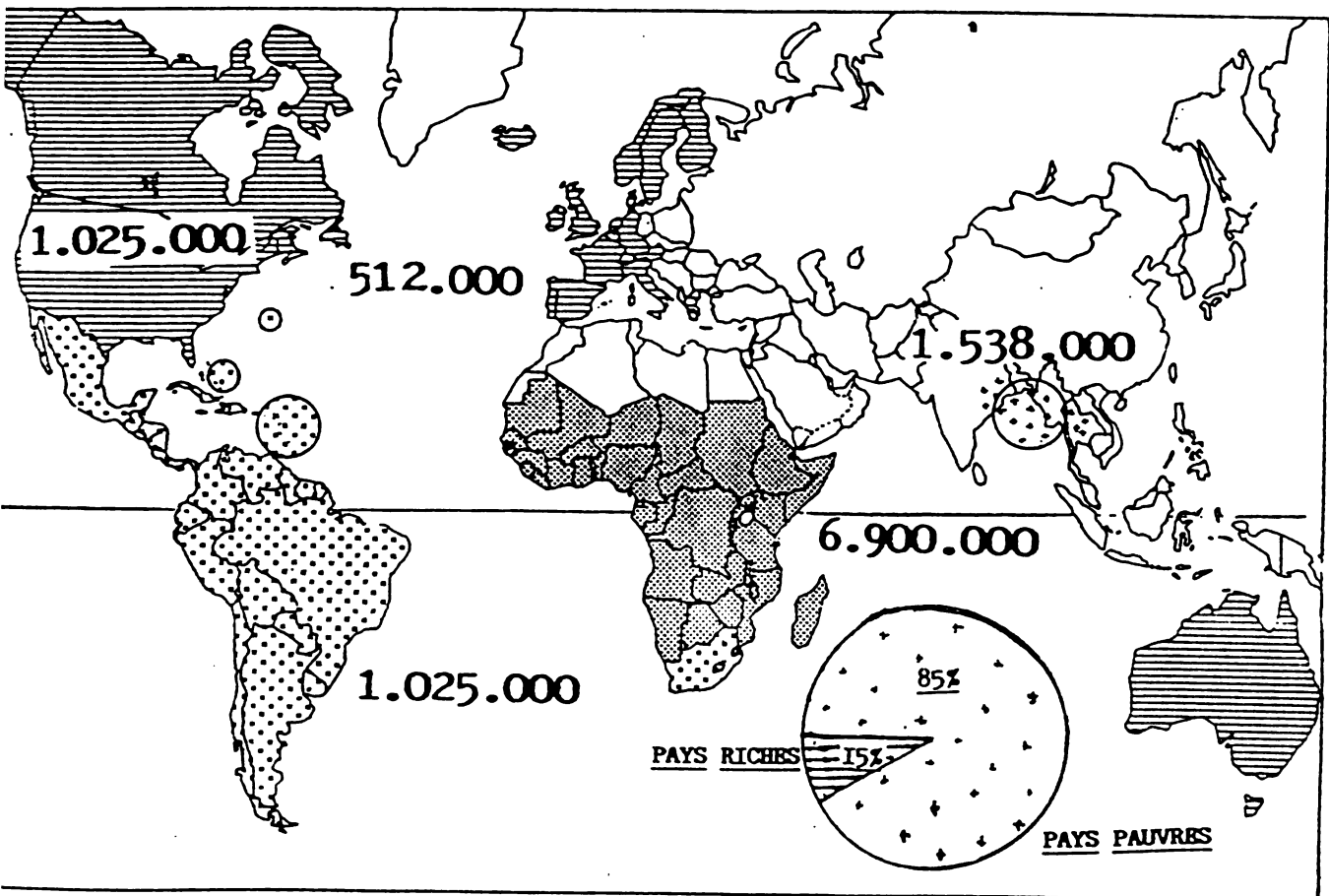
1. El primero escenario es derivado de estimaciones y modelos de setiembre 1989(OMS/GPA), considerando probabilidades de prevencion. El resultado para el año 2000 sería una concentracion persistente del impacto economico sobre los países ricos de la OCDE. El sobrecargo en los gastos mundiales de salud podría fluctuar entre + 6,5% y + 10%. La concentracion del costo sobre los países ricos, 96% en 1991, aún sería de 88% en 2000.

2. El segundo escenario es derivado de revaluaciones de la OMS en junio 1991. El resultado sería en 2000, 60% del costo a cargo de la OCDE y 40% para los países pobres. En el final de la decada, 90% de la infecciones y 95% de los pacientes del sida estarían en las zonas menos desarrolladas. El costo medical directo, estimado a 23 billiones de dolares en 1991, aumentaría hasta 122 B \$ en 2000, sea el 7% de los gastos futuros de salud.

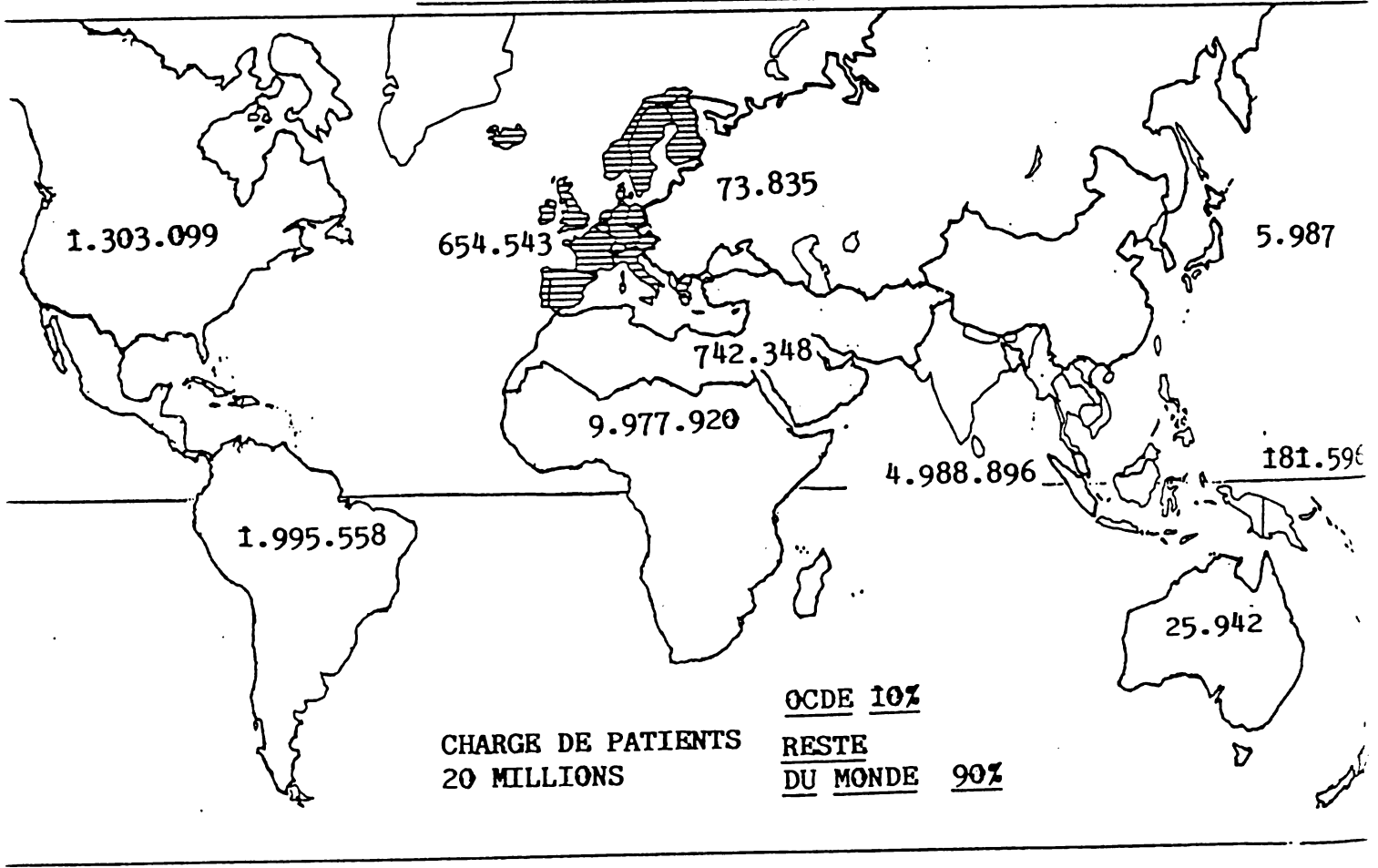
Son las zonas infectadas desde los años ochenta(Africa, America Latina) o de contaminacion mas reciente(Asia del Sur), y zonas de poca transparencia como el Islam y Europa oriental, que serian expuestas a mayores sobrecargos.

En el ano 2000, 37% del costo medical directo sería transferido en los tercer-mundos.

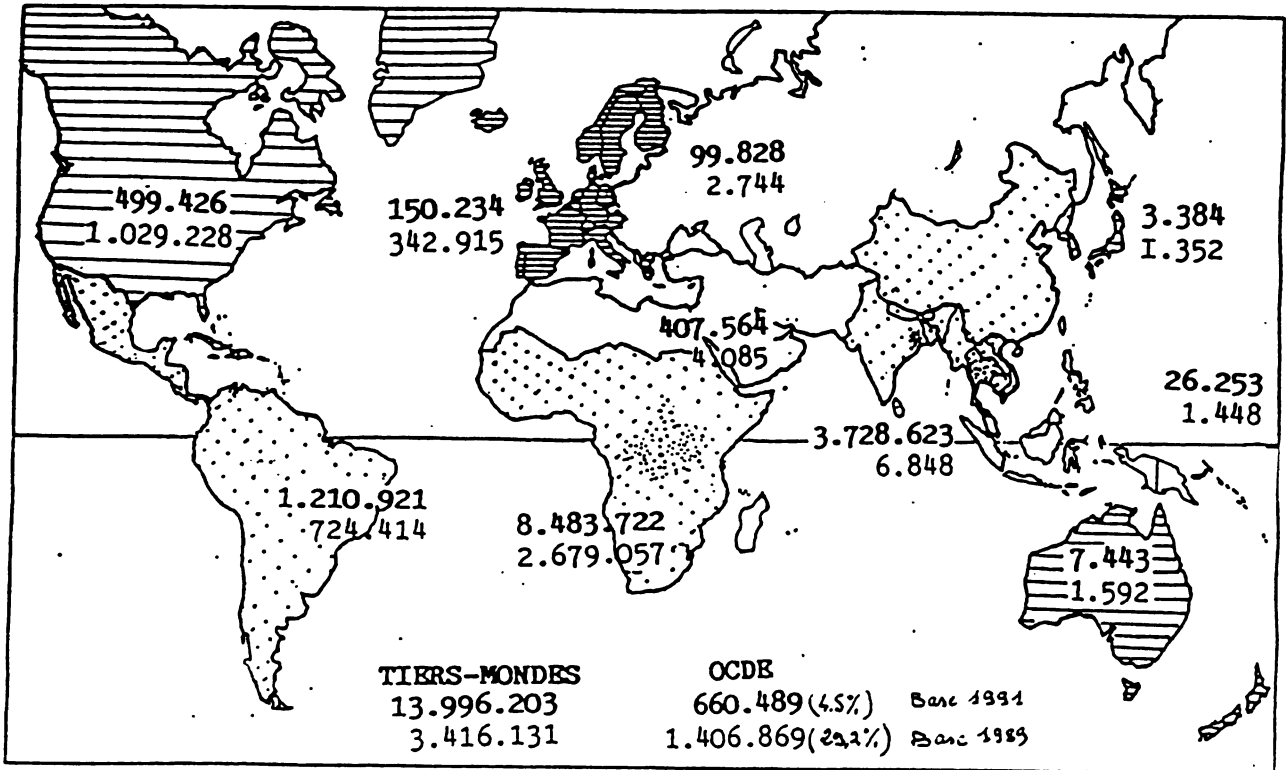
**1 PRESOMPTION DE SÉROPRÉVALENCE VIH(OMS).
ADULTES ET ENFANTS JUIN 1991**



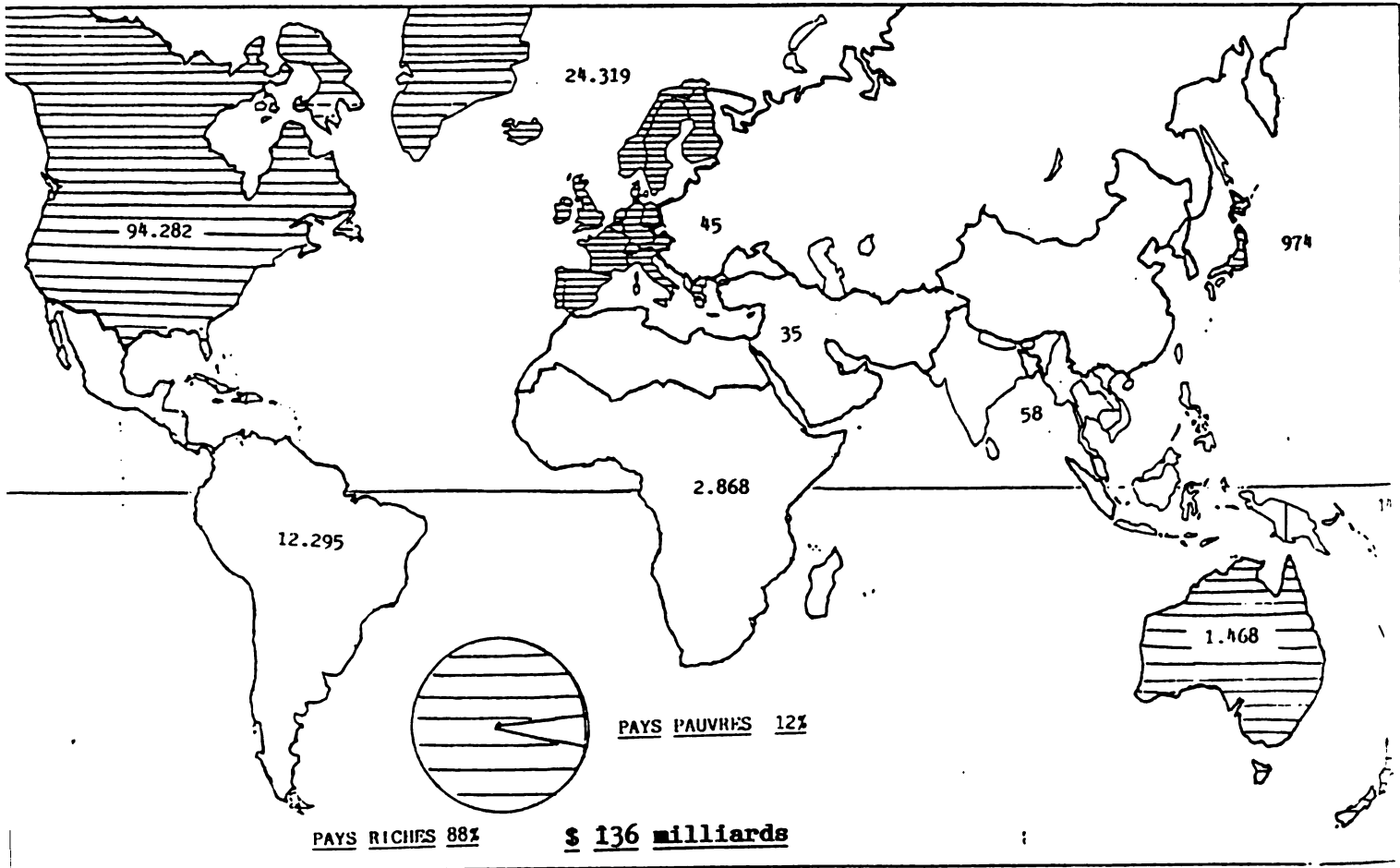
2 PRÉVISION AN 2000- RÉPARTITION
DES SÉRPOSITIFS NON SIDÉENS



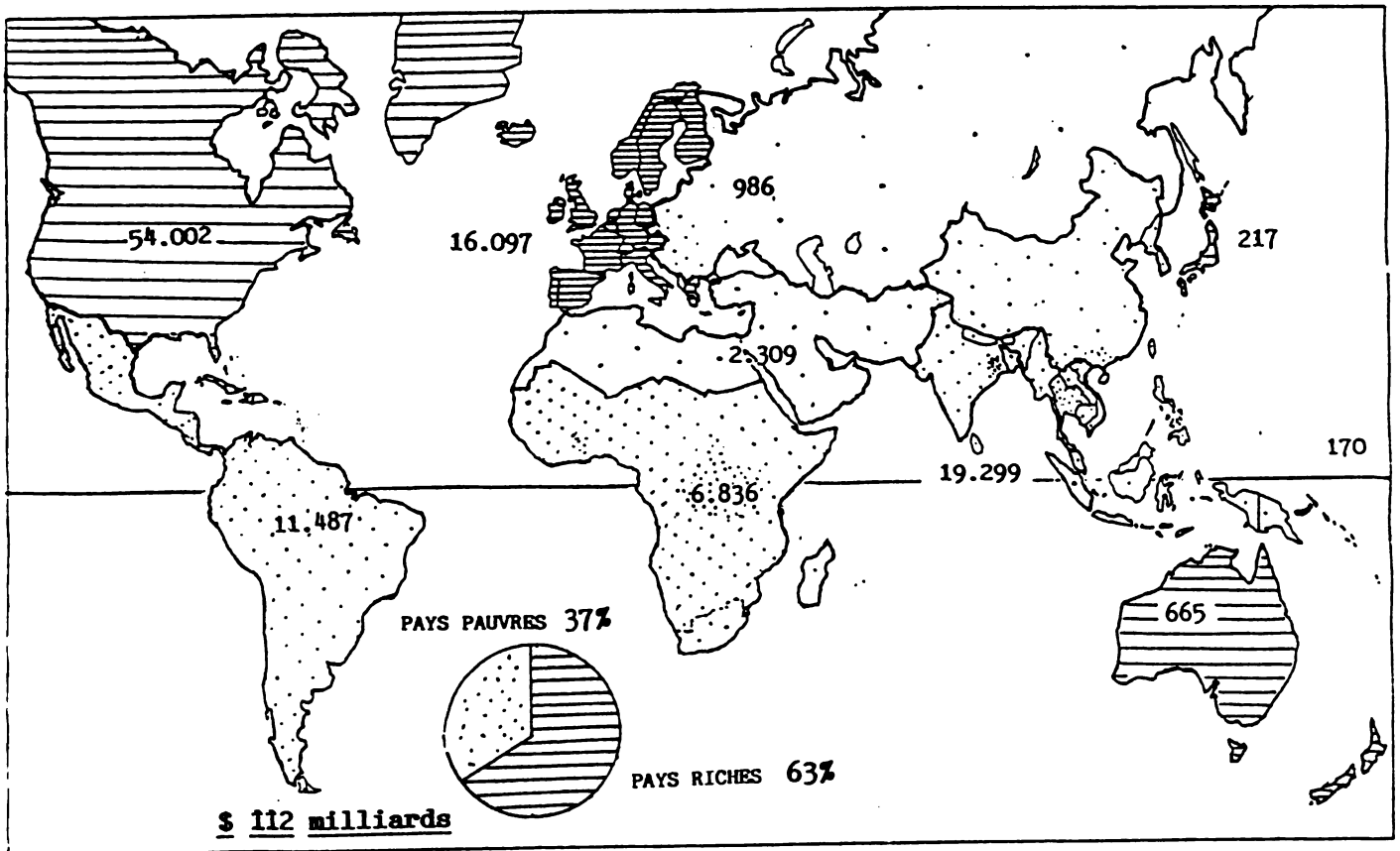
**3 MORTALITE CUMULEE ASSOCIEE AU SIDA EN L'AN 2000:
HYPOTHESES OMS DE JUIN 1991 ET BASE DELPHI-2 DE 1989.**



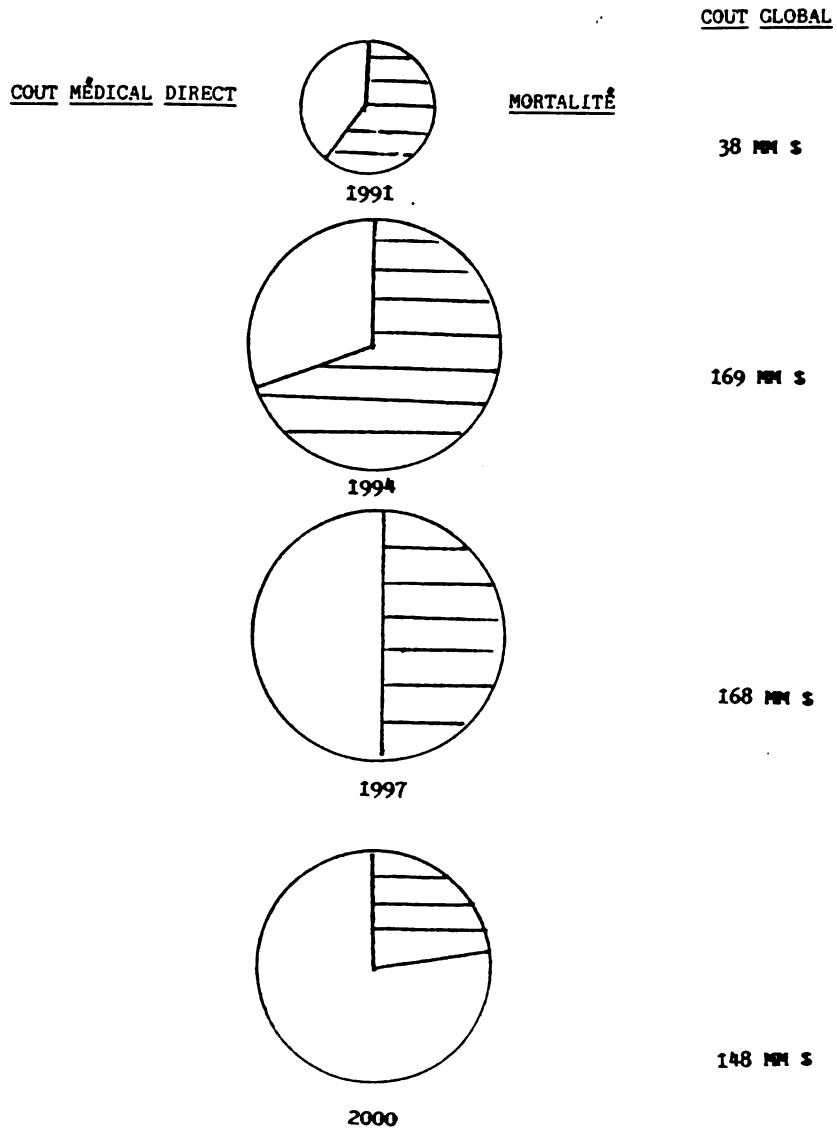
4 PRÉVISION POUR L'AN 2000- COUT MÉDICAL DIRECT VIH/ SIDA
SCENARIO DE SEPTEMBRE 1989 - DELPHI 2.
millions de dollars 1989



5 PRÉVISIONS POUR L'AN 2000: COUT MÉDICAL DIRECT VIH/SIDA
SCENARIO JUIN 1991-(millions de dollars 1989).



6 COUT GLOBAL VIH/SIDA- SCÉNARIO JUIN 1991



LE CHOMAGE / UNEMPLOYMENT

**LABOR MARKET DISCRIMINATION AND SEGMENTATION.
PANAMA 1988**

Renato Aguilar
Department of Economics
University of Gothenburg
Viktoriagatan 30
S-441 25 Gothenburg
Sweden

Guillermo García Huidobro
PREALC
Apartado 6314
Panamá 5
Panamá

1.- Introduction

The aim of this paper is to discuss, from an empirical point of view, the problem of gender discrimination in the labor market and the latter's segmentation into a modern and a traditional sector. The study is based on Panamanian data for 1988.

A given human population comprises individuals who are endowed with a variety of characteristics, which, in turn, determine their productivity as workers. To the extent that there is a monotonic relationship between wages and productivity, we can expect the former to be distributed in the population in accordance with the characteristics of the individuals. That is, in an efficient labor market, wage differences for individuals with identical characteristics should be purely stochastic. Several authors¹ have, however, suggested that populations could be broken down into groups which differ systematically in the way the labor market values the characteristics of the individuals included in each group.

There are three classic examples of these breakdowns. The most well-known case is, possibly, that of gender discrimination. There are a number of studies for different countries which show that the labor market usually undervalues individual characteristics related to females, but overvalues male ones. The second example, much less discussed in empirical studies is that of labor market segmentation into a modern and a traditional sector, as is often postulated for underdeveloped countries. Finally, a third example, not considered in this paper, but extensively discussed in the American literature, is that of race discrimination. In all these cases the central empirical issue is the same. The population under study includes groups that differ systematically in the way in which the labor market values the characteristics of the individuals.

Beside the obvious equity motivation, the issues of discrimination and segmentation have a clear and important policy implication. The fact that one group (men, for example) is overvalued and the other group (women, for example) is undervalued implies a distorted market and, consequently, a sub-optimal utilization of resources. The implication is that by removing discrimination or segmentation one should be able to raise the general efficiency of the economy.

The empirical analysis is based on a household survey (1988) of Panama undertaken by the Panamanian Statistical Bureau.²

¹ See, for example, M. Piore (1983), and D. Mazumdar (1983).

² Thanks are due to PRALC for making the data available to us.

This paper proceeds as follows: It begins with a short discussion of the macroeconomics of Panama and the labor market. The next section discusses some theoretical aspects of labor discrimination and segmentation. Section 4 presents the data. Section 5 discusses the results. The paper is concluded in Section 6.

2.- The Macroeconomics of Panama.

In spite of a weak economic performance and a rather unequal functional income distribution during the seventies, Panama was one of the few successful cases of social development in Latin America during the decade. This was due to a systematic and well articulated policy of social expenditures aimed at education, health, housing and social and economic infrastructure. As a consequence of this seventy-eight per cent of the population between six and seventeen years were attending school by the end of the eighties. There were twelve doctors and eleven nurses per 10000 inhabitants; eighty-nine per cent of births were professionally attended; almost two-thirds of the population was covered by the social security system. Over eighty-three per cent of the population had potable water and drainage. Population grows currently at 1.9 per cent annually; life expectancy at birth is seventy-three years, and infant mortality is about twenty per one thousand births.

In the Latin American context, these indexes are quite impressive, especially since they were achieved while the economy was growing at a declining rate. The average yearly rate of growth of GDP was 5.5 per cent during the seventies, but only 2.8 per cent during the eighties (1980-1987). As a result of the weaker performance, labor market conditions deteriorated. The share of the industrial wage bill in output declined steadily from seventeen per cent in the early sixties to nine per cent in 1981, with a slight improvement to eleven per cent by the end of the decade. The real hourly minimum wage declined from 0.55 balboas in 1975 to 0.47 balboas in 1990, while the national (urban and rural) rate of open unemployment increased from 6.7 percent to 16.3 per cent during the same period.

As a consequence of the deep economic and political crisis faced by the country between 1987 and 1989, the Central Government's expenditures were cut from almost two billion dollars in 1987 to 930 millions by 1988. On the other hand, imports dropped from 1.5 billion dollars in 1982 to 800 million in 1988. While gross investment reached almost 1.2 billion dollars in 1982 it had shrunk to 300 million dollars in 1988.

In spite of the poor performance of the labor market, the government's National Economic Strategy for the nineties, emphasized the need for a more flexible labor market. However, the drastic economic stabilization program currently in force is likely to put an even heavier burden on labor. This situation stresses the importance of studying the wage structure and the microeconomics of the labor market.

A long term characteristic of Panama's labor market is the high rate of open unemployment, which seems to be only weakly related to the rate of economic growth. Thus, unemployment grows fast during a recession, while in the recovery phase productivity grows but with little effect on employment. It is only during periods of sustained growth, at low or moderate rates, that the output elasticity of employment increases reflecting adjustment at lower levels of productivity.

Given the high open unemployment and declining real minimum wages, average real wages declined as well, while real productivity per worker increased. The worst year ever faced by the labor market was 1988: The private sector reacted to the crisis with massive layoffs, shorter working hours, and rehiring employees at lower wages. Almost forty per cent of employed people earned wages that were below the official minimum wage rate (170 dollars per month); while about seventy per cent earned wages that were below the average wage (310 dollars per month).

3.- Theoretical Underpinnings.

A good empirical starting point for the analysis of labor market discrimination and segmentation is the examination of the differences observed in the wages of the different groups supposedly discriminated or segmented. It is, for instance, easy to observe a significant difference between the average salaries of women and men in Panama³. Similar differences can be observed for other segments of the labor market. However, these differences could originate from other sources rather than from discrimination and segmentation.

For example, one could argue that women and men have different abilities and skills, depending on the fact that women and men have different educational levels and training experience. This would imply that women have, on average, a level of productivity differing from that of men. This would lead to differences in salaries. A similar situation can be argued for segmented labor markets. On the other hand, wage differences could originate from the attitudes of the employers, who value differently the abilities and the skills of people coming from the various groups of society. It is this type of differentiation --the one that distort the relationship between abilities, productivity and wages-- that we call discrimination.

There is, thus, wage differentiation originating from the supply side of the market, and most probably related to human-capital processes, and differentiation originating from the demand side, and most probably related to failures and biases of the screening processes. It is important to distinguish between these sources of differentiation, because they correspond to different theoretical frameworks, and have different policy implications.

Let us discuss the arguments presented above in a more formalized way. Assume that there are two discriminated groups in the labor market; women and men. Let us describe the outcome of the labor market for each individual through a mincerian wage equation.

$$\log w_F = \beta_F x_F \quad (1)$$

for women, and

$$\log w_M = \beta_M x_M \quad (2)$$

for men.

In these equations, w stands for wages and x is a vector of characteristics of the individuals. The subindex F stands for women and M stands for men. We omitted an index running over all the individuals in the population.

³ See Table 4.3 for these differences.

In order to separate the two types of sources of discrimination, Oaxaca (1973) introduced a discrimination coefficient given by the following formula:

$$D = \frac{\bar{w}_M / \bar{w}_F - MP_M / MP_F}{MP_M / MP_F}. \quad (3)$$

That is,

$$\log \bar{w}_M - \log \bar{w}_F = \log MP_M - \log MP_F + \log (D + 1). \quad (4)$$

In these equations MP stands for marginal productivity.

Note that this discrimination index compares the differences in wages for both groups with the corresponding differences in marginal productivity. Note that theory suggests that if we had perfectly competitive markets, we would have zero discrimination because of proportionality of the wages to the marginal productivity. The labor market, however, does not value efficiently the marginal productivity of the individuals⁴ and we get a positive discrimination index D , increasing as discrimination increases. Moreover, when we rewrite the discrimination index as in equation (4), we get a simple expression dividing the differences in earnings into two parts. The first part reflects differences in marginal productivity; that is, discrimination originating mainly from the supply side. The second one may be assumed to reflect discrimination in the valuation of the marginal productivities of the different groups; that is, discrimination originating from the demand side of the market.

Note that equations (1) and (2) can lead to the following formulas for the difference in wages.

$$\log \bar{w}_M - \log \bar{w}_F = \beta_M (\bar{x}_M - \bar{x}_F) + \bar{x}_F (\beta_M - \beta_F), \quad (5)$$

$$\log \bar{w}_M - \log \bar{w}_F = \beta_F (\bar{x}_M - \bar{x}_F) + \bar{x}_M (\beta_M - \beta_F). \quad (6)$$

A bar indicates sample means in these equations.

Equation (5) can be easily interpreted if we assume that the wage structure of men would prevail in the absence of discrimination or segmentation. In this context, the first term of the right hand side of (5) evaluates the differences in marginal productivity between the two groups; probably due to factors outside the labor market. The second term on the right hand side of equation (5) represents, then, the losses imposed on women by the market; that is, discrimination within the labor market against women. In other words, this equation corresponds to the Oaxaca decomposition scheme shown in (4). Equation (6) is similar, but the wage structure that is assumed to prevail in the absence of discrimination is that of women. The second term on the right hand side of (6) now represents the premium paid to men by the labor market; that is, positive discrimination in favor of men.

⁴ That is, it discriminates some groups.

These equations can be subjected to both empirical and theoretical criticism. It is, for instance, easy to see that for populations divided in groups of unequal size, these equations will distribute both sources of discrimination in different proportions. On the other hand, these equations assume that the wage structure prevailing in the absence of discrimination is either that of men or that of women. But, assume that discrimination is eliminated while no changes occurs in the level of output or prices, i.e. that the total wage bill remains unchanged. In this case, an intermediate wage structure will prevail, between the wage structures of men and women. In this sense, equation (5) overvalues the losses imposed on women and equation (6) overvalues the premium paid to men.

Based on these theoretical considerations Cotton (1988) proposed an alternative decomposition scheme, represented by formula (7).

$$\log \bar{w}_M - \log \bar{w}_F = \beta(\bar{x}_M - \bar{x}_F) + \bar{x}_M(\beta_M - \beta) + \bar{x}_F(\beta - \beta_F). \quad (7)$$

The vector β of parameters represents the intermediate wage structure that should prevail without discrimination. The second term on the right hand side of (5) and (6), the *in-market* discrimination, has been decomposed into two new term one measuring the overvaluation of men and the other the undervaluation of women.

The main problem of this decomposition is the estimation of β , the wage structure assumed to prevail in the absence of discrimination, which is, of course, unobservable. In his paper Cotton presents a simple solution to this problem. He weighted the wage structure of each group into a linear function, using their shares within the total population as weights. In this paper we estimate this new wage structure as the average wage structure estimated using the whole sample.

4.- The Data.

Our data was taken from the 1988 Household Survey of Panama, which covered 8850 households in several regions of the country. The sample included 14455 economically active, as defined by the ILO. Of these, 16.3 percent were unemployed at the time of the interview. Table 4.1 shows the distribution of the economically active population, as inferred from the survey.

Table 4.1. Panama 1988. Characteristics of the Population in the Labor Force.

	Men %	Women %	Rural %	Urban %	Age (years)
Employed	58,60	41,40	30,02	69,98	27,81
Unemployed	70,26	29,74	45,97	54,03	35,13
Total	68,36	31,64	43,37	56,63	36,56

A sample of 8656 people receiving some earnings, was divided into pairs of sub-samples following different criteria for discrimination and segmentation. First, sub-samples of men and women were created. Secondly, people in the sample were separated into a sub-sample for those working in the modern sector and another for those working in the traditional sector. (We followed the criteria proposed by ILO (1990).) Finally, we separate the sample into two groups. One including public sector workers, and the other private sector workers. Note that according to the ILO classification, the public sector is wholly included into the modern sector. The main variable used in our study is *Earnings*. We constructed this variable by collecting all types of work-income from the different economic activities, whether employed or self-employed. We excluded capital incomes, transfers and other non-work incomes. Table 4.2 shows the basic statistics of this variable.

Note that the variability of these earnings is, in general, low. However, those groups that are assumed to be negatively discriminated or segmented exhibit a higher variability. The average of the logarithm of earnings is also lower for all these groups than for the population or for the corresponding non-discriminated group. The following table 4.3 shows the differences in the averages of the logarithm of earnings for the different types of discrimination and segmentation considered in this study. Note that in each case the differences in earnings are highly significant. The largest and most significant difference in earnings is between the modern and traditional sectors. The differences in earnings between men and women are the smallest.

Table 4.2.- Logarithm of earnings.

Sector	n	Mean	Std. Dev.	C.V.
Population	8656	5.34	0.979	18.3
Men	5636	5.42	0.927	17.1
Women	3020	5.21	1.054	20.2
Modern	5354	5.74	0.748	13.0
Traditional	3302	4.64	0.899	19.4
Public	2654	5.94	0.663	11.2
Private	6002	5.06	0.964	19.0

Table 4.3.- Differences in logarithm of earnings

	Diff.	t	Prob.
Men - Women	0.21	9.787	0.0000
Modern - Traditional	1.11	61.794	0.0000
Public - Private	0.88	42.608	0.0000

Beside the basic variable earnings, several background variables were constructed. The basic statistics of these variables are presented in Table A.1 of the Statistical Appendix.

First, we defined a group of variables related to the individuals themselves. *Age* is self-explanatory. *Education* measures the time, in years, spent in formal schooling and training, including vocational schools, as reported by the individuals themselves. Variable *Experience* denotes the on-the-job experience as reported by the respondents themselves. This variable reflects mostly experience in the current employment or, in some cases, experience in the current trade. It should not be interpreted as representing general working experience. However, it represents that part of the working experience which is probably most strongly related to earnings.

The second group of background variables includes those related to the structure of the household to which each individual belongs. *Dependency* indicates the proportion of nonworking members in each household. The implicit assumption is that large households with many children and other non-working members are possibly associated to individuals with lower earnings. At least, the poorest families have the largest share of people under fifteen years and, possibly, non-working members. Variable *Head* is a binary variable, equal to one when the individual is the head of the household, and zero otherwise. The empirical hypothesis to be tested in this case is whether the head of household has relatively higher earnings. Variable *Share of Incomes* is equal to the share of the household's income earned by the respondent. Note that there is a close relationship between these two variables. Usually, heads of households provide the largest share of the household's earnings. Finally, variable *Size* indicates the size of the employer. Firms are classified in several size intervals according to the number of people employed.

Examining Table A.1. in the Statistical Appendix, we can observe that these background variables exhibit a higher variability than the logarithm of earnings. Especially interesting is the variability shown by experience and share of incomes.

5.- Results.

The results presented in this paper are based on the estimation of mincerian wage equations. The dependent variable is the logarithm of earnings while the explanatory variables are those described in Section 4. We included a second degree schedule for three of the variables; Age, Education and Experience. The results shown here are ordinary least square estimates.

Let us first see an estimation for the whole population. Table 5.1 shows these results.

Table 5.1.- Estimation for the whole population.

Variables	Parameter	Std. Dev.	t
Intercept	2.817107	0.07307462	38.551
Age	0.043934	0.00325331	13.504
Age sq.	-0.000471	0.00003854	-12.235
Education	0.048914	0.00778191	6.286
Education sq.	0.002238	0.00037149	6.024
Experience	0.026534	0.00230392	11.517
Experience sq.	-0.000450	0.00006818	-6.604
Dependency rate	0.069567	0.03054466	2.278
Head of household	0.238807	0.01791399	13.331
Share of income	0.104995	0.02186050	4.803
Employer's size	0.177851	0.00409543	43.427
Adjusted R ²	0.5457		
F-statistic	1039.9		

All the parameters were estimated with a significance level corresponding to a t-index higher than 2, with the variable indicating the proportion of non-working members in the household showing the lowest significance. Both Age and Experience show the well known profile shaped as an inverted U. Notice, however, that though the second degree parameters exhibit a high degree of significance they are small in comparison with the first degree parameters. That is, the correspondent profiles are rather shallow. Variable Education, on the other hand, shows a positive second degree parameter. That is education has an increasingly positive effect on earnings. This indicates a higher valuation longer levels of

education. The parameters of the other variables are positive. Notice also how important it is to be a head of a household. On the other hand, people working for large-sized employers seem to earn more.

Table 5.2 presents results for the same mincerian function estimated separately for both sexes. The hypothesis of the equality of the parameters for both equations has been tested, both for the whole set of parameters, using Chow's test, and pairwise for each variable.

Table 5.2.- Estimations by Sex.

Variables	Men		Women		Differences	
	Parameter	t	Parameter	t	F-stat.	Prob.
Intercept	2.704218	30.097	2.568478	20.578		
Age	0.059136	14.536	0.036497	6.720	42.4113	0.0001
Age sq.	-0.000616	-13.143	-0.000395	-5.900	22.6297	0.0001
Education	0.042084	4.540	0.078214	5.748	4.1602	0.0414
Education sq.	0.002647	5.834	0.000873	1.415	4.7369	0.0295
Experience	0.021203	7.721	0.035757	9.161	11.7188	0.0006
Experience sq.	-0.000279	-3.476	-0.000856	-7.209	18.9016	0.0001
Dependency rate	0.071577	1.962	0.191408	3.703	2.8879	0.0893
Head of household	0.159987	6.266	-0.044349	-1.417	24.7495	0.0001
Share of income	0.146415	5.508	0.105612	2.902	1.0411	0.3076
Employer's size	0.154383	32.017	0.211987	28.999	43.6310	0.0001
Adjusted R ²	0.5201		0.6323			
F-statistic	611.22		520.17			

Even her Age and Experience keep their inverted U-shaped schedules for both sexes. Age parameters are larger for men than for women, implying that seniority matters more for the former. On the other hand, the first degree parameter for Education is much larger for women than for men, implying that education plays a bigger role in the determination of female earnings. The second degree parameter of Education for women is small and has a low level of statistical significance. Dependency, the proportion of non-working people in the household, seems to be much important for women than for men. This could be related to the fact that, as heads of the household, women are, very often, the sole wage earners. The share of the household's income earned by the respondent seems to be slightly more important for men. However, this difference has a low level of significance. To have a large employer seems to be more important for women than for men. Finally, to be the

head of the household was estimated for women with a low level of statistical significance. All differences were estimated with rather high levels of significance. The exception is Share of Income and, possibly, Dependency.

The sample was also divided into modern and traditional segments. The criteria for the division were those established by ILO in its different publications. Table 5.3 shows the estimates of the mincerian wage function for these segments.

Table 5.3.- Estimations by Segment.

Variables	Modern		Traditional		Differences	
	Parameter	t	Parameter	t	F-stat.	Prob.
Intercept	3.408105	37.281	2.678421	19.554		
Age	0.044211	10.951	0.038370	7.234	41.7213	0.0001
Age sq.	-0.000447	-9.309	-0.000443	-7.114	19.0511	0.0001
Education	0.020276	2.439	0.094421	5.101	3.7100	0.0541
Education sq.	0.003267	8.631	-0.000386	-0.361	2.6603	0.1029
Experience	0.021259	7.152	0.031922	8.087	11.6139	0.0007
Experience sq.	-0.000195	-1.921	-0.000567	-5.467	11.7367	0.0006
Dependency rate	0.130347	4.060	-0.020858	-0.350	15.8978	0.0001
Head of household	0.183646	10.154	0.330844	8.767	21.2505	0.0001
Share of income	0.090263	3.905	0.121521	2.869	0.0069	0.9337
Employer's size	0.084654	12.655	0.218998	5.177	7.1455	0.0075
Adjusted R ²	0.4684		0.2283			
F-statistic	472.631		98.526			

Most of the parameters are significantly different for both segments, revealing two separated labor markets with different valuations for those engaged. The exceptions are the parameter for share of household's income earned by the respondent and the parameters corresponding to education. The modern segment seems to value age higher than the traditional one. The latter, however, seems to value experience much more. The Dependency rate has a negative impact for the traditional segment, suggesting that in this case lower paid workers are associated to large households with many non-working members. Head of household has a large impact on earnings in the traditional segment. One should remember that often the head of a household in this sector is the sole source of income.

To work for a large employer is also more important in the traditional segment⁵. This result possibly reflects the difference between being self-employed and working for a small firm. Thus, even at this firm-size the advantages of larger scale production and work specialization can be observed.

It has been suggested that the type of segmentation that matters in countries like Panama is that which breaks down the labor market into public sector and private sector. Table 5.4 show estimates of the mincerian function for both sectors.

Table 5.4.- Estimations by Employment Sector.

Variables	Public Sector		Private Sector		Differences	
	Parameter	t	Parameter	t	F-stat.	Prob.
Intercept	3.763660	19.532	2.835990	31.526		
Age	0.034487	5.445	0.044144	11.400	2.5188	0.1125
Age sq.	-0.000332	-4.435	-0.000487	-10.659	0.6508	0.4198
Education	0.038809	3.197	0.039220	3.759	2.3529	0.1251
Education sq.	0.002368	4.546	0.002967	5.584	5.1560	0.0232
Experience	-0.000054	-0.012	0.032089	11.370	35.1866	0.0001
Experience sq.	0.000519	3.522	-0.000592	-7.391	33.3643	0.0001
Dependency rate	0.087498	2.019	0.051396	1.309	1.3855	0.2392
Head of household	0.176697	7.976	0.266548	10.811	7.3816	0.0066
Share of income	0.136683	4.651	0.088765	3.079	1.8462	0.1743
Employer's size	0.060173	2.370	0.177806	32.614	2.6750	0.1020
Adjusted R ²	0.4372		0.4473			
F-statistic	207.074		486.343			

In this case only the parameters corresponding to the variable experience differ with a clear level of statistical significance. In fact, our estimates can be interpreted to indicate that the public sector does not value experience at all in the determination of the earnings of its employees. The parameters for the variable Head of Household also differ with a rather high level of significance and indicate that the private sector tends to prefer heads of household.

⁵ Note that a large employer in the traditional sector could be small in comparison to an employer in the modern sector.

Table 5.5.- Chow's test for different types of discrimination

Discrimination Source	F	Prob > F
Sex	47.66	0.0000
Segment	26.34	0.0000
Sector	7.136	0.0000

These three different breakdowns of our sample were submitted to a Chow's test. This tested the hypothesis that both sub-samples defined in each breakdown belonged to the same statistical structure. The result of the test, as shown in Table 5.5, indicates that the empirical evidence does not support the null hypothesis in neither of the three cases tested. We have thus provided empirical evidence showing that the labor market in Panama is strongly discriminated in terms of sex, it is segmented into a modern and a traditional segment, and the public and private employers behave differently. The weakest case is, probably, that for the public and private sectors. Here most of the differentiation seems to originate from a quite different valuation of experience, notably a zero valuation of experience in the public sector. In all cases we estimated a relatively large intercept, which probably includes the effect of omitted variables.

Following the theoretical discussion of Section 3, we will now try to see how much of the observed discrimination or differentiation in earnings can be attributed to the behavior of agents outside the labor market, and how much can be attributed to labor market valuation of the individuals. Table 5.6 shows the results of Oaxaca's decomposition scheme.

Table 5.6.- Oaxaca's decomposition

Discrimination Source	Group	In-Market			Ex-market		
		Diff.	%	t	Diff.	%	t
Sex	Men	29.83	100.11	5.7	-0.03	-0.11	-3.3
	Women	33.17	100.43	5.6	-0.14	-0.43	-11.2
Segment	Modern	28.43	97.74	4.5	0.66	2.26	29.2
	Traditional	23.40	95.35	4.1	1.14	4.65	7.9
Sector	Public	15.28	96.83	2.1	0.50	3.17	7.7
	Private	15.45	94.41	2.0	0.91	5.59	61.0

In Table 5.6 we decomposed the difference of the logarithm of the earnings for each sub-sample in two parts. One of them can be called *in-market* discrimination, and the other *off-market* discrimination. Following the theoretical discussion of Section 3, in-market discrimination reflects the under-valuation caused by a biased screening of the individuals belonging to the discriminated group. Off-market discrimination is associated to the mechanisms providing different characteristics and skills to the individuals. That is, a discriminating mechanism operating outside the labor market. We also computed each component of the difference in the logarithm of earnings as a percentage of the total difference. Table 5.6 also reports a t-statistic indicating the statistical significance of the results. For each source of discrimination, each line represents Oaxaca's decomposition assuming the wage structure prevailing in the absence of discrimination would be that of the group referenced in column "group." With the possible exception of those corresponding to the in-market effects of the breakdown into public and private sectors, all results seem to have rather high statistical significance. Notice that in all cases most of the discrimination and differentiation takes place in the market, with little off-market discrimination. Especially important is the case of gender discrimination. In fact, it seems that there is a slightly positive discrimination favoring women off-market, which is, however, more than compensated by a strong discrimination against women within the market.

Table 5.7.- Cotton's decomposition

Discrim.	Off-market			Group M in-market			Group W in-market		
	Diff.	pc	t	Diff.	pc	t	Diff.	pc	t
Sex	-0.01	-0.02	-0.7	17.13	54.40	3.7	14.36	45.61	2.9
Segment	1.01	3.66	80.9	17.17	61.95	4.0	9.53	34.39	1.6
Sector	0.89	5.54	90.4	15.81	98.96	2.1	-0.72	-4.51	-0.2

Table 5.7 shows the results corresponding to a version of Cotton's decomposition proposed in Section 2. Column off-market represents once more discrimination that is taking place outside the labor market. In-market discrimination was broken up in over-valuation of the M-group (men for gender discrimination, or modern segment, or public sector) and under-valuation of the W-group (women, or traditional segment, or private sector). Most of the results seem to be statistically significant with some exceptions, mainly those for the contribution to the under-valuation of the discriminated group. The results confirm the general results of Oaxaca's decomposition. Within the market gender discrimination seems to be evenly distributed between a positive discrimination of men and a negative one for women. Note, for instance, how strong the over-valuation of the public sector employment is.

6.- Conclusions

The main conclusion of our study is that there is strong empirical evidence in support of the hypothesis of gender discrimination in the labor market of Panama. Similarly, there is strong empirical evidence in favor of a segmented labor market, with a modern and a traditional sector. We also found weaker empirical support for the segmentation of the market into a public sector and a private sector, as an alternative to the more traditional segmentation discussed before. The weaker result could be interpreted to indicate that the private sector in Panama has developed enough to be a significant part of the modern sector.

Gender discrimination is strong and practically all of it seems to take place within the labor market. Discriminatory mechanisms outside the labor market, leading to differentiated education, training and other characteristics, seem in fact, to slightly favor women. Most of the discriminating process separating the Panamanian labor market into two segments seem to be found within the labor market itself. The contribution of factors outside the labor market seem to be small.

There exists signs of discrimination based on personal characteristics, which might relate to race; while there also exist clear signs of positive discrimination associated with the operation of internal labor markets, including family ties (nepotism). Wage differentials clearly relate, however, to the size of the employer and to the workers on-the-job experience. There is also a positive relationship between age, and education and wage levels.

The importance for earnings of the factors related to personal characteristics, reflecting skills and abilities, varies systematically between the discriminated and the non-discriminated group. The role played by household characteristics varies also for the different groups. The expected association between responsibility and being the head of the household does not seem to be an important determinant of wage differences. Public sector employment shows less wage discrimination against women and a higher correlation between wage differentials and the personal characteristics associated with productivity levels.

A serious limitation of the above results could be that of sample selection bias. Part of the discrimination and segmentation shown by these results could have been generated by the channels via which individuals enter employment. Table 6.1 shows the result of a probit model⁶ suggesting the importance of this effect. The estimates in Table 6.1 correspond to a probit model estimating the probability of getting a job in Panama in 1988 as a function

⁶ See Aguilar and García-Huidobro (1990) for a discussion of this model.

of several explanatory variables. Note that the largest contributions to this probability are given by Sex and the urban-rural variable. The latter variable could be associated, grossly, to the modern-traditional segmentation.

Table 6.1.- Panama 1988. Maximum Likelihood Estimates of the Probability of Employment.

Variable	Parameters	T for H_0 : Parameters = 0	Prob > T	Contribution to the Probability
Intercept	0.436254	8.466	0.0004	0.080446
Sex	-0.218969	-7.320	0.0007	-0.040378
Education	-0.011076	-3.110	0.0266	-0.002042
Urban-Rural	-0.388753	-12.263	0.0001	-0.071687
Age	0.032042	24.443	0.0000	0.005908
Migration	-0.014293	-0.187	0.8592	-0.002635

Several other sources of error can be mentioned. For example it can be assumed that the characteristics and abilities of the individuals are segment specific. That is, individuals with the same characteristics and abilities have different productivities in the different segments. If one accepts the idea that certain jobs are gender specific, productivity could also be assumed to be gender specific. These effects will cause a bias in our results, at least in the sense that wage differentials are possible without discrimination.

This paper is part of a much broader investigation of the Panamanian labor market of Panama and that of other Central American countries. The empirical results presented here suggest, clearly, that gender discrimination and segmentation are crucial factors for policy consideration.

7.- References.

- Aguilar, R. and García-Huidobro, G., (1990), "*Probabilidad de Empleo en Panamá 1988*", mimeo, Department of Economics, University of Gothenburg.
- Cotton, J. (1988), "On the Decomposition of Wage Differentials", *The Review of Economics and Statistics*, LXX, Nr. 2, pp. 236-243.
- ILO, 1989, "*Urban informal sector information: needs and methods*", Geneve: ILO.
- ILO, 1990, "*Surveys of economically active population: employment, unemployment. An ILO manual on concepts and methods*", Geneve: ILO.
- Mazumdar, D., (1983), "Segmented Labor Markets in LDCs", *American Economic Review (AEA Papers and Proceedings)*, 73, Nr. 2, pp. 254-259.
- Oaxaca, R. L., (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14, October, pp. 693-709.
- Sethuraman, S.V. and OIT, 1976, "El sector urbano no formal: definición, medición y política", *Revista Internacional del Trabajo*, 94, Nr. 1, Julio-Agosto.
- PREALC, 1975, "*Políticas de Empleo en América Latina*", Santiago, PREALC.
- PREALC, 1978, "*Sector Informal: funcionamiento y política*", Santiago: PREALC.
- PREALC, 1985, "*El sector informal en centroamérica*", Santiago: PREALC.
- Piore, M., (1983), "Labor Market Segmentation: To What Paradigm Does it Belong?", *American Economic Review (AEA Papers and Proceedings)*, 73, Nr. 2, pp. 249-253.

A. Statistical Appendix.

Table A.1.- Background Variables, Basic Statistics.

Sector	n	Mean	Std. Dev.	C.V.
Population				
Age	8656	35.91	12.771	35.6
Education	8656	9.41	4.350	46.3
Experience	8656	7.79	8.341	107.1
Dependency rate	8656	0.49	0.255	51.5
Head	8656	0.51	0.519	102.0
Share of incomes	8656	0.50	0.411	82.2
Size	8656	3.21	1.938	60.3
Men				
Age	5636	36.33	13.109	36.1
Education	5636	8.94	4.211	47.1
Experience	5636	8.01	8.575	107.0
Dependency rate	5636	0.47	0.258	54.3
Head	5636	0.67	0.485	72.8
Share of incomes	5636	0.55	0.412	74.4
Size	5636	3.21	1.905	59.3
Women				
Age	3020	35.16	12.078	34.3
Education	3020	10.23	4.469	43.7
Experience	3020	7.40	7.872	106.4
Dependency rate	3020	0.53	0.245	46.1
Head	3020	0.23	0.447	191.9
Share of incomes	3020	0.41	0.392	96.3
Size	3020	3.22	1.999	62.1

Table A.1.- Background Variables, Basic Statistics. (Continued)

Sector	n	Mean	Std. Dev.	C.V.
Modern Sector				
Age	5354	36.02	11.593	32.2
Education	5354	10.53	4.515	42.9
Experience	5354	8.50	7.747	91.2
Dependency rate	5354	0.49	0.256	51.9
Head	5354	0.53	0.527	99.9
Share of incomes	5354	0.52	0.404	77.6
Size	5354	4.44	1.162	26.2
Traditional Sector				
Age	3302	35.71	14.479	40.5
Education	3302	7.41	3.198	43.2
Experience	3302	6.53	9.089	139.1
Dependency rate	3302	0.50	0.253	50.8
Head	3302	0.48	0.504	105.9
Share of incomes	3302	0.47	0.421	90.6
Size	3302	1.03	0.326	31.5
Public Sector				
Age	2654	37.82	10.823	28.6
Education	2654	11.47	4.366	38.1
Experience	2654	10.09	7.354	72.9
Dependency rate	2654	0.50	0.248	50.0
Head	2654	0.54	0.527	98.4
Share of incomes	2654	0.52	0.401	76.7
Size	2654	4.96	0.382	7.7
Private Sector				
Age	6002	35.01	13.446	38.4
Education	6002	8.44	3.972	47.0
Experience	6002	6.72	8.522	126.8
Dependency rate	6002	0.49	0.258	52.2
Head	6002	0.50	0.515	103.8
Share of incomes	6002	0.49	0.415	84.8
Size	6002	2.40	1.778	74.0

A macroeconometric model of social security and juvenile unemployment with smooth quantity-constraints

by

J. BUGHIN and P. CREVITS¹

February 1992

Abstract

This paper analyses in a time-series dimension the effect of unemployment benefits schemes on the unemployment of the young members of the Belgian labor force by applying the framework of smooth quantity-constraints. The model is a representation of an aggregate labor market with the coexistence of both excess-supply and -demand at the micro-level, and with Keynesian spillover from an aggregate sales constraint onto labor demand, all those quantity-constraints being measured by making use of business surveys data. The effects of unemployment benefits are introduced into the model explicitly on the labor supply behavior, and implicitly on real wages by instrumentation of the price variables. Results confirm the rejection of the equilibrium assumption for the juvenile labor market. They also reveal that quantity-constraints play a significant role in explaining (un)employment and price-elasticities, especially the role of social security benefits on unemployment. Another interesting finding is that unemployment benefits do enter the mismatch function for the female juvenile labor market, hence creating a form of friction unemployment.

¹J. BUGHIN, I.R.E.S., U.C.L., Place Montesquieu, 3, B - 1348 Louvain-la-Neuve.
P. CREVITS, F.U.N.D.P., Faculté des Sciences Economiques et Sociales, Rempart de la Vierge 3, B - 5000 Namur.

This paper has been drafted when J. Bughin was affiliated with FUNDP in 1990. The paper is a fully revised and modified version of a seminal study conducted originally by P. Crevits. P. Crevits has benefited from discussion with L. Gevers at FUNDP; and P. Rice, during his stay at the University of Southampton in 1989. J. Bughin would thank some financial support from the F.D.S., U.C.L., Louvain-la-Neuve, as well as fruitful discussions with *Isabella Capitani* and *Catherine Smits*. The authors also acknowledge very challenging referee comments by Bruno Van der Linden. The work is equally shared by the authors. The responsibility is their own concerning the content expressed in the paper and the authors take full responsibility for the possible caveats.

1 Introduction

Apart from the high level of unemployment which has appeared in most of the Western economies since the seventies, another key feature of main concern has been the composition in terms of age groups of the unemployed, namely the high proportion of juveniles relative to that of other age groups.

A probable cause of this - a 'neo-classical' economist would argue - relates to the social security system and there has been a plethora of papers - see *mutatis mutandis* the early contributions by e.g. GRUBEL and MAKI [1976] or MAKI and SPINDLER [1979] - that could have led to assert that income support schemes have been generally so favourable for the young members of the labor force that they have not generally ensured unemployment benefits to be sufficiently less than expected real income in employment.

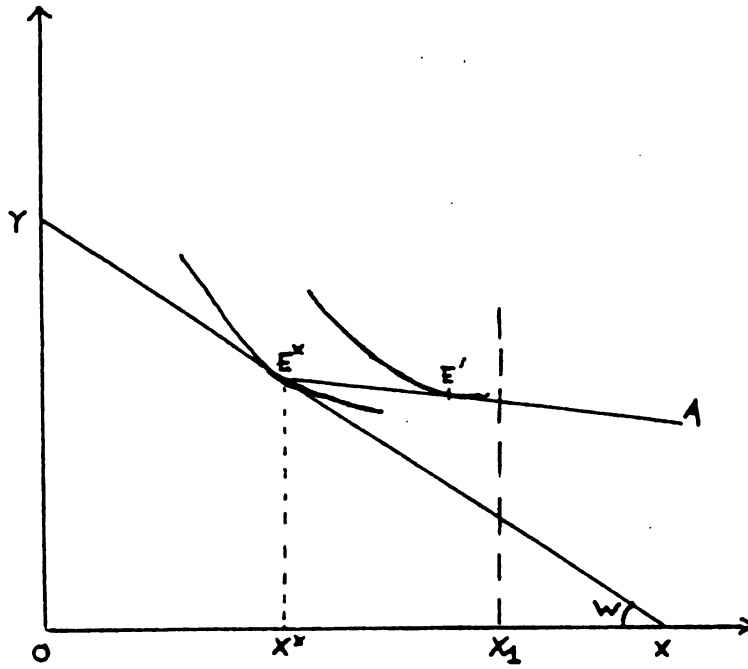
Obviously, the main problem with such arguments like the one just expressed above is that the impact of unemployment benefits on the level of registered unemployment depends crucially on the structural model one postulates (see NARENDRANATHAN et alii [1983]), and specifically on the theory of wage determination one actually adopts.

Hence, with the postulate of market equilibrium, it becomes clear that income-support benefit schemes tend to induce less employment because the opportunity cost of voluntary unemployment is reduced. Consider however alternative equilibrium concepts - refer e.g. to union-firm bargaining (see e.g. MC DONALD-SOLOW [1981]), efficiency wages (see e.g. AKERLOF-YELLEN [1988]), insider-outsider (see e.g. LINDBECK-SNOWER [1988]) and implicit contract theories (see e.g. AKERLOF and MYAZAKI [1980]) - so that, for instance, employment is less than labor supply: it is easy to check that the effects of unemployment benefits run in a more complicated way, since employment is not imposed to match directly the labor supply behavior (HATTON [1980] or RICE [1986]).

To illustrate this, refer to a very stylised model as depicted in FIGURE 1.

On the abscissa, X stands for the amount of time spent for leisure, while Y stands for income on the ordinate. The line XY stands for the (traditional) income-leisure trade-off, at a wage rate w . Assume that without unemployment the representative worker chooses a segment OX^* of leisure. Introduce an unemployment benefits scheme whose magnitude is given by the slope

**Unemployment benefits and registered unemployment:
a typical case**



E^*A : the leisure-income opportunity locus becomes kinked at E^* and the new worker's equilibrium shifts right (say, E'), i.e. the introduction of the benefits scheme induces less labor supply.

To be inserted:

**Figure 1: Unemployment benefits and registered unemployment:
a typical case²**

Under the assumption that w is the full-employment equilibrium wage, E' is attainable and (registered) unemployment unambiguously increases. As an alternative, assume also that - whatever the underlying reason - the (exogenous) wage rate w is above the level of market-clearing, so that X^*X_1 is involuntary unemployment. It is straightforward to check in this latter case that the same level of unemployment benefits has no effect on registered unemployment; unemployment benefits are here simply confined to a modification of the composition of the unemployed (RICE [1986]).

Obviously, the assumption in the latter case of an exogenous wage is very restrictive and one may imagine more complicated examples where say, the wage is dependent on unemployment benefits, as in union membership theories (DIXON [1988]) . But the illustration above already provides the key idea that it is necessary to consider structural models of the labor market with allowance for general non-market clearing approaches to ascertain accurately the effects on unemployment of unemployment benefits schemes.

This paper is precisely devoted to such a macroeconomic analysis of unemployment insurance for Belgium within the context of disequilibrium, as in a recent study on The Netherlands by VIJLBRIEF [1991]. Indeed, within the context of a quantity-constraint model, which allows for the possibility that wages do not clear the markets, one may encompass a more specific model of market-clearing behavior. In doing so, we should become able both to construct a direct econometric test of the full-employment equilibrium assumption (see *infra*) and to analyse in a broad sense the empirical relevance of the effect of unemployment benefits on the unemployment level.

²refer also to GERARD et alii [1978].

To date, however, rigorous empirical testing of quantity-constraint models has proved to be difficult. The main reason for this lies in the estimation of the process that maps the demand and supply to the quantity traded, since in those models quantity does not match any longer both supply and demand before exchange takes place, as induced, say, in Walrasian models.

In this paper, the process one adopts is based on a smoothing-by-aggregation procedure (MUELLBAUER [1978]) -, under the assumption that micromarkets are lognormally distributed among the population (LAMBERT [1988])³. This amounts to deriving a mapping scheme that relates aggregate transactions to both supply and demand under the form of a Constant Elasticity Substitution function⁴.

The advantages of the smoothing-by-aggregation are indeed many. We quote namely :

1: - Under general assumptions, the observed transactions become a function of aggregate trade-offers, as well as of the (weighted) proportion of markets in excess-supply and of the dispersion of prices equilibrium among micromarkets (GOURIEROUX and LAROQUE [1985] or SNEESSENS [1987]).

This is clearly a generalization of the Minimum rationing scheme used in the first generation of quantity rationing models as that by ARTUS et alii [1984], because the proportion of markets in excess-supply is not restricted to either 0 or 1, but ranges fully into the interval [0,1].

Further, explicit consideration of the dispersion of excess-demands is crucial since it allows to account not only for the diversity of quantity-constraints at the aggregate level, but also for the possible inefficiency (i.e. large excess-demand coexisting with large excess-supply) of the macro-markets. As made clear by LAMBERT [1988], this equilibrium price dispersion at the aggregate level is inversely related to the exponent parameter (say ρ) of the C.E.S. mapping scheme. By treating in this paper ρ no longer as a parameter, but rather as an endogenous variable, we will be able to analyse a new channel by which unemployment benefits can influence the aggregate unemployment rate level, namely the effect of unemployment benefits on the labor market mismatch ρ .

³The lognormality assumption comes from the existence of the Gilbrat's law. See LAMBERT [1988] for the complete motivation of such a distributional assumption.

⁴C.E.S., henceforth.

2: -The effects of quantity-constraints are simply modelled by the inclusion of supplement explanatory variables : the proportions of regimes. By using business surveys data to measure the extent of quantity-constraints, estimation is greatly simplified, as it requires only conventional least squares approaches .

Least squares approach is a key property in our context, because we are able to make prices endogenous by (three-stages-least squares) instrumental variables techniques without any need of specifying structurally the price behaviors (RUDEBUSCH [1989]): prices are thus simply instrumented by all the exogenous of the model, and one is left with the criticism that prices can not be reasonably assumed exogenous, but we remain consistent with the idea that there is possibly an incomplete Walrasian price auctioneering within the period. Second, degrees of freedom are gained in estimation, because there is no longer need to estimate structural price equations.

The model we develop makes use of these peculiarities. More precisely, the model is a quantity-constraint heterogenous labor market model with the coexistence of both excess - supply and -demand and Keynesian spillover from a sales constraint onto labor demand. Quantity-constraints are measured by business surveys data, while unemployment benefits are introduced explicitly on the labor supply behavior, and implicitly on real wages, by instrumentation of the prices variables.

The set-up of the paper is the following : section 2 describes the basic model. Section 3 presents the econometric methodology and the results based on a comparison of an equilibrium model, a disequilibrium model with discrete switching, and a more general model with smooth quantity-constraints ⁵ . Section 4 concludes on our results.

2 The theoretical model

We first describe the individual labor demand and labor supply behaviors. We then concentrate on the market relation at the micro-, then at the macro-economic level. [Notice already that based on the type of market relation it is postulated, amendements shall be performed concerning the agents' optimal

⁵As it will be made clearer infra, smoothing-by-aggregation models generalize discrete switching models, because the latter are a first-order approximation of the former .

behavior].

2.1 The representative agent's behavior: the simple case

a. Labor supply behavior

The modelling of supply behavior is essentially that of RICE [1986]. Each juvenile has the choice between three activities, education (E_1), leisure (E_2) and supply of labor (E_3), where each E_i ($i = 1, 2, 3$) denotes the number of periods spent in activity i during the planning horizon T ($\sum E_i = T$).

The representative individual's utility, u , is assumed as a positive function of expected real income (over the period), y , of the time spent on education and of leisure provided by time spent voluntarily unemployed :

$$u = u(y, E_1, E_2) \quad (1)$$

Neglecting any discount rate for simplicity and considering the market goods as the numeraire, the individual's budget constraint is ⁶:

$$y = \hat{y} + E_2 \cdot b + (T - E_1 - E_2) \cdot r \quad (2)$$

where \hat{y} is the lump sum real income, b is the value of benefits for an individual registered as unemployed and r is the expected return (in real terms) for an individual wishing to work.

Assuming concavity of the utility function, first-order conditions are both necessary and sufficient to determine optimal labor supply behavior. This behavior can be summarized by two labor supply functions.

The first one, with a subscript 'a', will be referred as the 'apparent labor supply function' and stands for the number of periods the individual is

⁶Of course, the model is taken as simple as possible, so that some important microeconomic aspects are not considered such as the problem of individual heterogeneity in face of receiving unemployment benefits, or the problem of access to the benefit system. Since our focus is on the macroeconomic side, we assume away this specification problems, mainly also to parallel RICE [1986].

registered as member of the labor force. One reads ⁷ :

$$ls_a = T - E_1 = ls_a(\hat{y}, r - b, r) \quad (3)$$

The second function will be referred as the 'effective labor supply' (with a subscript 'e' for effective) and represents the function indicating the number of periods for which the individual seeks work. One reads :

$$ls_e = T - E_1 - E_2 = ls_e(\hat{y}, r - b, r) \quad (4)$$

The difference between [3] and [4] covers the concept of voluntary unemployment . This difference obviously is a function of the lump sum income, \hat{y} , the opportunity cost of voluntary unemployment $r-b$ and the opportunity cost of education, r .

b. Labor demand behavior

On the demand side, we assume as in a reduced-like form that a firm's demand for juvenile labor, ld , is dependent on juvenile real wage rate, w_{juv} , alternative labor costs (mainly, adult real wages, wa) , the capital stock, k and the cost of capital, cc :

$$ld = ld(w_{juv}, wa, k, cc) \quad (5)$$

This type of formulation is commonplace in the literature, and essentially assumes that firm manages the optimal use of labor subject to a (well-behaved) technology function. [To be more precise, the introduction of cc and wa is namely based on the conventional assumption of factor substitutability, while k is introduced to scale the employment function].

Two words of caution about [5] are however needed: first, a proxy for effective output demand could also be added as argument of ld if one supposes

⁷Our analysis is thus in terms of the difference between r and b , not in terms of the so-called replacement ration r/b . Contrary to earlier studies as that by ATKINSON and FLEMING [1978], it is indeed the price $r-b$ which influences supply behavior (see HARRISON and HART [1983]).

an imperfectly competitive product market; second, w_a could also be considered as the threat-point, in models of employment determined by union-firm bargaining⁸. To account for these aspects, the possible imperfection of the output market is tackled by the Keynesian spillover effect - see hereafter -, while the possibility of the adult wage to play a 'reference threat-point wage' effect is tackled by distinguish the coefficients of w_a and w_{juv} in the employment equation.

2.2 The market

Following this simple model of individual behavior as described by [1] to [5], we define the market relation. We start at the individual level to go on with the aggregation level.

a. The full-employment equilibrium case

Assume in a first instance the existence of an auctioneer that regulates the market so that supply and demand are equalized before exchange takes place. In this case, individual supply and demand are accurately defined by the equations [3], [4] and [5]. Furthermore, since each individual who wishes to work at the current wages is able to find a job, the further assumption of zero search cost makes that r , the real expected return to seeking work, becomes equated with real net earnings, w_{juv} .

a.1 The micro-equilibrium

Supposing that the number of micromarkets and of firms are calibrated so that the number of firms and micromarkets equalize the number of (registered) labor suppliers, the system [3] - [5] is closed at the micro-level by the following market relation:

⁸In models of efficient bargaining, the locus of wage-employment outcome is a contract curve that is not to be confused with the conventional labor demand curve that appears when the firm retains its own management right over labor (see MC DONALD-SOLOW [1981]). Rather, the shadow wage in the employment function is a combination of the observed bargained wage and the threat-point, the latter entering positively in the function, while the former entering with either sign depending on the position of the contract curve (BUGHIN [1991]). From this, it follows that the coefficient of w_a tackles possibly two things: a traditional 'substitution effect', and a 'wage envy' effect.

$$ls_e = ld = l \quad (6)$$

with l being the micro-transaction.

a.2 The macro-equilibrium

Turning to the aggregate level, and assuming that exchange is dispersed among a large number N of markets, with micro-supplies and -demands differing across them by a random term, aggregate demand and supply are simply the integration of the micro-behaviors, so that one gets [with capital letters for macro-relations]:

$$LS_a = LS_a(\hat{Y}, R - B, R).N \quad (7)$$

where N is defined above to calibrate the size of the registered juvenile labor force, and capital letters \hat{Y} , R and B are average values in the juvenile population of \hat{y} , r and b described above at the micro-level.

In the same way, one reads:

$$LS_e = LS_e(\hat{Y}, R - B, R).N \quad (8)$$

Further, since we have postulated that prevailing wages are the market-clearing wages, it is obvious that:

$$LD = LS_e = L \quad (9)$$

with L being the macro-transactions and where $LD = LD$ (WJUV, WA, K, CC) is aggregate labor demand.

We hence may define UNEMPL, the registered unemployment level, as:

$$UNEMPL = LS_a - LS_e = LS_a - LD \quad (10)$$

b. The non-clearing case

Equations [6] and [10] are based on the postulate that wages are fully flexible so that excess- demands are always cleared before exchange takes place.

Assume since now that, for any reason ⁹, real wages are set at a level which does not match the supply and demand. Then, depending on the wages set-up, the micromarkets are either demand- or supply- constrained, which entails both a modification in the agents' behavior and in the way the mapping is established between transactions and trade-offers.

b.1. Agent's behavior: the general case with quantity constraints

Refer first to the agents' behavior, and especially individual labor supply: if the market is in excess-supply, the expected real return to seeking work becomes different from real net earnings, since search costs appear by the simple fact that expected waiting time to a job offer at the current wage is no more zero.

Hence, consider an individual seeking employment, who will receive real net earning of w_{juv} per period once in employment. Assume also that the number of job offers received in a given interval is Poisson distributed (see RICE [1986]), it follows that the expected real return to seeking work over the period T is:

$$r = w_{juv} - (w_{juv} - b)((1 - \exp(-T/\pi)) \cdot \pi/T) \quad (11)$$

where (T/π) is the expected number of periods spent waiting for a job offer.

[11] is consequently to be integrated in equations [3] and [4] in case of non-clearing of the labor market.

In the same way, we can augment the individual labor demand [5] by a Keynesian spillover effect from the goods markets, if we allow also for the possibility that the product market is not in equilibrium. In this case, we should specify ld^* as (STALDER[1989]):

$$ld^* = ld \cdot \min(x, 1) \quad (12)$$

⁹Recall that our purpose in this paper is not to rationalize the fact that real wages diverge from their market-clearing level, but simply to allow for that possibility.

where ld^* is effective labor demand and:

$$x = (yd/yp)^\epsilon \quad (13)$$

where ϵ is the spillover elasticity, yd is sales driven by product demand and yp is the level of production, which is optimal to the firm, given its short-run production function and capital.

Substituting [13] in [12] and then in [5], we get:

$$ld^* = ld^*(wjuv, wa, cc, k, \min(x, 1)) \quad (14)$$

which we approximate by:

$$ld^* = ld^*(wjuv, wa, cc, k, duc) \quad (15)$$

with duc standing for the (observed) degree of capacity utilization ¹⁰.

b.2. Quantity- rationing equilibrium

- The micro-equilibrium

Keeping in mind those new definitions of labor demand and supplies, the non-market clearing approach amounts to positing at the micro-level:

$$l = \min(ld^*, ls_e) \quad (16)$$

that is, specific transaction is described by the 'Minimum' scheme operating on each market.

¹⁰This way of getting rid of the Min condition is actually one we can get using the "smoothing-by-aggregation" procedure (see hereafter). At the micro-level, it can be also justified by postulating that yd is subject to a random shock known only after prices have been set up, so that the firm faces with a probability of being sales-constrained which can be approximated by the mean expectation of the duc variable (SNEESSENS [1987]). Assuming rational expectations and the part of yd which is not stochastic to be non-autoregressive, the expected probability is correctly instrumented by the current duc , so that [15] becomes accurate even at the micro-level.

Of course, the equation [16] is valid only at the macroeconomic level in the special case where each submarket is homogenous. But the assumption of homogeneity of markets is quite restrictive and if one does not impose each market to be in the same short-term equilibrium, the distribution of excess-demands will matter for deriving the final aggregate market relation:

- The macro-equilibrium

Assuming for simplicity that - as above- labor demand [given by [15]] and labor supply [given either by [4] or [11]] are composed of an element common to all submarkets, ld° and ls_e° , and of an element specific to the market, z and v , both with mean of zero:

$$ld^* = ld^{\circ} + z \quad (17)$$

$$ls_e = ls_e^{\circ} + v \quad (18)$$

and assuming N sufficiently large, we denote $F(.)$ as the continuous function of $P = (|z - v|/\sigma)$, where $\sigma = \text{var}(z - v)$.

Denoting $\int P \cdot dN = g(P)$ and given that¹¹:

$$ld^{\circ} - ls_e^{\circ} = \sigma \cdot F^{-1}(1 - P) \quad (19)$$

we may express the aggregate market relation as :

$$L = LD^* - E(\sigma)[g(P) - P \cdot F^{-1}(1 - P)] \quad (20)$$

$$L = LS_e - E(\sigma)[g(P) + (1 - P) \cdot F^{-1}(1 - P)] \quad (21)$$

where $E(\sigma) = \int \sigma dN$.

Given a lognormal distribution for $F(.)$, it is possible to show that L is linked to labor demand and supply through a C.E.S. function (LAMBERT [1988]) , that is:

$$L = [(LD^*)^{\rho} + (LS_e)^{\rho}]^{\frac{-1}{\rho}} \quad (22)$$

¹¹Given also that the probability of being in excess-demand is the same for all micro-markets.

where $LD^* = LD^*(WJUV, WA, CC, K, DUC)$ and $LS_e = LS_e(\hat{Y}, R - B, R)$ with $R = WJUV - (WJUV - B)[(1 - \exp(-1/\tau))] \cdot \tau$, (τ being a measure of the average expected waiting time to a job offer).

Taking a log form, one still has:

$$\log L = \log LD^* - 1/\rho \cdot \log P \quad (23)$$

$$\log L = \log LS_e - 1/\rho \cdot \log(1 - P) \quad (24)$$

where P has been defined above and stands for the proportion of markets in excess-demand.

Finally, registered unemployment UNEMPL is now defined by:

$$UNEMPL = LS_a - [(LD^*)^\rho + (LS_e)^\rho]^{-\frac{1}{\rho}} \quad (25)$$

where ρ is a function of the variance-covariance matrix of excess-demand and represents the dispersion of excess-demand at a macro-level, with ρ tending to zero meaning that each market is qualified in the same regime, so that the Min expression [16] applies to [22] at the macroeconomic level.

2.3 Comparison

Equation [25] generalizes [10]. Comparison of [22] with [9] shows further that quantity-constraints are clearly a generalization of the market-clearing approach; this becomes obvious when one checks that [22] degenerates to [9] insofar: - R becomes equated to $WJUV$ in aggregate supply LS_e ;

- $1/\rho$ tends to zero;

- (and DUC does not appear as an argument in LD^* ¹²).

Our strategy for estimation will be thus to concentrate on the general case given by [22] and then to test whether restrictions to [9] do significantly make the fit worse.

¹²Strictly speaking, the incorporation of DUC in the labor demand may also represent the effect of imperfect competition on the output market (see supra); hence, by testing for the omission of DUC , we rather perform a test of the joint hypothesis that output market clears and is perfectly competitive.

3 Estimation and results

The model described above is estimated with aggregate data for juvenile males and females using annual Belgian data on the period 1968-1988 inclusive¹³. Data sources and definitions are given in the appendix to this paper. Recall that the application which follows relates to the juvenile labor market, because our focus is in explaining the high level of youth unemployment, that we conjecture to be affected, more than any other age groups, by disequilibrium phenomena;

3.1 The econometric model

For estimation purpose, we need some further assumptions : in what follows, real income is considered as proportional to households' expenditures, K is measured by a productivity trend, and CC , the cost of capital, by the investment price deflator.

The first assumption is also made in RICE [1986]. The second remains consistent with the idea that K has been introduced only to scale the labor demand function; while the third assumption is made for simplicity, yet ideally, CC should also be a function of the business tax rate, the depreciation of the assets, and so on. We motivate this short-cut because more complete definitions of CC did not add any to the fit of the labor demand equation.

Consistent with the equations [23]-[24], one considers a loglinear approximation to the supply and demand functions. Adding normal-disturbance terms, the model becomes :

$$\log L = \alpha_0 + \alpha_1 \log WJUV + \alpha_2 \log WA + \alpha_3 \log TREND \\ + \alpha_4 \log CC + \alpha_5 \log DUC + \alpha_6 \log P + V \quad (26)$$

¹³The number of degrees of freedom, one could argue, is severely limited by the shortness of the time-series. However, this is in range with other related models - see RICE [1986] and the literature surveyed in CREVITS [1990]. This small number of data points also makes cointegration tests useless, here, but we are confident in our specification due to the fact that the labor supply and labor demand equations expressed in this paper are very conventional, except that they include disequilibrium variables, but which do not need to be cointegrated with the others, as they tackle logically only short-run phenomena. Further, by working with log of the variables, stationarity is confidently the rule, as most of the macroeconomic variables are $I(1)$.

$$\begin{aligned} \log L = & \beta_0 + \beta_1 \log \hat{Y} + \beta_2 \log (R - B) \\ & + \beta_3 \log R + \beta_4 \log (1 - P) + Z \end{aligned} \quad (27)$$

where TREND is the time trend included to scale the labor demand function.

The model [26]-[27] relates aggregate transactions respectively to labor supply and labor demand in accordance to equations [23] and [24] above, so that in the estimation process, one imposes the cross-equation restriction: $\beta_4 = \alpha_6 = -1/\rho$ ¹⁴.

Furthermore, and as already said, the difference between (the log of) the apparent labor supply and the (log of) the effective labor supply relates to voluntary juvenile unemployment. Making use again of [22], [26] and [27], and noting that $[1/1 - U] = LS_a/L$ where U is the registered unemployment rate (i.e., $UNEMPL/LS_a$), one has:

$$\log [1/1 - U] = \log LS_a - \log L = \log LS_a - \log LS_e - \beta_4 \log (1 - P) \quad (28)$$

Adding a disturbance term W for the omitted variables, this may also be written :

$$\begin{aligned} \log [1/1 - U] = & \gamma_0 + \gamma_1 \log Y + \gamma_2 \log (R - B) + \gamma_3 \log R \\ & + \gamma_4 \log \Delta\tau - \gamma_5 \log (1 - P) + W \end{aligned} \quad (29)$$

where in addition to the variables common to LS_a and LS_e , and consistent with RICE [1986], $\Delta\tau$ is included to capture the discouraged worker phenomenon effect.

Because the parameter γ_5 is also equal to $\beta_4 = \alpha_6 = -1/\rho$, estimating simultaneously the global system [26],[27] and [29] will provide more efficient estimates.

Hence, the system stands for the final econometric model, with the further peculiarity that, from [11]:

¹⁴Note also that $\beta_4 = \epsilon$, the spillover elasticity, if one accords strictly to the interpretation given by [13].

$$R = WJUV - (WJUV - B) \cdot \mu \quad (30)$$

where μ is proxied by $\mu = [1 - \exp(-1/\nu \cdot U)] \cdot \nu \cdot U$, where we assume that the τ depends upon the state of the labor market as a whole, so that τ is taken proportional - up to a factor ν - to the unemployment rate, U ^{15,16}.

Also, the variable P refers as above to the (weighted) proportion of markets in excess- demand. The variable has the advantage of being computable from business surveys data. In what follows, we adopt the procedure applied by LAMBERT [1988] to account for the annual value of P , but note that since P is an aggregate variable with no distinction for the degree of slackness per categorie of workers, errors-in-measurement in P are likely to be present, so that instrumentation is clearly needed to prevent correlation between P and the disturbance terms of the equations.

Finally, the inverse of ρ plays the role of the σ from our theoretical model and is thus linked to the variance of the equilibrium real wages dispersion. As there is no reason to assume $1/\rho$ to be a parameter, but rather a variable which is itself related to the degree of slack in the labor market, we furthermore add the general (purely empirical) relationship:

$$\beta_4 = \beta_5 + \beta_6 \cdot B \quad (31)$$

with β_6 is a priori positive, that is, we assume that the greater the unemployment benefits, the higher the equilibrium mismatch at the macroeconomic level. [A rationalization of the effect of B on β_4 could be found in other empirical works, as in GOSS and PAUL [1990] who have asserted that unemployment benefits serve to retard job search and migration to geographically distant labor markets].

¹⁵Accordingly, the variable $(R - B)$ in the whole system writes $(1 - \mu) \cdot (WJUV - B)$ and $R = (1 - \mu) \cdot WJUV + \mu \cdot B$.

¹⁶To gain degrees of freedom in estimation, we have imposed the constraint that: $\mu = 0.3$; this value is the one which arises from estimation of a simplified version of the model where all the non significant variables have been dropped from the system of equations.

3.2 Estimation Method

The model described can be estimated by (non iterative) Three Stages techniques (GALLANT and JORGENSON [1979]). In the context of this model, it is interesting to note that least squares allow to endogenize in a simple way the price variables by I.V. techniques (where prices are instrumented by all the model exogenous variables) : we are thus left in this case with the criticism that prices are often considered as exogenous, as it was indeed the case in conventional econometric quantity-constraint models.

Other variables that need to be instrumented are of course the DUC and P variables¹⁷. Concerning those, one could argue that a problem may arise because instrumentation may lead to values out of the unit interval. This criticism disappears however in the case of P because the particular form chosen in [23]-[24] constrains in a logit manner that P is confined to the unit interval¹⁸. In the case of the DUC variable, this property does not hold, so that we have chosen to construct a new DUC* variable, which is calculated as the first-stage regression value of DUC transformed in a logit form on instruments given by the lagged DUC variable, and the rate of change in employment (see STADLER [1989] for the same reasoning).

3.3 Results

The Three Stages Least Squares significant estimates of the model parameters are given in the first two columns of TABLE 1 and TABLE 2, respectively for juvenile males and females. Because of first-order serial correlation, the parameters are those after correction for time correlation. [Each table provides first the labor supply and labor demand equations, then, the unemployment equation and the mismatch function. The Durbin'h is also mentioned for each of the three structural equations]

¹⁷Even if we consider the labor and the goods markets to be relatively independent to each other at the aggregate level - see KOOIMAN [1984] -, DUC is to be instrumented as it stands for a proxy of effective demand in a monopolistically output market.

¹⁸Indeed, combining [26] and [27], we get :

$$\log [LD^*/LS_e] = \omega \cdot \log [P/(1 - P)]$$

TABLE 1
A labor market for the Belgian juvenile males: Estimation results

	CES model	Min model	Market	Clearing
Labor demand				
α_0	◇	◇	◇	◇ ^a
α_1	-0.12	-0.10	-0.17	-0.16 ^a
α_2	0.06	0.04	0.11	0.09 ^a
α_3	0.003	0.003	0.004	0.003 ^a
α_4	0.001	◇	◇	◇ ^a
α_5	0.27	0.22	0.13	◇ ^a
Durbin h	0.04	0.05	0.31	0.26 ^a
Labor supply				
β_0	◇	◇	◇	◇ ^a
β_1	◇	◇	◇	◇ ^a
β_2	0.74	0.80	1.64	1.60 ^a
β_3	0.28	0.23	0.32	0.33 ^a
Durbin h	0.04	0.08	-0.09	0.09 ^a
Unemployment				
γ_0	3.04	2.96	2.08	2.03 ^a
γ_1	◇	◇	◇	◇ ^a
γ_2	-0.87	-1.04	-1.31	-1.30 ^a
γ_3	0.08	◇	◇	◇ ^a
γ_4	1.21	◇	-	-
Durbin h	0.16	0.18	-0.15	-0.15 ^a
Mismatch				
β_5	0.02	0.14	-	-
β_6	◇	-	-	-
E'HH'E	76.4	102.8	173.2	166.1 ^a

Legend:◇ = insignificant at $\alpha = 5\%$

- = not relevant for the specific model.

^a = estimation without the DUC variable.

P, DUC and the price variables are instrumented

All estimates corrected for first-order serial correlation .

TABLE 2
A labor market for the Belgian juvenile females: Estimation results

	CES model	Min model	Market	Clearing
Labor demand				
α_0	2.06	2.13	◇	◇ ^a
α_1	-0.11	-0.13	-0.15	-0.15 ^a
α_2	◇	◇	-0.01	-0.01 ^a
α_3	0.003	0.003	0.002	0.003 ^a
α_4	0.001	◇	◇	◇ ^a
α_5	0.17	0.16	◇	◇ ^a
Durbin h	0.12	0.30	0.46	0.41 ^a
Labor supply				
β_0	◇	◇	◇	◇ ^a
β_1	◇	◇	◇	◇ ^a
β_2	0.63	0.70	1.69	1.70 ^a
β_3	0.19	0.21	◇	◇ ^a
Durbin h	0.12	0.14	0.17	0.14 ^a
Unemployment				
γ_0	1.92	1.67	1.15	1.17 ^a
γ_1	◇	◇	◇	◇ ^a
γ_2	-1.07	-0.94	-1.60	-1.62 ^a
γ_3	0.09	◇	◇	◇ ^a
γ_4	0.83	0.92	-	-
Durbin h	0.06	0.09	-0.10	-0.10 ^a
Mismatch				
β_5	0.006	0.10	-	-
β_6	0.08	-	-	-
E'HH'E	97.2	138.8	193.6	188.5 ^a

Legend :

◇ = insignificant at $\alpha = 5\%$

- = not relevant for the specific model.

^a = estimation without the DUC variable.

P, DUC and the price variables are instrumented.

All estimates corrected for first-order serial correlation.

By comparison, the model under the alternative of full-employment equilibrium (with and without the DUC variable) is also presented in the last columns of the same tables. For further insight, finally, middle columns present the estimates of a Min model with exact sample separation. In this respect, sample separation is based on the following rule:

$$L = \begin{cases} LD* & \text{if } \hat{P} < 0.5 \\ LS & \text{otherwise} \end{cases}$$

with \hat{P} is the instrumentation of P (in a logit manner), by all the exogenous and its lagged value¹⁹. This rule amounts to adding restrictions to the equations [26] - [27] - [29] above, as the rule imposes that the coefficients α_6 ; β_4 and γ_5 are nil respectively in dominant excess-demand and in dominant excess-supply²⁰.

a. Testing the alternative models

Because the estimates are dependent on the underlying structural model one postulates, we first compare each model against their alternatives. A formal comparison may be performed by using the sum of squares residuals estimates of each structural model as given by the distance function, $E'HH'E$.

- Quantity-constraint models against full-employment models:

As can be seen, the quantity-constraint models perform all better than the equilibrium version for both females and males. Indeed, the difference in the $E'HH'E$ values for the restricted (equilibrium) and unrestricted (disequilibrium) models is asymptotically distributed one-half chi-squared²¹ (see

¹⁹Instrumentation of P is done to make the Min model actually nested in the CES model.

²⁰Of course, inconsistent estimates should appear in case of misclassification of regimes. However, we have opted here for such an estimation strategy because our results are purely illustrative. Furthermore, we hope the probability of misclassification to be minimised because of the quality of the P variables used as classifier. Finally, estimates based on the alternative of unknown sample separation is complicated, requires Maximum Likelihood methodology which is itself subject to the validity of the Normal-distribution for the residuals.

²¹The distribution is a 'one-half' instead of a 'one' chi-squared, because of the non-negativity restriction on the parameters set.

GALLANT and JORGENSON [1979]), with two degrees of freedom ²².

From the tables, and using the 'best' equilibrium model where DUC enters the labor demand equation, the test-statistic can be constructed respectively as:

$$166.1 - 79.3 = 86.8$$

and

$$166.1 - 102.8 = 63.3$$

for the CES and the MIN in the case of juvenile males, and as:

$$188.6 - 97.2 = 91.4$$

and

$$188.6 - 138.8 = 49.8$$

in the case of juvenile females , with all the figures well above the 1% significance level ²³.

The hypothesis of equilibrium is thus clearly rejected by the data, so that our investigation on the effect of unemployment benefits on juvenile unemployment seems worth being investigated further in a quantity-constraint framework.

- Testing CES against the MIN

Turning now to the quantity-constraint models, one may already infer from the distance function that the discrete switching model is less adequate to the data than the CES formulation. Applying a formal chi-square, one will check that the MIN and the CES models can be accepted for juvenile males, but MIN is rejected compared to the CES formulation in the case of females [Reason for this is e.g. to be related to the mismatch function, with the estimate β_6 significant for the juvenile females- see infra].

Hence, the CES formulation , by its wider generality, seems to perform better than any of those other models postulated, which confirms our motivation to use the smooth-quantity constraints framework for analysing juvenile

²²One degree comes from the possibility of spillover from the goods market, and the other degree originates from the possibility of disequilibrium on the labor market.

²³Estimation is based on the same variance-covariance matrix obtained from 2SLS estimates, to make models actually comparable - see RUDEBUSCH on this point [1989].

unemployment.

b. Interpreting the results

- The estimates and their relation with the underlying structural model:

Before analysing in deeper details the various estimates, a digression seems necessary to analyse the conjecture that parameters' estimates can be highly dependent on the underlying structural models one actually uses. Hence, concentrating on the estimates originating from the equilibrium model, it is worth noting, as in RICE [1986], that, for both males and females, the magnitude of the estimated coefficients of the price variables ($\alpha_1, \alpha_2, \beta_2, \beta_3, \gamma_2, \gamma_3$) are all larger for the equilibrium assumption than for the quantity rationing alternatives : this confirms the conjecture (pictured in figure 1) that imposing labor market clearing at each time entails upward bias in price elasticities.

Concentrating on the MIN model, one will check that the parameters' estimates are all quite close to those of the CES formulation , which confirms that the MIN model is a first-order approximation to the CES model. The only apparent exception relates to the value of β_5 , but the contradiction disappears when one recalls that the parameter β_5 in the MIN model is to be interpreted not as a mismatch parameter, but rather as a factor of proportionality for the extent of excess-supply (or excess-demand).

- The estimates in the CES model

Going back to the CES model, and concentrating first on the coefficients α_i of the equation [27], one will notice that:

- the price-elasticity α_1 is negative, as expected by the theory.
- Further, α_2 is positive and significantly different from α_1 (in absolute value), which confirms the need to work with two different price-elasticities ²⁴.

²⁴Interpreting the results in terms of general union-firm bargaining models, the negativity of the alternative wage α_1 implies that the locus of wage-employment is positively-sloped, a result which is often present in union-firm bargaining empirical models (BUGHIN [1991]).

- One interesting coefficient in the demand function is α_5 , which may represent the Keynesian spillover onto the labor market. Given this interpretation and given that the value is significant for both females and males in both the CES and the MIN formulation, the interdependence of markets is clearly emphasized with spillovers between the goods and the labor markets. [Notice that the spillover is larger for males than for females].

Turning now to the labor supply equation, one finds that:

- β_1 is never significant at traditional risk level, so that revenue does not seem to influence the juvenile effective labor supply behavior. [This conjecture, of course, is to be balanced by the potential error-in-measurement of the variable Y in the econometric model, and the low degree of freedom in estimation];
- β_2 , which represents the elasticity of the opportunity cost of not seeking work, is clearly positive, as is the opportunity cost of education. Comparison of the two effects reveals that the effect of not seeking work is greater than the education effect, so that this is the comparison between obtainable wages and unemployment benefits that guides supply behavior, rather than wages alone. Unemployment benefits thus appear to have a clear impact on juvenile employment, an effect which is indeed rather strong when one refers to the magnitude of the β_i elasticities.

Examining the γ_i coefficients of the unemployment equations, one finds also that:

- γ_2 is negative, i.e., an increase in the opportunity cost of voluntary unemployment decreases the incentive to register as unemployed without willing to search for any job opportunity.
- γ_3 is positive, which is a bit troubling, but no rationale has been found for this sign.

- γ_4 , which measures the impact of the labor market slack on the willingness to seeking work is clearly positive, revealing a depressive effect of market imbalance in employment search behavior [Notice that an alternative explanation is that both the unemployment benefits and unemployment have increased independently, so that γ_4 stands only for a simple correlation, not for a causality ²⁵].

Referring finally to the mismatch parameters in the CES formulation, the value $\beta_5 = 0.02$ in TABLE 1 is in light with other CES disequilibrium models (see LAMBERT [1988]) , and implies an 'equilibrium mismatch' of $2^{-1/0.02}$ points of percentage in the juvenile males labor market. In comparison, TABLE 2 reveals that the mismatch index could be also variable through time. Interestingly, β_6 is positive for juvenile females, revealing a new channel by which unemployment benefits create unemployment, that is, an increase in B is associated with greater 'equilibrium mismatch' in the juvenile females labor market.

4 Conclusions

This study has proposed a quantity-constraints approach for analysing the effect of unemployment benefits on unemployment level.

Estimation of the model for juveniles in Belgium has confirmed alternative studies that the assumption of equilibrium may be a clear short end, and that the specification chosen here - namely, the CES-type rationing rule - provides more robust results than the traditional MIN rule does.

Besides the fact that quantity-constraints in both the goods and labor markets matter, another interesting finding is that the degree of macroeconomic mismatch is also affected by unemployment benefits (for females), a result which has been never found yet - to our knowledge - in this kind of literature.

The model of course is quite stylised and the lack of adequate data and instruments may fail to properly characterize the actual nature of the juvenile labor markets, and the effect of unemployment benefits on unemployment level. For this reason, one has to make great caution as to take the estimated

²⁵We thank Bruno Van der Linden for pointing out this alternative explanation

elasticities at their 'prima facie'. Nevertheless, we believe our message is well-taken : estimates illustrate clearly that proper characterization of the labor market - say, by postulating disequilibrium - is needed prior to analysing any such important question as how unemployment benefits can impact labor employment in an economy.

5 References

- Akerlof G.A. and Miyozaki, H. (1980), ' The implicit contract theory of unemployment meets the wage bill argument', *Review of Economic Studies*, 47(2), pp. 321-28.
- Akerlof G.A. and Yellen, J. (1988), 'Fairness and unemployment', *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 78(2), pp. 44-49.
- Artus P., Laroque G. and Michel G.(1984), 'Estimation of a quarterly macroeconomic rationing model with monopolistic competition' , *European Economic Review*, 31, pp.751- 815.
- Bughin J. (1991), 'Testing oligopolistic behavior with an efficient wage bargaining', Discussion Paper 9104, Institut de Recherches Economiques, IRES, Université Catholique de Louvain.
- Crevits P. (1990), *Le chômage des jeunes en Belgique*, mémoire FNDP, Namur.
- Dixon, H. (1988), 'Unions, oligopoly and the natural range of employment', *Economic Journal*, 98, pp. 1127-47.
- Gallant A.R. and Jorgenson D. (1979), 'Statistical inference for a system of simultaneous, non-linear, implicit equations in the context of instrumental variable estimation', *Journal of Econometrics*, 11, pp.275-302.
- Gerard M., Glejser H. and Vuchelen J. (1978), 'The effects of unemployment benefits on unemployment rates : general remarks and an analysis of the Belgian case' , in: *Unemployment Insurance*, H.Grubel, M.Walker eds., Vancouver, pp.164- 168.

- Goss E. and Paul Ch. (1990), 'The impact of unemployment insurance benefits on the probability of migration of the unemployed', *Journal of Regional Science*, 34, pp.349-358.
- Gourieroux c. and Laroque G. (1985), 'The aggregation of commodities in quantity rationing models', *International Economic Review*, 26, pp.681-700.
- Grubel H. and Maki D. (1976), 'The effects of unemployment benefits on U.S. unemployment rates', *Weltwirtschaftliches Archiv*, 112(2), pp.274- 298.
- Harrison A. and Hart R. (1983), 'Unemployment benefits and labour supply : a note', *Weltwirtschaftliches Archiv*, 119 (1), pp.169-172.
- Hatton T.J. (1980), 'Unemployment in Britain between wars', University of Essex, Discussion Paper 139.
- Kooiman (1984), 'Smoothing the aggregate-fix-price model and the use of business survey data', *Economic Journal*, 94, pp.899-913.
- Lambert J.P. (1988), 'Disequilibrium macroeconomic models : theory and estimation of rationing models using business survey data', Cambridge University Press.
- Lindbeck, A. and Snower D.J. (1988), ' Cooperation, harassment and involuntary unemployment', *American Economic Review*, 78(1), pp. 167-88
- Mc Donald I; and Solow, R. (1981), 'Wage bargaining and employment', *American Economic Review*, 71(5), pp. 896-908.
- Maki D. and Spindler Z.D. (1979), 'More on the effects of unemployment compensation on the rate of unemployment in Great Britain', *Oxford Economic Papers*, 31(1), pp.147-164.
- Muellbauer J. (1978), 'Macrotheory vs. macroeconometrics : the treatment of disequilibrium in macromodels', Birbeck Discussion Paper, Birbeck College, London.

- Narendranathan W.; Nickell S. and Stern J. (1983), 'Unemployment benefits revisited', Centre for labour economics, LSE, Discussion Paper 153.
- Rice P.G. (1986), 'Juvenile Unemployment, relative wages and social security in Great Britain', *Economic Journal*, 96(382), pp.352-374.
- Rudebusch G.D. (1989), 'The estimation of macroeconomic disequilibrium models with regime classification information', *Lecture notes in Economics and Mathematical Systems*, n88, Springer-Verlag, Berlin-Heidelberg-New York.
- Sneessens H.R. (1987), 'Investment and the inflation-unemployment trade-off in a macroeconomic rationing model with monopolistic competition', *European Economic Review*, 31, pp.781-815.
- Stalder P. (1989), 'A disequilibrium model with smooth regime transitions and a Keynesian spillover for Switzerland's labor market,' *European Economic Review*, 33(4), pp.863-893.
- Vijlbrief J.A. (1991), 'Unemployment insurance in a disequilibrium model for The Netherlands', paper presented at the European Association of Labour Economists, Annual congress, Madrid, November 1991.

Appendix 1: variables definition and data sources

U: number of males (females) aged between 15-25 registered as unemployed (source: ONEM);

L: number of males (females) aged between 15-25 less the unemployed (source: INS);

WA: average real wage of an individual aged over 25, deflated by PC (source: IRES);

WJUV: real wage of males (females) aged between 15-25, deflated by PC (source: IRES); note: fitted values on an autoregressive model of wages for the years 1987 and 1988 respectively .

CC: investment price index (source: INS);

DUC: average degree of capacity utilization in manufacturing (source: NBB);

P: proportion of manufacturing firms in excess-demand (source: NBB);

\hat{Y} : real GDP (source: INS);

B: average real unemployment benefits allocated to people aged between 15-25, deflated by PC (source: Belgian Ministry of Social Security) ;

PC: consumer price index (source: INS).

ANALYSE DES INTER-ACTIONS DU RISQUE CHOMAGE ET DE SA
PREVENTION AVEC LES SEGMENTS CONSTITUTIFS DE LA PROTECTION
SOCIALE COMPLEMENTAIRE.

Andrée KARTCHEVSKY
PARIS X NANTERRE/LAREA

COSTA-RICA, Avril 1992

Introduction

En 1945, la Sécurité Sociale n'a pas investi tout le champ de la protection sociale. Elle a laissé dès son origine un espace libre pour l'intervention, à titre complémentaire, d'autres institutions sociales, voire commerciales, qui ont progressivement occupé le terrain: prise en charge du ticket modérateur, retraites complémentaires, indemnisation du chômage, assurances-vie...

La protection sociale française est un terrain d'interaction complexe entre la législation du travail, les accords interprofessionnels, les conventions collectives de branche et les initiatives des entreprises. Les contours des frontières de l'obligatoire et du complémentaire varient selon l'époque dans la mesure où il y a toujours un va et vient entre les deux.

Obligations en matière de protection sociale et pratiques d'entreprises sont toutes deux façonnées par les besoins du système productif pour la gestion de la main d'oeuvre mais aussi par les besoins des salariés.

La mise en place d'une protection sociale commune à tous les salariés a coïncidé avec l'instauration d'un supplément pour les seuls cadres: aussi la généralisation a-t-elle engendré la différenciation après la Deuxième Guerre Mondiale. Le besoin des employeurs avait deux dimensions: d'une part, le système productif dans son ensemble avait besoin d'attirer et de garder les cadres; d'autre part, chaque entreprise avait besoin d'attirer et de s'attirer "ses" cadres. Les deux dimensions des besoins des employeurs expliquent que tant sur le plan des retraites que celui de la prévoyance, nombre d'entreprises aient dépassé les minima imposés par l'accord interprofessionnel de 1947.

Enjeux et Redéfinitions

Il y a encore vingt ans l'expansion régulière de l'économie semblait générer un processus endogène de réduction des inégalités sociales.

Mais l'évolution des années 80, avec son net ralentissement de la croissance économique, a non seulement interrompu cette longue réduction des inégalités, mais a également transformé la nature des inégalités: chômage de longue durée et exclusions plus importantes sont à l'origine de nombreux clivages sociaux. De plus, même dans le cas de figure d'une croissance continue retrouvée, il s'avère plus difficile de recourir aux instruments traditionnels de lutte contre les inégalités (fiscalité, transferts sociaux, dépenses collectives...).

Par ailleurs, la notion même d'inégalité est interpellée: ainsi à une conception collective opposant des catégories sociales clairement identifiées aux intérêts divergents, s'est substituée progressivement une conception plus "individualiste" particulièrement influencée par la pensée de John Rawls et de travaux s'y référant. La justice y est définie comme un état dans lequel le plus grand nombre possible d'individus ont l'opportunité de réaliser leur "plan de vie".

L'absence de solution globale au problème du chômage après expérimentation des politiques les plus opposées, la découverte des fondements organisationnels de la compétitivité et la redécouverte des liens entre démocratie politique et développement économique, le regain d'attention pour les questions institutionnelles, le renouveau des réflexions méthodologiques à partir ou à l'encontre de l'individualisme, tout ceci concourt à la délimitation d'un nouvel espace de discussion non seulement autour du travail, mais aussi d'un de ses corollaires les plus importants à savoir la protection sociale. Nombre de questions fondamentales en découlent, telles:

- la segmentation est-elle le résultat de formes d'organisation voulues ou subies ?
- les cultures dans un système social peuvent-elles se réduire à un système de conventions mutuellement acceptées dans une complète transparence ?
- l'équité a-t-elle un sens économique ?

- les zones d'incertitude dans une organisation marquent-elles les limites de l'information ou réservent-elles une place pour des acteurs autonomes ?
- comment analyser les différences de salaires qu'elles soient dues à une place différente dans la classification ou à un moment différent dans le déroulement d'une carrière ?
- le processus par lequel se constitue un marché interne peut-il être analysé en lui-même ?
- comment évaluer l'intervention de l'Etat en tant qu'acteur économique?

L'objet de cet article sera dès lors de mettre en évidence les relations, les fondements du risque chômage et de la protection sociale complémentaire en les situant au sein de l'ensemble dénommé "protection sociale".

Protection Sociale Complémentaire et Gestion de la Main d'Oeuvre

Les politiques patronales se nourrissent du couple sécurité/insécurité pour dessiner des modes de gestion de la main d'oeuvre qui peuvent être divers mais poursuivent le même but : intégrer le salariat - en l'occurrence, la protection sociale permet de gérer la main d'oeuvre comme un flux et non comme un stock.

Les systèmes de protection sociale sont souvent classés en trois grands types : le modèle professionnel pluraliste, le modèle professionnel unitaire et le modèle national unitaire. Dans le premier, toute la population est protégée, mais dans le cadre de régimes multiples conçus pour les différents groupes socio-professionnels. La France a choisi une protection sociale qui retrace le passé individuel du cotisant et collectif de chaque groupe socio-professionnel.

L'hypothèse centrale est que la rémunération des salariés répond aux besoins du système productif en matière de gestion de la main d'oeuvre. La part des différentes composantes de la rémunération est façonnée par ces besoins.

La protection sociale complémentaire occupe une place croissante dans les coûts salariaux; elle se développe plus rapidement que les salaires directs et plus rapidement que la protection sociale légale et obligatoire. L'étendue et la nature même de la protection complémentaire varie sensiblement d'une entreprise à l'autre et entre catégories professionnelles au sein de la même entreprise (en effet même si ces disparités tendent à s'atténuer, les cadres continuent à bénéficier de régimes spécifiques plus avantageux).

En somme, les entreprises, aussi bien que les salariés, bénéficient de la protection sociale par rapport à leurs besoins respectifs. La différenciation des catégories de salariés est au cœur des régimes d'entreprise dans la mesure où les employeurs ne cherchent pas à s'attacher tous les salariés de la même manière. La rémunération indirecte -dont la PSC- constitue alors un moyen privilégié pour différencier les catégories et, au delà, pour renforcer "l'identification" du personnel à l'entreprise. Dans la période des années 60, on constate que les conventions collectives et les accords d'entreprises, voire les initiatives individuelles, organisent également des compléments à la protection légale dans le domaine de la maladie (diminution du ticket modérateur ou fourniture d'indemnités journalières plus proches de la réalité des salaires), du chômage (allocations supplémentaires du chômage total, couverture du chômage partiel ou technique de courte durée, indemnités de licenciement), de la protection familiale... En somme s'il faut admettre que la protection sociale légale a réduit l'espace de liberté du paternalisme, néanmoins le chef d'entreprise tient toujours à définir librement ses politiques de production, organisation mais aussi celle de "générosité calculée". La contrepartie en est que la multiplicité d'intervenants en ce domaine consacre une évolution porteuse d'opacité et d'inégalités accrues. En effet, il ne faut pas manquer de constater que l'abandon progressif d'un idéal de solidarité fondé sur la citoyenneté au profit d'une couverture sociale fondée de plus en plus sur les droits attachés au travail et à l'emploi, pose le problème crucial de l'égalité devant les risques dans la mesure où dès 1975 les crises pétrolières annoncent une mutation profonde de l'appareil productif et la dérégulation des formes d'emploi accompagne la montée d'un chômage que l'on définit depuis comme structurel. Outre l'inscription dans les stratégies de gestion de la main d'oeuvre, la

relation au salaire de la PSC l'implique dans les politiques de contrôle du coût salarial, comme l'indiquent les évolutions constatées au cours de la récente crise.

Protection Sociale Complémentaire et Rapport Salarial

Cette contribution s'appuie sur des travaux empiriques tels ceux du CERC (1987), de l'INSEE (1991), et les rapports de recherche remis au CGP (1989, 1990). Ceux-ci nous autorisent à dire que la protection sociale est une forme de "prise en charge" par l'entreprise de ses salariés. L'entreprise "veille" sur ses salariés et leurs familles quand ils sont malades, "veille" sur les conjoints et les enfants quand un salarié meurt ou se retrouve invalide, "veille" sur ses anciens salariés partis en retraite. Selon le secteur et selon l'entreprise, cette "prise en charge" sera plus ou moins fortement concentrée sur les seuls cadres ou sera diffusée à tout le personnel. Ce sentiment d'appartenance à l'entreprise peut aller de pair avec une contribution salariale à la protection sociale. Le salarié est pris en charge - non plus seulement par l'employeur, comme c'était le cas dans les régimes paternalistes - mais par l'employeur conjointement avec le groupe de travailleurs dont il fait partie : soit sa catégorie au sein de l'entreprise, soit l'ensemble des salariés. En fait, toute l'organisation des transferts de ressources se fait entre des individus dont les droits naissent dans le fait qu'ils sont tous des travailleurs, l'ont été, le seront. Le débat autour de assurance/solidarité reflète le partage entre ceux qui disposent d'un emploi et ceux qui n'en ont pas. L'emploi est un clivage majeur.

A l'égard de la protection sociale, les intéressés ont une attitude ambivalente, en ce sens qu'ils en attendent tout et que d'autre part ils calculent les rapports avantages/coûts qu'ils en retirent en oubliant les principes de solidarité et de responsabilité. Dès lors, il est possible de mettre en évidence comme le fait B. Friot, les différences de position des différentes catégories envers leur protection sociale. Le cadre prend en compte de manière importante les différents éléments de son salaire indirect et participe alors indirectement à la définition de ses ressources; son identification à l'entreprise étant grande, il peut faire

preuve d'une grande efficacité dans la gestion de sa carrière. De ce fait la protection sociale complémentaire peut être vécue comme un élément de formation du rapport salarial.

L'ouvrier ou l'employé, en revanche, dans la mesure où la notion de "métier" n'existe plus guère, se situe de manière plus marginale dans le salariat en ce sens qu'il n'aura qu'une participation indirecte et défensive à la définition de ses ressources (lesquelles sont essentiellement administrées). Son emploi actuel est seulement "immédiat", un maillon dans une chaîne d'emplois, et non une étape dans une stratégie de carrière.

D'où la spécificité de la protection sociale est la salarisation: un individu relève d'autant moins de la protection sociale qu'il est plus éloigné du marché du travail, de l'emploi productif. Il y a lieu, en vertu de cette hypothèse, de déconnecter la protection sociale et la lutte contre la pauvreté, puisqu'elle a son ancrage dans le salariat et l'emploi.

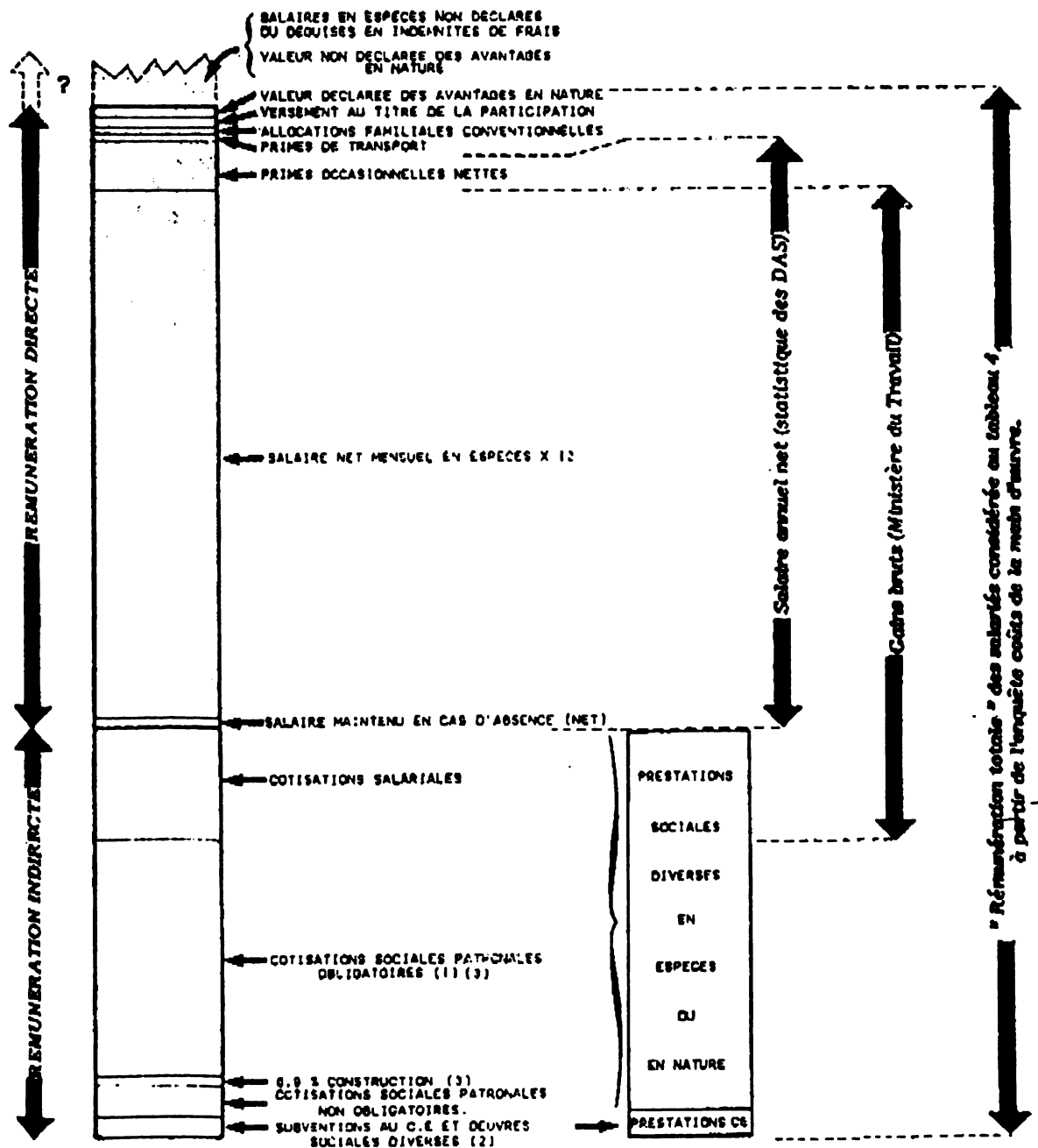
La Protection Sociale Complémentaire Génératrice de Handicaps face au Risque Chômage?

En regardant plus attentivement les tableaux ci-dessous descriptifs des composantes de la PSC et établis par le CERC, il devient possible de mettre en évidence des segments générateurs de nouvelles inégalités par rapport au risque chômage (ainsi la maladie ou la prévoyance), d'autres n'apparaissent pas toujours mais ont un poids croissant comme la formation tant initiale que continue.

En effet le niveau de qualification dans le premier emploi n'a cessé de s'élever depuis trois décennies. Cependant, les promotions sont moins fréquentes qu'il y a trente ans, surtout pour ceux qui n'ont pas de qualification; et si le diplôme ne suffit plus à garantir une promotion, il est néanmoins devenu nécessaire pour accéder à l'encadrement. Ceci étant, toutes les entreprises n'ont pas les mêmes marges de manoeuvre: le développement de filières internes dépend du nombre et de la variété des postes et responsabilités que l'entreprise peut offrir; les coûts et avantages d'une fidélisation du personnel sont très différents suivant que le processus de production réclame ou non une expérience spécifique; ainsi

Compléments directs variables*		Compléments indirects variables*		Compléments indirects non variables*
Primes non mensuelles		Prestations du comité d'entreprise		Protection sociale minimale obligatoire
Primes de trajet		Protection sociale - facultative - :		
Versement au titre de la participation		• retraite		
Avantages en nature		• maladie, invalidité, décès (« prévoyance »)		
Œuvres sociales diverses				
Formation reçue, directement ou non, de l'entreprise				
Droits à indemnités en cas de licenciement				
Rémunérations non déclarées				
(*) Variables (ou non variables) d'une entreprise à l'autre.				

Éléments de rémunération des salariés couverts par les principales statistiques de salaires



pour fidéliser et responsabiliser leurs personnels, les grands groupes leur réservent des politiques de formation et de promotion actives. En revanche, les entreprises immergées dans un marché très concurrentiel et fluctuant n'ont pas intérêt à intégrer une main d'oeuvre dont le "volume" devient alors coûteux à modifier.

La sélection qui s'opère sur le marché du travail écarte évidemment en premier les moins "employables" qui sont placés en fin d'une file d'attente qui s'allonge avec le développement de la pénurie d'emplois. Mais l'ajustement du marché du travail par la variation des normes de recrutement ne résout pas tous les problèmes, loin de là. Il ne permet pas de résorber le chômage mais seulement d'expliquer les raisons de l'inégalité des risques selon les qualifications professionnelles. L'espoir d'obtenir un emploi pour les moins qualifiés diminue au fur et à mesure que se multiplient les diplômes et que s'accroît leur dévalorisation, et la recherche d'une meilleure formation, au lieu d'assurer une promotion sociale, peut devenir le moyen nécessaire de résister à la dégradation.

Par ailleurs, il faut souligner qu'il a fallu attendre 1958 pour qu'une convention nationale interprofessionnelle apporte une solution globale à l'assurance-chômage gérée par les ASSEDIC; en matière de PSC, ces caisses seront également chargées de la gestion de l'aide publique aux chômeurs en 1967. Pour autant, il convient de faire quelques remarques: d'abord, l'assurance-chômage couvre imparfaitement et inégalement le monde des chômeurs; de plus les partenaires sociaux n'ont pas fait appel aux structures existantes, notamment les mutuelles, pour organiser ce nouveau pan de la protection; enfin on ne peut parler de paternalisme dans la mesure où la gestion est paritaire. Le cumul des "handicaps" (diplôme, santé, accès aux indemnités chômage) rend le risque chômage d'autant plus tangible que la distance à l'emploi est forte. Il semblerait que les deux maillons de la chaîne se nourrissent l'un l'autre pour former un engrenage suffisamment puissant pour que certaines catégories sociales et classes d'âge souffrent d'une exclusion durable, donc d'inégalités accrues. Ce phénomène tient sans doute aux finalités et outils d'interventions du système de couverture sociale qui, en France, est plus orienté vers la gestion des risques (par exemple le chômage) que leur prévention par des politiques anticipatrices, à savoir ici créatrices d'emplois.

En effet le régime d'assurance prévoit des passages plus ou moins rapides à une allocation de fin de droit; selon l'âge, la durée d'emploi antérieure et l'activité de recherche d'emploi ils s'échelonnent entre 8 et 45 mois. Mais ces éléments n'informent pas sur les personnes qui ne sont plus indemnisés ou qui ne l'ont jamais été, environ 40% des demandeurs d'emploi de l'ANPE sont dans ce cas. Pour la majorité, l'exclusion de l'indemnisation découle soit d'une situation permanente de non-droits, soit d'une éviction après une période de couverture. Les règles d'accès à la protection sociale dans ce domaine structurent la population des chômeurs de façon très inégalitaire. L'une des caractéristiques de régime français est de mal ou de ne pas couvrir les personnes les plus en marge du marché du travail (jeunes sans expérience et sans diplôme, anciens salariés après un certain temps de chômage...) Dans ce sens, il conforte plus qu'il ne compense les inégalités au regard du risque chômage et participe au tri de la main d'oeuvre qui s'opère sur le marché du travail. De plus, appliquée au risque chômage, la notion de coût n'est pas aisée à manier. Certains coûts sont directement mesurables à partir d'indicateurs monétaires, d'autres doivent être appréhendés à l'aide d'indicateurs qualitatifs diversifiés. Quant aux coûts sociaux et humains, la dégradation des conditions de vie apparaît nettement à travers le suivi des chômeurs effectués par l'INSEE: difficultés matérielles, isolement, marginalisation sociale plus ou moins poussée. En termes de santé, la même enquête mentionne que le tiers des chômeurs concernés déclare une détérioration de leur état depuis leur entrée en chômage, l'étude sur la mortalité des adultes montre qu'elle est nettement plus forte chez les chômeurs que chez les actifs ayant un emploi (les tableaux ci-dessous sont révélateurs des inégalités fortes en matière de couverture sociale et en deuxième instance confortent l'hypothèse d'une corrélation étroite entre risque chômage et PSC).

Conclusion

Pour conclure, nous dirons que si la protection sociale est sujet de débats économiques, politiques, philosophiques, on peut néanmoins se poser la question de savoir si elle n'est pas un aménagement interne de la masse salariale. En effet, elle s'inspire d'une solidarité fort restrictive en ce qu'elle s'attache essentiellement à dispenser des avantages sous une forme ou sous une autre à des catégories déjà relativement nanties.

Proportion de salariés bénéficiant de contrats de protection sociale
complémentaire d'entreprise selon les catégories socio-professionnelles

	Décès - Retraite	Maladie
Cadres supérieurs	51,1	75,5
Cadres moyens, contremaîtres	39,8	71,0
Employés	29,2	59,7
Ouvriers spécialisés ou qualifiés	24,1	56,7
Autres ouvriers	15,7	39,7
Ensemble des salariés	29,9	60,4

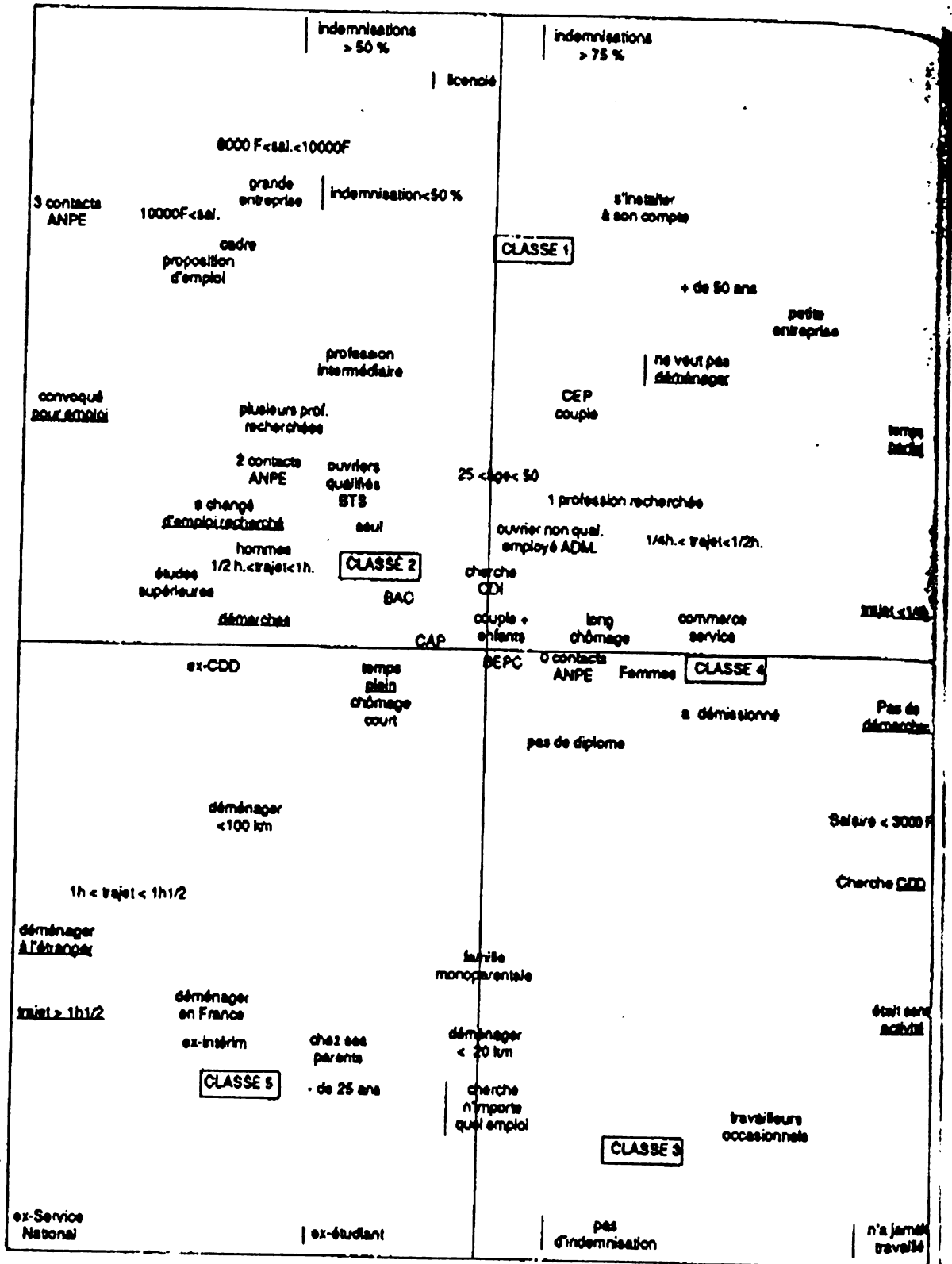
Source : Enquête Assurances, INSEE, 1963

Proportion de salariés bénéficiant de contrats de protection sociale
complémentaire d'entreprise selon le niveau de revenu annuel du ménage

	Décès - Retraite	Maladie
Inférieur à 30 000 F	6,7	18,7
De 30 000 à 45 000 F	13,8	36,6
De 45 000 à 60 000 F	20,6	53,5
De 60 000 à 80 000 F	25,3	58,6
De 80 000 à 100 000 F	30,4	64,5
De 100 000 à 120 000 F	40,7	73,1
Plus de 120 000 F	47,2	74,4
Ensemble	29,9	60,4

• Ce graphique présente les résultats d'une analyse des correspondances multiples menée sur un échantillon de 3 722 chômeurs tiré de l'enquête "Suivi des chômeurs" de l'INSEE (encadré p. 70). L'axe horizontal décrit la "disponibilité" des chômeurs. L'axe vertical représente leur "distance à l'emploi". Les variables soulignées (précédées d'un trait horizontal) ont fortement contribué à la constitution du premier (second) axe. Les caractéristiques socio-démographiques des chômeurs et les cinq classes d'intéressés n'interviennent pas dans la construction des axes mais sont simplement projetées sur le plan factoriel comme variables supplémentaires.

Intentions, passé professionnel et itinéraires des chômeurs



Les faits se chargent par ailleurs de montrer que différentes techniques de socialisation des risques individuels, que ce soit la solidarité obligatoire ou volontaire, ou encore l'assurance, ne sont pas substituables sans limites, même si toutes concourent à répondre à des besoins. Mais aussi l'analyse des logiques fondant la protection sociale complémentaire permet — d'appréhender un objet d'une importance toute particulière en termes de masses financières déplacées et d'enjeux des compromis sociaux dans l'entreprise. Elle permet de renouveler le débat par trop polarisé sur la question du financement du régime général, en le déplaçant du côté d'un complément qui permet de réinterpréter l'ensemble de ce qu'il est censé compléter, dès lors que trois grands principes entrent en action: efficacité, équité, solidarité.

L'efficacité commande de ne pas perturber des mécanismes d'incitation jouant sur les comportements d'activité et d'épargne (il ne faut pas être trop généreux...!) et suppose qu'on ne récompense que les résultats; l'équité consiste à traiter de façon inégale ce qui est inégal; quant à la solidarité, si elle tend à rehausser le niveau des ressources garanties sans contrepartie en termes de travail, elle ne correspond pas pour autant à un objectif immuable: devoir de secours certes, mais sans seuil à ne pas transgresser.

Mais une question demeure qui consiste à comprendre (et analyser) comment une logique sociale se forme et traverse des acteurs qui leur stratégie propre.

BIBLIOGRAPHIE

D.Abécassis, I. ApRoberts, A.Kartchevsky : "La protection sociale complémentaire; une étude comparative de secteurs"; CGP, Ed. Erasme, 1990

CERC : "Salaires et compléments de rémunération"; n°87, 1987

J.N.Chopart, B.Gibaud : "Concurrences, solidarités : la protection sociale complémentaire depuis 1945", LERS/IRTS, 1989

F.Ewald : "L'Etat Providence", Grasset, 1986

B.Friot : "Salaire, emploi, allocation de la main d'oeuvre", Cahiers du GREP, n°4, 1989

INSEE : "Le marché du travail", 1991

A.Kartchevsky : "De Quelques problèmes de logique et de théorie", La Revue de l'Economie Sociale, Nov. 1991

P.Morville : "Les nouvelles politiques sociales du patronat", La Découverte, 1985

LA PROTECTION SOCIALE / SOCIAL SECURITY

Ministere de l'Economie et des Finance
Direction du financement des institutions publiques

Bucarest
17, Rue Apolodor

ELENA BADEA, MARIA POENARU

THE DEMOGRAPHIC FACTOR AS ONE OF THE KEY
FACTORS OF THE RESHAPING OF THE SOCIAL SECURITY
IN THE PERIOD OF TRANSITION IN ROMANIA

Romania, like all the other East-European countries, is going today through the unescapable process of transition to the market economy. This process, given the deep changes it entails - in the ownership, institutional, legislative systems - is unavoidably long and particularly complex. The difficulties of the transition to market economy in the case of Romania are compounded by the multiple social problems inherited from the previous periods, to which are added up those which have been aggravated and/or generated by the measures taken within the process of economic reform. That is why the social problems should be one of the main concerns within the process of economic reform. At the same, the social security system represents a distinct area of analysis, whose purpose should be to find out the best ways of coping with the social problems specific to Romania.

Within the general framework of the social problems, the social security system, on account of the parameters defining it, of the large extent of its problems, as well as of its vulnerability under the impact of the measures of economic reform - constitutes one of the most burning points of Romania's present situation focusing the attention of the specialists, of the government agencies, as well as that of the citizens themselves.

The main features and disfunctions of the social security system

At present, in Romania, there exists a system of social

security which preserves, in principle, the basic structure of the old system, to which have been added new elements, imposed by the side-effects of the measures of economic reform (unemployment benefits, social benefits, child-allowances, indexation of old age pensions).

The system of social insurance and social assistance in the old regime was combined with a policy of full employment and with the direct management by the state of the wages and prices. As a consequence of this fact as well as of the implementation of the much-vaunted principle of "social justice", the amount of the social insurance allocations (especially pensions) was under circumstances, the given appropriate, with a reduced purchasing power, reflecting a relatively low degree of satisfaction of the living requirements of the Romanian population in general. Nevertheless, under the given conditions of the socio-economic and political system of that time, with its well known shortcomings, those comparatively small social security allocations constituted an element of certitude in one's existence.

The centralized running of the resources of social security system had led to an unhealthy management of those resources, to increasing waste, bureaucracy and inefficiency. The efficiency and the quality of these social services had not been of any particular interest for the responsible authorities and, in the last years before the downfall of the old regime they were totally neglected.

Poverty was not officially recognized, so that the social assistance was only a very limited component of the social security system. The stated policy of full employment has led to a situation where this was no subject of interest at all, although some unemployment did exist, but it was hidden under diverse disguises,

The present system of pensions in Romania is, from the point of view of comprehensiveness, a widely developed system. Practically nearly all the population falling within the range of social insurance risks (old age, disability, successor) is covered by one kind of pension system.

It is a relatively complicated system, comprising several pension schemes, which used to be founded on type of property ownership and/or fields of activity (state social insurance system, social insurance for former cooperative farmers, private farmers insurance, social insurance system for cooperatist artisans, social insurance system for private artisans and other systems - for lawyers, writers painters, sculptors etc). Each one of these schemes has operating autonomy, its own legislation and its budget of incomes and expenditures. This diversity has led, on one hand, to a pronounced differentiation in the amount of pensions received by diverse categories of pensioners (state pensioners, cooperatist farm pensioners, cooperatist artisans pensioners, etc) and, on the other, to a cumbersome and inefficient management of the funds.

Table 1 - Average number of retired people and average monthly pension

	Number of recipients (000)			Average pension (Lei)		
	1989	1990	1991	1989	1990	1991
I. Social Insurance TOTAL	2232,5	2494,9	2942,9	1420	1575	3340
of which:						
A. Pension for the work done and old age	1547,2	1800,8	2220,8	1665	1788	3600

	Number of recipients			Average pension (lei)		
	1989	1990	1991	1989	1990	1991
of: A:						
- for the entired lenght of service	906,1	1107,4	1467,8	2016	2125	3960
B. Disabled	204,4	204,1	218,7	1296	1419	2968
C. Survivors' pension	480,9	490,0	503,4	687	859	2356
II. War invalides, orphans and windows pensioners	70,3	66,9	65,8	590	726	2160
III. Social beneficiaries	38,1	34,5	30,7	594	715	1598
IV. Agricultural cooperative pensioners	982,8	985,4	995,9	211	433	596
V. Non-cooperatives peasants	23,9	22,0	20,3	127	129	222
Average net wages/lei				3063	3384	7500

In the whole pension system, the dominant position is held by the state social insurance system which, in 1991, embraced over 70 % from the total number of pensioners (3059,7 thousand) and the respective financial resources were representing nearly 90 % of the total pension funds of the country.

This system covers state employees, to whom now are added the private sector employees (excepting the cooperative sector)

and the self-employed, and it includes the old-age, disability, successor pensions, as well as social benefits. *going to*

To the above mentioned disfunctions of the insurance system new ones have added up lately, generated by recent developments of the economic system, under the impact of the reform. In this regard, we mention (a) the fact that, as a result of the dismantling of the farming cooperatives, the functioning of the insurance system of the cooperatist farmers, comprising around 1 million persons, is now blocked and (b) the severe deterioration of the purchasing power of all the categories of pensions, as a result of the ever increasing consumer prices, the worst hit being, obviously, these with small pensions. The pensioners are now the group of Romanian population which is under the greatest threat of falling into poverty.

Social assistance has a limited sphere, this activity being preponderantly oriented towards vulnerable persons (old people, handicapped, children) lodged in social assistance units and, to a very small extent, towards providing cash benefits of in kind. In 1991, 283 social assistance units were operating and they were housing and feeding 29,7 thousand persons. The funds destined to this activity are provided by the state budget and from local budget.

The system of health care in Romania is founded on the guaranteed access to health services, for the most part free of charge.

It could be asserted that in Romania there exists a relatively mature system of available health services, especially owing to the presence of a highly qualified medical personnel. In spite of that, the data on the health status of the Romanian

population are amongst the worst in Europe. Thus, the average life expectancy is 69,9 years (1988-1991), practically unchanged during the last decade, 3 to 6 years lower than the one calculated for the majority of the developed countries, where life expectancy has increased. Infant mortality is one of the highest amongst the European countries (26,9 ‰ in the years 1989 and 1990) and the evolution of mortality rates for diverse age groups is alarming in the previous decade (mortality due to cardiovascular and coronarian diseases in the age group of 40-69 has increased by nearly 50 %).

Without ignoring that the health status of the population is primarily determined by other factors, by the general conditions of life (food, housing, environment etc), it has though to be outlined that the activity that is displayed in the health care sector remains a decisive factor for the improvement of the health of Romania's people.

The drop in the allocation of financial resources for this sector in the last few years (under 2 % of the Gross Domestic Product) has led to the present situation when the health system is faced with unusually grave and urgent problems in ensuring the necessities of medicines and medical materials, in providing with the minimal necessities of tools the dispensary network, especially those in rural areas, as well as staffing them with enough medical personnel, providing with equipment, devices and appliances the hospitals and staffing them with medium-level medical personnel, as well as improving their professional training. The centralized and inefficient character of the management of the resources allocated to the health system makes even more difficult the task of solving these problems.

Demographic changes in Romania - A brief overview

The social insurance programmes are destined to real, concrete people. That is why, one of the prerequisites of rethinking, under the new circumstances in Romania, of such programmes (objectives - on medium and long terms - means of realization, financing sources etc) is that it must be drawn up on the basis of a good knowledge of one of the vital factors - the demographic phenomena and development.

The impact of the demographic factor on the configuration and functionality of social security programmes is given both by the effects of the evolution of the total population, and especially, by the results of the materialization of existing strong tendencies of the demographic phenomena leading to important changes in the age structure of the population.

The demographic developments of the last decades demonstrate that Romania, like nearly all the other European countries, is clearly faced with the phenomenon of ageing population. The most significant feature of this phenomenon in Romania has been the persistence, in the last decades, of a low birth rate, despite a pronatality policy promoted by the old regime - through administrative measures. In the last two years, as a consequence of the legal reliberalization of abortion (forbidden by the old regime in 1966), this index has registered a sharp plunge, so that the birth rate of 13,6 ‰, registered in 1990, and 12,1 ‰, in 1991, are not even enough to ensure the simple reproduction of the population. To this should be added another, completely new, phenomenon - the emigration, which has lately taken significant dimensions. And, it should be noted, the overwhelming majority of those emigrating are young people of child bearing age - with the

double effect of cutting both the absolute number of population and of decreasing the absolute (and relative) number of births. In 1990, a number of 87,000 people emigrated, while, in 1991, that figure, yet to be calculated, was significantly higher. All these have led to the slowing down of the rate of increase of the population (in 1990, in comparison with 1989, the total number of the population has marked a negative rate of increase) and to clear changes in the age structure of the population of Romania.

In view of the fact that there is no prospect for the radical and early modification of the objective realities at the root of these demographic evolution, the process of ageing of the population in Romania is expected to continue. A projection of the demographic tendencies in Romania until the year 2025 drawn out by the UNO in 1988 and revised in 1991 confirms this trend.

In order to include into the calculus the added effect of the severe plunge of the birth rate in last years, we have worked out a projection of Romania's population for 1995 and 2000, taking into consideration the fertility rate in 1990 and a mortality rate corresponding to the mortality tables of the years 1988-1990.

Table 2 - The number and age distribution of population in Romania

	1980	1985	1990	Our projections		UNO projections		
				1995	2000	2000	2010	2025
Population (thousands)	22201	22725	23207	23433	23724	24346	25013	25745
from which:								
%								
0-19 years	33,1	33,4	31,4	30,2	28,1	28,3	26,7	24,6
20-59	53,6	52,2	52,8	53,2	54,1	53,8	55,0	54,0

	1980	1985	1990	Our projections		UN projections		
				1995	2000	2000	2010	2025
60 +	13,3	14,4	15,8	16,8	17,8	18,3	18,3	20,9
65 +	10,3	9,5	10,6	11,4	12,5	12,5	13,2	16,1
80 +	1,2	1,5	1,8	2,8	1,5	1,5	2,4	2,8
60 + 20-59	0,25	0,27	0,30	0,32	0,33	0,33	0,33	0,38

Source: For UNO projections - The sex and distribution of population, The 1990 Revision, United Nations, New York, 1991, page 316 (medium variant),
Statistical Yearbook of Romania - 1981, 1986 and 1991,

The process of ageing of the population of Romania is manifest. The estimations for the next 10-35 years of the total population and by age groups show that, while the proportion of population up to 19 years of age is declining (from 33,1 %, in 1980, 33,4 %, in 1985, and 31,4 % in 1990, to around 28,0 %, in 2 000, and 25 % towards 2 025), and the percentage of the population above 60 years is increasing (from 13,3 %, in 1980, 14,4 %, in 1985, and 15,8 %, in 1991, to around 18 %, in 2000, and 21 %, in 2025).

This stark reality raises extremely difficult problems when working out social programmes. Problems which derive primarily from the fact that an ever decreasing active population has to create the material conditions (resources) necessary for supporting the inactive population including old people, children, teenagers and disabled, which is permanently rising in absolute and proportional numbers. In intimate conjunction with these trends there are other demographic phenomena linked to the formation and dissolution of families, the disappearance of the multigenerational

families which inevitably complicate even more - from this demographic perspective - the drafting and the functioning itself of the social security programmes in our country. Similarly, one should not ignore - when thinking out social programmes - the important influence which will be exerted by the unemployment, a phenomenon that has become a significant reality in our country as a result of the economic reform and whose tendency will certainly be to rise in the following years.

To solve the social problems deriving from the impact of the demographic factor, in our opinion, will prove, under the specific conditions of Romania in the following period, very complex and difficult, owing, on one hand, to the disfunctionalities already existing in the present system of social security and, on the other, to the general crisis Romania is going through. According to official statistics, (In 1991, industrial production represented 78 % out of what it was in 1990 and 60 % in comparison to the industrial output of 1989; during the year 1991, real wages have decreased by 25 %; the average monthly rate of inflation was 10,3 %; and the number of unemployed, at the end of the year, was 266,000).

Under such conditions, the ageing process of the population adds new pressures on the social security system and, as a consequence, on the economic system in general.

The ageing process and the readjustment of the social security system

In order to illustrate the impact of ageing on the reform of the social security system in Romania we are going to dwell upon three components of this system that concern the old population - pensions, health care and social assistance.

Pensions - The present system of pensions is funded from an earmarked payroll-tax payed by employer (22 % of the total wage bill of enterprises in 1991, compared to 13,9 % in 1989) on a "pay as you go" basis. The present deficit of the state social insurance fund - generated especially by the higher general level of payments pension due, in its turn, to the decision of letting into premature retirement, in 1990, 500,000 people (men, at the age of 55 years, and women, at 50) without scaling down their pension correspondingly and the measure 1991 to rise the general level of pensions - has worsened. There arise thus serious problems about how to find solutions for balancing this budget in such a manner as not to affect the efficiency at the "micro" level, by increasing the social security contributions.

This kind of issues relating to the functionality/dysfunctionality of the present pension system of Romania, to which will add up many other problems, yet unknown, that will be generated, in the next period by the developments in the economic system and, not the least in importance, by the impact of the demographic factor, put into clear relief the imperative necessity of restructuring the whole pension system. That should be achieved in the following major directions:

- Unification of the present pension systems ^{it} as primarily, imposed by the present existence of unjustified and very big differences concerning the levels of pension amongst diverse categories of pensioners, despite the fact that they have worked the same number of years and, sometimes, in more difficult jobs; secondly, it is required by the present blocking of the normal functioning of pension systems (especially the system of social insurance of the former cooperatist farmers and of the private farmers) due the change of the property ownership system through the dismantling

of the agrarian cooperatives:

- The way the incomes to the social security budget are formed should suffer an overhaul. In this regard, our opinion is that it is important that the principle "pay as you go" should be maintained.

The process of ageing of the population will, though, in time, create great pressures on the economic system in relation to the necessity of collecting the incomes for pension system budget. Thus, while in 1960, 6,2 earners in Romania were contributing to support a pensioner of a state social insurance pension, this ratio went down to 4,6, in 1980, and to 3,2, in 1990. In the event of the unification of pension systems and assuming that the whole population above 60 years of age will be provided with pensions based on the principle "pay as you go" by the population within the age ranges of 20 to 59 years, the above mentioned ratios will, in our estimation, be 3,1 contributors for 1 pension, in 1991, and 3,0, in the year 2 000.

In order to avoid the building up of excessive pressures on the active population (having in mind the need that other social programmes have to be supported) we find it advisable that a parallel system of private insurance be introduced, starting now. In this way we could avoid, on one hand, the mounting pressure on the public fund created by taxation and, on the other, this system complement the income of the pensioners, in accordance with their options and opportunities during the active life. If, on top of what was showed above, we add the fact that the unemployment will determine a reduction in the resources available for replenishing the public pension budget, such a combination of insurance systems (public and private) will undoubtedly enhance the viability of the pension system in next few years.

- Another relevant element in judging the reform of the

pension system is the retirement age. In Romania, the retirement age is now 62 years (60, on request) for men; and 57 years (55, on request) for women, Romania being thus placed amongst the countries with the lowest level of retirement age.

Each one of these aspect requires complex and comprehensive analysis, in correlation with the other determinant factors of the social and economic system, in order to provide the basis for options on these variants of the pension system which are economically convenient and most advantageous from the point of view of the safety degree of insuring the pensions of the old people. Regarding this last aspect, one of the most relevant elements of judgement is represented by the ratio between the average level of pensions and the average level of salaries. This last aspect deserves, at least in our country, a special attention, given the fast growth rate of salaries in Romania - a direct or indirect consequence of the accelerated inflationary process.

Obviously, anticipating the economic and financial phenomena resulting from the reform is risky because the behaviour of the economic agents and factors is hard to predict in a period of such profound upheaval and change through which Romania is going now. Still, by permanently correcting the fundamental parameters of the system now in existence, by supervising the implementation of the already acquired rights, our present pension system could be gradually transformed so as to allow the achievement of the stated objectives.

Within this some context of the issues of the old people, special attention should be payed to the health care needs of the aged. It is a common sense knowledge that, while growing in years the human being has to resort more and more frequently to medical assistance and medicines, thus the medical needs of the aged are

increased, being 2-3 times greater than those of the youth. If, to this we add the fact that, according to our estimates, in Romania, the number of people above 65 years of age will be, in the year of 2000, greater by 20 % against the number of 1990 (around 500,000 persons), we are closer to the true dimensions of the needs of health services for aged persons. These estimates must constitute the starting point in reshaping the health services destined to the aged persons within the process of reformation of the whole health care system, a process which has already begun to unfold in our country.

At the same time, the segment of aged population must constitute the subject of distinct preoccupations within the overall studies and efforts concerning the reform of the health care system. We are thinking of the particular character of illness in the case of old people (the disease tends to be multiple), the fact that their overall physical fitness is generally weaker - a reflection of the poor state of the overall system of the health protection of the population, but also of the living standards - or, more precisely, of the lack of standards - as well as of the hygiene education and standards.

Awakening the awareness of those responsible for health care reform in our country of the necessity of giving special attention to the health care needs of this category of population represents one of the prerequisites of success of the reform.

The age component, respectively the old age, has a particular impact on the restructuring of the social assistance system. The need to protect the aged people in Romania, especially those living in conditions of destitution, will constitute, in the next periods, an important factor of the development of the social security system. That is owed to the fact that, as we have already shown,

at present the activity of social assistance in our country is very limited, as well as to the fact that, within the context of the ever increasing phenomenon of dissolution of the multigenerational family, the number of aged persons in need of receiving cash aids or of benefitting of some care services is permanently rising. Moreover, there is, at present, a good part of the old population who don't have the minimal of self-support,

The basic prerequisite for concrete steps and reform measures in the field of social assistance is represented, in Romania, by the best possible knowledge of the number and, respectively, the needs of those who fall under the incidence of the social assistance programmes. At present, the data collecting and processing for this field is limited and does not offer a correct picture for efficient steps to this purpose. Some steps have already been taken on the way of a more precise estimation of the poverty line in Romania. The necessary studies aiming at establishing with more accuracy the number of those under the poverty line are now drawn out. The results of these researches and studies will provide the necessary data and information concerning the exact needs for social assistance, as well as on the adequate resources. Taking into account the limited character of the amount of resources of the Romanian economy, at present, the restrictions imposed by the economic system, it is necessary that, in the process of drafting out of the social assistance programmes, should be established the priorities and possibilities of attaining the objectives of this domain and that they should be achieved gradually, in successive stages.

The problems that are raised by the ageing of the population for the restructuring and the operation of the social security

system, in the next periods in Romania, are much more numerous requiring laborious studies and complex approaches. By the few elements we have succinctly mentioned in this paper, we have tried only a brief outline of the importance of studying the demographic phenomena and processes and to the examination of their influence on the restructuring of the social security system in Romania under the conditions of the profound transformations which are taking place in our country's socio-economic system.

Alongside the measures of adjustment and reform of the social security system, the impact of ageing population included, in our opinion, new categories of strategies is necessary to be conceived in order to counteract or to prevent the worsening of the process of ageing of the population. That could be made possible through measures aiming at the increase of fertility, steps to improve the material, financial and socio-economic conditions for raising children and for the stability of families, measures to prolong the working life duration etc. These measures would also serve to create the conditions to balance the demoeconomic situation on long term and, as a consequence, to avoid some tensions which the process of demographic ageing could induce in the social security system and in the economy.

ECONOMETRIE DE LA PROTECTION SOCIALE**COLLOQUE DE SAN JOSE (COSTA RICA)****22-24 Avril 1992**

Le rendement de l'investissement
dans le capital humain pour les
organismes de protection sociale :
quelques méthodes de calcul

Jacques BICHOT
Faculté de Droit et Sciences Economiques
Université de Franche-Comté
Avenue de l'Observatoire
25030 BESANCON

INTRODUCTION

Par "système de protection sociale", on entend ici l'ensemble des institutions qui versent des pensions de retraite, des prestations familiales, qui payent une partie des dépenses de santé et d'éducation, et qui prélèvent les cotisations ou impôts nécessaires.

Tout système de protection sociale S exerce une fonction d'intermédiation socio-financière : il contribue au financement du capital humain des jeunes, en collectant auprès des adultes les sommes requises ; et il prélève une partie de la rémunération du capital humain, pour le reverser aux membres des générations âgées qui avaient antérieurement financé l'investissement. Ce faisant, S met en rapport indirect les individus à besoin de financement, tels que les enfants, avec ceux qui ont une capacité de financement (des adultes), rendant aux uns et aux autres les services que l'on attend d'un intermédiaire. S permet aussi aux anciens financeurs de vivre de leurs rentes sous forme viagère, en prélevant sur les anciens financés, comme une banque rémunère ses déposants et les rembourse à l'aide des intérêts et remboursements de ses clients débiteurs.

La problématique de l'intermédiation socio-financière ayant été développée en BICHOT (1991 et 1992), nous ne l'explicitons pas davantage ici. Insistons seulement sur le fait que S finance l'investissement dans le capital humain en formation, et que ce financement n'est pas à fonds perdus : toute mise en oeuvre professionnelle du capital humain donne lieu à redevances au profit de S. Le système de protection sociale détient des droits spécifiques sur le

capital humain ; ce ne sont pas des droits de propriété (ce serait de l'esclavage), ni des créances nominales (les adultes n'ont pas à s'acquitter de sommes indépendantes de leur activité, comme les emprunteurs), mais ils n'en sont pas moins très efficaces puisqu'ils procurent à S des recettes colossales.

L'activité financière de S peut finalement être schématisée ainsi : chaque génération, et chaque individu, fait l'objet d'un flux de dépenses qui servent à investir dans le capital humain, puis procure à S un flux de recettes. L'opération s'étale sur plusieurs décennies. Quelle est sa rentabilité ? Telle est la question que l'on est amené à se poser quand on envisage la fonction d'investisseur institutionnel dans le capital humain remplie par le système de protection sociale.

Certaines études présentent des calculs de rentabilité pour les retraités, en considérant comme dépenses les cotisations versées aux caisses de retraite quand ils étaient actifs, et comme recettes, les pensions. LAGARDE et LENORMAND (1979), LAGARDE (1985), par exemple, calculent les taux internes de rentabilité de telles suites de débours et rentrées. Nous employons également le taux interne de rentabilité comme instrument principal, mais en choisissant d'autres suites de débours et rentrées. Les auteurs cités ont pris des rentrées juridiquement liées aux débours, mais économiquement sans rapport avec eux dès lors que l'on considère des retraites par répartition : dépensées par les personnes âgées, les cotisations aux caisses de retraite ne financent nul investissement, et ne sauraient produire des dividendes. Nous choisissons des recettes qui sont économiquement liées aux dépenses considérées, en tant que redevances versées par les utilisateurs d'un capital humain dont les dépenses ont financé la formation, même s'il n'y a pas de lien juridique entre les deux. Cette approche est dans la logique de SAUVY (1956 et 1978), POGUE et SGONTZ (1977) et AXINN et STERN (1990).

1 - Le choix des méthodes

1 - 1 Les équations actuarielles

Il s'agit de calculer les taux internes de rentabilité des investissements dans le capital humain réalisés par un système de protection sociale S. Les dépenses prises en compte sont l'assurance-maternité, l'assurance-maladie des enfants (ou leur accès gratuit ou semi-gratuit à un système de soins), les prestations familiales, et les dépenses publiques en faveur de l'éducation. Les recettes consistent en cotisations ou impôts dont le produit assure l'entretien des personnes âgées, que ce soit sous forme de pensions, d'assurance-maladie ou de soins gratuits, de subventions à des services spécifiques, d'hébergement semi-gratuit, etc.

Dans tous les cas, si l'on désigne par F_K le flux net (recettes moins dépenses de S) relatif à l'année K, le taux interne de rentabilité (T.I.R.) est défini comme solution de l'équation actuarielle à l'inconnue i :

$$\sum_{k=0}^n F_k (1+i)^{-k} = 0$$

où n désigne le nombre d'années de vie de l'individu ou de la cohorte considéré.

On peut aussi utiliser une équation actuarielle :

$$\sum_{k=0}^n p_k F_k (1+i)^{-k} = 0$$

où p_k est la probabilité que l'individu considéré soit en vie pendant l'année K.

1 - 2 Point de vue micro, point de vue macro

Le point de vue adopté peut être micro-économique : on considère un individu, ou un groupe restreint d'individus (par exemple une fratrie) ; on prend pour dépenses les apports dont il a bénéficié en provenance de S durant sa jeunesse et ses périodes de formation, et pour recettes la partie de ce qu'il verse à S qui est destinée aux personnes âgées. Des cas-type peuvent être étudiés de cette manière, permettant par exemple de voir si une entrée rapide sur le marché du travail après des études succinctes est plus ou moins rentable pour S que des études longues.

On peut aussi adopter un point de vue macro-économique, en considérant globalement les investissements réalisés par S dans une cohorte entière, ou dans un ensemble de cohortes, et les versements à S effectués ultérieurement par les membres de cette (ces) cohorte(s).

1 - 3 Ex post, ex ante, ou ex aeternitate hodierna

Les séries utilisées peuvent être historiques (calcul d'un taux interne de rentabilité *ex post*), ou prévisionnelles (taux *ex ante*), ou encore constituer la projection longitudinale de données transversales contemporaines (*ex aeternitate hodierna*, éternellement comme aujourd'hui).

Les séries historiques disponibles sont rares, leur fabrication étant fort difficile. GUILLOTIN (1988 et 1989) a effectué un travail de pionnier en reconstituant les carrières salariales en France sur 15 ans (1967-1982) à partir des Déclarations Annuelles de Salaires (DAS) que les

employeurs autres que les administrations remplissent chaque année. (Voir aussi LOLLIVIER et CHABANNE, 1988). Or, pour évaluer le T.I.R. des investissements de S dans le capital humain, on a besoin de carrières salariales complètes, soit près de 40 ans ! Le traitement statistique des données est ici une opération délicate et coûteuse préalable au calcul du T.I.R.. Si l'on entend par économétrie "une démarche scientifique visant à identifier les phénomènes de nature économique", aussi bien qu'à les "expliquer" et les "prévoir", aucun doute n'est possible : fabriquer à partir des sources statistiques existantes les séries qui "identifieraient" et mesureraient les carrières salariales est une des orientations utiles ouvertes à l'économétrie appliquée.

De plus, pour calculer des T.I.R. véritablement historiques, il conviendrait de connaître le profil scolaire antérieur à la carrière professionnelle. Autrement dit, il faudrait pouvoir suivre des individus-type depuis leur naissance jusqu'à leur départ à la retraite. Au minimum, il faudrait connaître le bagage scolaire des individus-type dont on détermine la carrière salariale, ce qui permettrait de reconstituer leur parcours scolaire et la série des investissements publics réalisés en eux à ce niveau.

Les séries nécessaires au calcul de T.I.R. *ex ante* sont obtenues à partir d'hypothèses sur l'évolution de l'activité économique à long terme et celle des règles de fonctionnement de S (taux de cotisation par exemple). Le choix des hypothèses est extrêmement délicat. Ce choix supposé effectué, il est plus simple que précédemment de parvenir aux séries numériques, puisque l'on procède par simulation.

La méthode ici nommée *ex aeternitate hodierna*, ou "projection longitudinale de données observées sur une coupe transversale" (LAGARDE, 1985), est assez souvent utilisée en

économétrie de la protection sociale : voir par exemple EKERT (1983) et (1985). On considère un individu-type, ou un groupe d'individus, et l'on fait comme si, chaque année du cycle de vie de cette ou de ces personnes, les conditions en vigueur (dépenses de scolarité, réglementation sociale et fiscale, gains professionnels moyens à un âge donné pour tel niveau d'étude) étaient celles de l'année de référence dite "aujourd'hui". Le T.I.R. obtenu est alors un indicateur transversal, un renseignement synthétique sur S à un instant donné, et non pas un indicateur longitudinal.

On peut évidemment mixer les 3 méthodes "pures" qui viennent d'être présentées. Par exemple, on peut considérer le *statu quo* en matière de législation sociale et fiscale comme une hypothèse pour un calcul *ex ante*, basé par ailleurs sur des séries historiques en ce qui concerne l'investissement réalisé par S et, éventuellement, le déroulement des carrières jusqu'à l'année de référence.

1 - 4 Calcul des flux F_k dans le cas français

Les dépenses de scolarité assumées par S peuvent être connues à partir du compte de l'éducation, compte satellite de la comptabilité nationale, qui fournit depuis 1974 des coûts moyens par élève et par an dans les principales formations (voir INSEE, 1990).

Les dépenses de l'assurance-maternité sont connues, globalement, par les comptes de la sécurité sociale. S'agissant d'une assurance, l'investissement par bébé n'a pas à être personnalisé selon que la grossesse et l'accouchement ont requis des soins plus ou moins onéreux et selon le niveau des indemnités en espèces : on est fondé à prendre pour chacun le coût moyen.

Les dépenses d'assurance-maladie selon l'âge sont connues, du moins pour la période récente, grâce à des travaux comme MERLIERE (1990). En considérant, selon une logique actuarielle, chaque tranche d'âge comme une classe de risque, la dépense moyenne relative à un âge donné fournit la valeur de l'assurance gratuite des enfants ou jeunes de cet âge. La méthode peut être étendue aux étudiants assurés à titre personnel, en soustrayant la cotisation qui leur est demandée. Pour être complet, il faudrait tenir compte des mutuelles qui, à l'instar de la sécurité sociale, assurent gratuitement les enfants, mais ce raffinement n'est pas indispensable.

Les prestations familiales sont assez faciles à prendre en compte dans les calculs macro-économiques de T.I.R. Il n'en va pas de même dans la cas micro, puisque ces prestations dépendent de la taille de la fratrie, de l'espacement des naissances, et de la situation de fortune des parents. Si l'on ne veut pas multiplier indéfiniment le nombre de cas-type en tenant compte de ces facteurs, il reste la solution d'utiliser une prestation moyenne par enfant d'âge donné. On peut alors, en fonction des spécificités du système français, retenir quatre tranches d'âge délimitées par 3, 10 et 15 ans : on calcule la moyenne des prestations indépendantes de l'âge, et on lui ajoute pour chaque tranche la moyenne des prestations réservées à ces âges. Il est aussi possible de situer ces moyennes à l'intérieur d'une fourchette, en prenant par exemple comme extrêmes le membre d'une fratrie de 10 dont le père travaille au SMIC et dont la mère est au foyer après quelques années d'activité professionnelle, et d'autre part l'enfant unique de cadres supérieurs.

Après les dépenses de S, il faut évaluer ses recettes ultérieures en provenance des mêmes personnes. Dans le cas français, on peut se limiter aux cotisations versées aux

caisses de retraite et à la fraction des cotisations maladie qui paye l'assurance quasi-gratuite des retraités, pré-retraités et chômeurs âgés. Prendre en compte le financement fiscal d'une fraction (minime) des pensions et de divers avantages, notamment en nature, alloués aux personnes âgées, permettrait de raffiner.

Les cotisations sont connues globalement par les comptes de la protection sociale. Pour les calculs de T.I.R. en perspective micro, elles se calculent assez facilement à partir des revenus professionnels et des taux réglementaires, excepté dans deux cas : les non-salariés et les fonctionnaires. Pour les premiers, nous préconisons une formule du type :

$$G \times \frac{S}{C} \times T \times \alpha$$

où . G est le gain du travailleur non salarié, déduction faite des amortissements et frais professionnels mais pas des charges sociales.

. S le total des salaires bruts en France.

. C le coût salarial total en France.

. T le taux de cotisation sur salaire brut (retraite et partie des cotisations maladie afférente aux personnes âgées).

. α est un coefficient indiquant la spécificité de la situation des non salariés, obtenu par exemple par la formule $\alpha = \frac{V'}{C'} / \frac{V}{C}$ où V et V' sont les cotisations globalement payées par les salariés et les non salariés respectivement, et C' le coût total du travail non salarié. (Dans ce cas il vient $G \times T \times \frac{V'}{C'} / \frac{V}{C}$

produit du gain non salarié par le taux T applicable aux salariés corrigé pour tenir compte à la fois d'une assiette plus large que le salaire brut, et des spécificités des non salariés).

Pour les fonctionnaires, le plus simple est d'appliquer

à leur traitement brut (y compris les primes) le taux de cotisation T retenu pour les salariés. En effet, bien que les primes soient exemptées de la plupart des charges sociales, comme l'Etat verse sous forme de pensions nettement plus que le montant des cotisations ainsi calculées, on est fondé à considérer que l'effort du contribuable commence seulement au delà de la redevance virtuelle qu'auraient payé les fonctionnaires s'ils étaient des salariés comme les autres.

Enfin, l'évaluation de l'apport des individus en tant que contribuables passe par deux calculs :

- Celui de la charge P pour les finances publiques de diverses subventions aux caisses de retraite, et des services semi-gratuits mis à disposition des personnes âgées (depuis les maisons de retraite jusqu'à la Carte Vermeil en passant par les aides ménagères).

- Celui de la répartition par l'impôt, entre les ménages, du paiement de P. Une approximation consiste à se limiter à la TVA et à l'impôt sur le revenu, de montants A et I au niveau du pays. On considère la TVA comme proportionnelle au revenu disponible après impôt, ce qui donne sur ce revenu un prélèvement pour le troisième âge au taux $PA/D(A+I)$, où D est le revenu disponible des ménages au niveau national. Quant à l'impôt sur le revenu, on en retient la fraction

$P/(A+I)$ (si un ménage paye i, on a $I = \sum i$, et $PI/(A+I)$, fraction de P financée par l'impôt sur le revenu, est bien égal à la somme des contributions individuelles $\sum \frac{iP}{A+I}$).

2 - Quelques applications

Mettre en oeuvre les méthodes présentées ci-dessus requiert des travaux considérables, tant pour la recherche des données que pour les calculs. Ce programme de recherche en étant à ses débuts, les applications à présenter sont encore peu nombreuses.

2 - 1 Le rendement micro-économique

ex aeternitate hodierna dans 4 cas type

Les 4 cas type sont repris de BICHOT (1991). Dans cette publication, on calculait le rendement de l'investissement total dans le capital humain, y compris l'apport des parents, tandis qu'ici on étudie le T.I.R. de l'opération financière réalisée par S. Les résultats précédents seront rappelés pour les comparer aux nouveaux.

Dans les deux cas, le retour sur investissement est constitué par les seules cotisations : l'apport au troisième âge via la fiscalité a été négligé, en première approximation, car il est faible et difficile à évaluer. L'année de référence est 1990. Pour les salaires en dessous du plafond de la sécurité sociale, soit 131 040 F par an, on a retenu 28 % du salaire brut (15,8 % pour la retraite de la sécurité sociale, 6 %, taux moyen en France, pour la retraite complémentaire, et 6,2 % pour l'assurance-maladie des personnes âgées). Au delà du plafond, on compte 22 % du salaire brut, soit 15,8 % de cotisation AGIRC (taux moyen en France) et 6,2 % de cotisation maladie. On remarquera qu'au delà du plafond le taux de prélèvement pour le troisième âge

est ainsi dégressif en fonction du revenu.

Cas n° 1 : La scolarité s'arrête à 16 ans, l'activité professionnelle s'étend de 17 à 60 ans, coupée par six années de chômage ou de service national, durant lesquelles il n'y a pas de prélèvements. Cette personne est rémunérée au SMIC sa vie durant. Elle reçoit un investissement éducatif total compris entre 958 000 F et 1 108 000 F, selon la façon dont est évalué le travail domestique de ses parents. Elle reverse à la génération précédente 665 000 F, soit 60 à 69 % de la mise. Le T.I.R. d'une telle opération, qui mesure le prix du report-anticipation pour cette personne, est négatif : - 1,70 % ou - 1,23 %.

Quand on se limite à la contribution publique à l'investissement éducatif chez ce jeune peu favorisé, l'assurance-maladie (66 000 F) et la scolarité (205 000 F) ne varient pas, mais les dépenses d'entretien et le travail domestique sont remplacés par les prestations familiales. Nous avons évaluées celles-ci en comptant le quart des allocations versées à une famille de quatre enfants, les majorations pour âge, l'Allocation Pour Jeunes Enfants, le quart du Complément Familial, l'Allocation de Rentrée Scolaire, et une quote-part d'Allocation Logement fixée à 3 600 F par an. Sous ces hypothèses, réalistes pour une famille nombreuse aux revenus modestes, la Caisse d'Allocation familiale verse environ 258 000 F pour cet enfant. Le financement public s'élève alors à 529 000 F ; il est donc "remboursé" à 126 %, et le T.I.R. de l'opération est de 0,8% par an.

Cas n°2 : La scolarité se poursuit jusqu'à 18 ans ; le jeune obtient un niveau BEP. Après une année de service national ou de chômage, il est professionnellement actif sans interruption jusqu'à 58 ans, puis passe deux années au

chômage avant de prendre sa retraite. Son salaire de 72 000 F brut par an initialement progresse ensuite de 1 200 F par an durant toute sa vie active.

Cette personne reçoit un investissement éducatif total compris entre 1 068 000 F et 1 228 000 F. Elle reverse une redevance pour les personnes âgées de 1 035 000 F, représentant de 84 % à 97 % de l'investissement. Le T.I.R. (prix du report-anticipation) est faible et négatif :
- 0,56 % à -0,10 %.

Pour le financement public, supposons que ce jeune appartienne à une famille de deux enfants, ce qui réduit sensiblement le montant des prestations familiales reçues par rapport au cas précédent : il n'y a pas de complément familial, et les allocations sont beaucoup plus modestes. On a une contribution publique de 511 000 F, un peu inférieure à celle du cas n°1 car l'augmentation de la scolarité ne compense pas entièrement l'infériorité des prestations. Le financement public est donc remboursé à 202 %, et le T.I.R. s'élève à 2,47 %.

Cas n°3 : La scolarité s'étend jusqu'au 20e anniversaire. Elle mène jusqu'au DUT ou BTS, 2 ans après le Bac. La période active commence immédiatement après et s'étend sans interruption jusqu'à 60 ans. Le salaire brut démarre à 100 000 F par an, augmentant ensuite linéairement pendant 30 ans jusqu'à 160 000 F, et se stabilise à ce niveau. Le statut cadre est atteint, en même temps que le plafond de la sécurité sociale, à 37 ans.

L'investissement éducatif total dont bénéficie cette personne peut être évalué entre 1 253 000 F et 1 430 000 F. Elle contribue ensuite pour environ 1 502 000 F aux transferts en direction des personnes âgées : soit 105 % à 120 % de l'investissement, et un T.I.R. de 0,16 % à 0,61 %.

Le financement public de l'investissement, si les hypothèses sur la famille sont les mêmes que dans le cas

précédent, s'élève à 613 000 F (prestations versées deux années de plus et scolarité de l'ordre de 35 000 F par mois après le bac). S obtient une rentabilité de 3,20 %, en se faisant "rembourser" 2,45 fois sur 40 ans.

Cas n°4 : Cette personne atteint à 24 ans un niveau bac + 5 après un secondaire classique, trois années de classes préparatoires et trois années d'ENSI. Elle exerce une activité professionnelle sans interruption de son 24e anniversaire à son 62e, pour un salaire brut annuel qui s'élève au départ à 140 000 F, progresse ensuite de 8 000 F par an pendant 25 ans, puis se stabilise au niveau atteint.

L'investissement total se situe entre 1 654 000 F et 1 840 000 F selon le mode d'estimation du travail domestique des parents ; les sommes versées ensuite au profit des retraités atteignent 2 404 000 F, soit 131 à 145 % de l'investissement. Le T.I.R. se situe entre 0,88 % et 1,26 %.

La partie publique du financement, dans un contexte familial identique aux cas 2 et 3, se monte à 847 000 F. Elle est "remboursée" 2,84 fois et S obtient un rendement de 3,68 %.

2 - 2 Interprétation des résultats précédents

Si l'on souhaite se baser sur ces résultats obtenus par la méthode *ex aeternitate hodierna* pour risquer des estimations de rendement *ex ante*, il faut faire trois remarques :

- Le calcul ayant lieu en francs constants donne un taux d'intérêt réel.

- Sur un demi-siècle, l'augmentation de la productivité globale du travail est probable, quoique son rythme soit

imprévisible. Si l'on introduisait un hypothèse d'augmentation de la production moyenne par travailleur au rythme annuel a , en première approximation les T.I.R. prévisionnels obtenus seraient donnés par $T' = (1+T) (1+a)^{-1}$ où T représente les T.I.R. calculés *ex aeternitate hodierna*.

- Tous les travaux relatifs à l'évolution prévisible des retraites par répartition à l'horizon 2020 ou 2030 considèrent comme probable une augmentation du taux des cotisations (MALABOUCHE, 1987 ; LIVRE BLANC SUR LES RETRAITES, 1991). La hausse des dépenses unitaires de la branche famille et du système éducatif pouvant être envisagée comme moins forte (voire négative pour la première), il y a là une raison de supposer que T' lui-même pourrait être une projection défectueuse par défaut.

Le taux d'intérêt naturel selon WICKSELL pouvant être considéré comme approximativement égal à a , la supériorité de T' sur a signifierait que S parvient à obtenir de ses investissements dans le capital humain une rentabilité qui dépasse sur longue période celle que les intermédiaires financiers classiques obtiennent en finançant la capital physique. Expliquer cette supériorité est une question intéressante ; le fait que l'investissement total dans le capital humain se décompose en un investissement parental, non rémunéré monétairement, et un investissement social géré par S peut indiquer une direction pour chercher la réponse.

Enfin, on remarque que le T.I.R. obtenu par S croît en fonction du niveau d'études, en dépit du caractère dégressif des redevances prélevées par S . Ce phénomène requiert confirmation et examen plus approfondi avant d'être interprété.

2 - 3 UN CALCUL DE RENDEMENT MACRO-ECONOMIQUE EX POST

Pour une utilisation ex post, la méthode des flux F_K indiquée en 1-1 a l'inconvénient de nécessiter des séries très longues, actuellement non disponibles. On a donc cherché à raccourcir la durée totale prise en compte en ayant recours à une autre méthode, d'inspiration voisine : Comparer aux recettes de S pour l'année en cours l'amortissement des investissements actualisés des exercices précédents.

En considérant pour simplifier un amortissement linéaire sur n années, et en notant D_p la dépense d'investissement de S pour l'année p, et R_p ses recettes (de la catégorie adéquate), l'équation actuarielle à l'inconnue i s'écrit alors pour l'année K :

$$R_K = \frac{1}{n} \sum_{h=1}^n D_{K-h} (1+i)^h$$

Nous avons établi des séries pour les dépenses d'investissement de S dans le capital humain allant de 1950 à 1990. Ces dépenses comportent trois composantes : santé, éducation, et prestations familiales/assurance maternité. La première est relativement modeste. La dépense d'éducation, nettement inférieure à la troisième en début de période, la rejoint en 1962, puis la dépasse largement, arrivant à en représenter presque le double en 1990 (voir annexe statistique).

L'établissement de la série santé est basé sur la formule $D \cdot \pi \cdot t$ où :

- . D est la dépense de soins totale en France.
- . π est le pourcentage d'enfants dans la population, avec la convention suivante : on est "enfant" jusqu'à 16 ans en 1950, jusqu'à 20 ans en 1990, l'âge limite augmentant linéairement entre ces deux dates. Cela permet de tenir

compte de l'augmentation de l'âge à l'entrée dans la vie active (prolongation des études).

t est le rapport de la dépense moyenne par enfant à la dépense moyenne pour toute la population, obtenues d'après MERLIERE (1990) en tenant compte de l'extension progressive de la catégorie "enfant", ce qui se traduit par une légère augmentation de t sur la période (de 57,9 % en 1950 à 61,6 % en 1990).

La difficulté principale consiste à établir la série des dépenses de santé, pour les années non couvertes par les comptes de la protection sociale. Pour ces années, on est parti des dépenses du régime général, seules disponibles, et on a appliqué un coefficient multiplicateur.

Les dépenses d'éducation posent également un gros problème avant 1974, année par laquelle commence le compte satellite de l'Education. On s'est basé sur les effectifs d'enseignants, en faisant l'hypothèse d'une corrélation avec la dépense publique d'éducation. Plus précisément, la dépense en francs courants pour l'année n est donnée par :

$$X_n = 68,6 \cdot \frac{A_n + 1,4 B_n}{A_{74} + 1,4 B_{74}} \cdot \frac{J_n}{J_{74}}$$

où A_n est l'effectif enseignant du premier degré,

B_n l'effectif du second degré et du supérieur,

J_n l'indice du PIB non marchand

et 68,6 milliards la dépense publique d'éducation en 1974.

Toute amélioration de ce mode d'estimation sera naturellement la bienvenue !

Les dépenses Prestations Familiales/Assurance Maternité sont les mieux connues. On a retenu les données des Comptes de la Protection Sociale à partir de 1959, et celles de l'Annuaire Rétrospectif de la France, dûment "calées" sur les précédentes, pour les années antérieures.

Quant aux recettes, nous avons supposé qu'elles couvrent

(peu importe que ce soit par cotisations ou par l'impôt) les dépenses d'assurance-maladie des personnes âgées diminuées des cotisations (symboliques) des retraités, les dépenses des Caisses de Retraite par répartition (pensions, action sociale, fonctionnement), et l'indemnisation de la cessation anticipée d'activité - classée avec les dépenses vieillesse par les comptes de la nation. Il suffisait de disposer des valeurs pour les années 1986 à 1991.

Tous les chiffres ont été convertis en francs 1990 en utilisant le déflateur du PIB.

Voici les résultats obtenus pour 3 valeurs de n :

<u>n = 40</u>	5,93 % pour 1991
	5,79 % pour 1990
<u>n = 38</u>	5,94 % pour 1991
	5,79 % pour 1990
	5,63 % pour 1989
	5,44 % pour 1988
<u>n = 36</u>	5,96 % pour 1991
	5,79 % pour 1990
	5,62 % pour 1989
	5,42 % pour 1988
	5,22 % pour 1987
	5,18 % pour 1986

On remarquera la croissance de ce taux de rendement réel sur la période 1986-1991 : S exige de plus en plus du capital humain sur lequel il possède des droits.

CONCLUSION

Le système de protection sociale au sens large a investi dans le capital humain de manière rentable pour lui et pour ses "clients" retraités et futurs retraités, en participant au financement de l'entretien et de l'éducation de la jeunesse. Les droits sur le capital humain dont il dispose, sous forme d'une capacité à pratiquer des prélèvements obligatoires sur les revenus d'activité, ont une rentabilité qui se compare favorablement à celle des droits sur le capital physique que constituent, plus ou moins directement, les actifs financiers.

Les calculs dont on a présenté ici les résultats sont dépourvus de sophistication, mais ils posent de délicats problèmes d'établissement de séries statistiques longues. Seule une petite partie du programme d'investigation a été réalisée. Ce qui a été fait montre cependant la fécondité de l'idée selon laquelle les régimes de retraite dits par répartition fonctionnent en fait par capitalisation humaine. La continuation des calculs, à laquelle sont conviés tous les économètres intéressés par la protection sociale, pourrait bien contribuer à accréditer une vision du fonctionnement de la protection sociale sensiblement différente des idées reçues en la matière : les institutions de protection sociale ne constituent-elles pas, sans que cela soit compris, le plus grand ensemble d'intermédiaires financiers de la fin du XXe siècle ?

ANNEXE STATISTIQUEINVESTISSEMENT DU SYSTEME DE PROTECTION SOCIALE
DANS LA FORMATION DU CAPITAL HUMAIN

(P.F.M. : Prestations Familiales/Maternité.

Unité : milliard de francs courants pour les 3 premières colonnes, milliard de francs 1990 pour la dernière)

Année	Soins	Education	P.F.M.	Total
1950	0,25	2,95	3,81	94
1951	0,33	3,61	4,88	100
1952	0,43	4,11	5,86	104
1953	0,47	4,45	6,28	112
1954	0,56	4,98	6,86	123
1955	0,63	5,35	7,63	132
1956	0,75	6,40	8,29	143
1957	0,89	7,60	8,88	151
1958	1,04	8,91	9,88	153
1959	1,15	10,1	10,5	158
1960	1,3	10,9	11,5	166
1961	1,6	12,2	12,5	178
1962	1,9	14,3	14,3	197
1963	2,3	17,2	16,4	218
1964	2,7	19,1	17,7	230
1965	3,1	20,4	19,0	241
1966	3,7	22,9	19,9	255
1967	3,8	24,7	21,2	266
1968	4,0	27,4	22,6	278
1969	4,8	32,2	24,6	296

(Suite)

Année	Soins	Education	P.F.M.	Total
1970	5,5	37,0	25,6	310
1971	6,4	42,7	28,2	333
1972	7,4	47,4	31	348
1973	8,5	55,3	36,3	376
1974	9,9	68,6	40,5	403
1975	12,7	80,6	48,5	424
1976	15,0	93,2	50,1	430
1977	16,6	105,3	57,7	447
1978	19,7	118,5	68,4	471
1979	23,0	131,7	78,6	480
1980	26,5	151,9	91,6	497
1981	31,3	173,1	103,6	499
1982	36,8	206,6	111,8	515
1983	41,3	228,2	124,9	522
1984	46,4	248,8	133,3	528
1985	50,1	262,7	138,6	526
1986	53,2	276,5	145,7	539
1987	54,7	283,6	150,1	537
1988	58,1	298,5	158,9	552
1989	63,7	316	162	560
1990	68,1	337	170	575

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

AXINN, June et STERN, Mark J.

"Social Security Policy Reconsidered". *Challenge*, juillet-Août 1990.

BICHOT, Jacques

"Financement des retraites par répartition et intermédiation financière". in *Le financement de l'économie sociale*, XIe journées d'économie sociale, Paris, 1991, p 215-45.

Economie de la protection sociale. A. Colin, 1992 (en cours d'impression).

EKERT, Olivia

"Activité féminine, prestations familiales et redistribution". *Population*, 3, 1983, p 503-26.

"Les effets redistributifs du système de prestations familiales sur le cycle de vie. in *Cycles de vie et Générations*, KESSLER et MASSON éd, Economica, 1985, p 261-72.

GUILLOTIN, Yves

"Les carrières salariales en France de 1967 à 1982 : la crise a touché inégalement les professions et les générations." *Economie et Statistique*, mai 1988, p 13-20.

Les carrières salariales en France, 1967-1982. Thèse pour le doctorat de Sciences Economiques. Paris X Nanterre. 1989. 421 P.

INSEE

Le Compte de l'Education. INSEE Résultats n° 25-26, 1990, 329 p.

LAGARDE, François

"La redistribution sur le cycle de vie, le cas des retraites". in *Cycles de vie et générations*, KESSLER et MASSON éd, Economica, 1985, p 273-82.

LAGARDE, François et LENORMAND, François

"Les effets redistributifs du système des retraites". Document de la *Direction de la Prévision*, 20 novembre 1979, 139 p.

LIVRE BLANC SUR LES RETRAITES

La Documentation Française, 1991.

LOLLIVIER, Stéfan et CHABANNE, Agnès

"Les salariés de 1967, quinze ans après : la trace du chemin parcouru". *Economie et Statistique*, mai 1988, p 21-32.

MALABOUCHE, Gérard

Retraites : les périls de l'an 2030. Commissariat Général au Plan/La Documentation Française, 1987.

MERLIERE, Jocelyne

Les remboursements d'assurance maladie répartis selon l'âge et le sexe des bénéficiaires : année 1987. CNAMTS, Blocs-notes statistiques n° 46, février 1990.

POGUE, Thomas F. et SGONTZ, L.G.

"Social Security and Investment in Human Capital". *National Tax Journal*, juin 1977. 30(2). p 157-70.

SAUVY, Alfred

Théorie générale de la population. Vol 1 : économie et population. 2e éd revue. PUF, 1956, 370 p.

"La fin des fins". *Droit Social*, Mai 1978, p 152-4.

Université Libre de Bruxelles CP 140
Département d'Economie Appliquée (DULBEA)
50 avenue F.D. Roosevelt
1050 Bruxelles

Indices de protection sociale¹

M. de Falleur, Y. Guillaume, C. Hecq, B. Lange et D. Meulders

1. Cette étude constitue le prolongement d'un travail réalisé en collaboration avec les Professeurs M. Dispersyn et P. Van der Vorst de la Faculté de Droit de L'Université Libre de Bruxelles qui fera l'objet d'une publication: "La construction d'un serpent social européen", numéro spécial de la Revue Belge de Sécurité Sociale (à paraître)

Introduction

L'intégration des économies des pays de la Communauté Européenne suscite de plus en plus de questions sur l'intérêt d'accompagner d'un volet social ces mutations économiques. Jusqu'à présent, les seules "actions" menées dans ce domaine l'ont été sous forme de textes de recommandations non contraignantes, en partie parce que très générales, portant sur la nécessité de garantir certains droits sociaux fondamentaux¹. Sans préjuger de la volonté politique des Etats Membres de faire intervenir les autorités de la Communauté dans les politiques nationales de protection sociale, le problème fondamental d'une telle intervention réside dans la difficulté qu'il y a à définir et à établir de façon quantitative des normes et des indices relatifs à la protection sociale. Sans instrument de mesure précis qui puisse mesurer la qualité d'un système de protection sociale d'un pays, aucune réglementation concrète ne semble possible à mettre en place.

L'objectif étant de construire, pour chacune des fonctions de protection sociale², un indice global unique du niveau de la protection, la difficulté majeure réside dans la multiplicité des critères à prendre en compte. En chômage par exemple, les montants financiers des allocations ne suffisent pas à caractériser un système; les conditions d'accès aux prestations, ou la durée de versement de celles-ci sont autant de paramètres qu'il faut prendre en compte pour juger du niveau de protection. Pour les neuf fonctions de protection sociale que nous examinons, nous avons retenu au moins 7 critères (fonction Maternité) et jusqu'à 21 (fonction Chômage).

La première section décrit la méthode d'agrégation de ces critères de départ en un indice global. Cette méthode a été adoptée pour son caractère de neutralité quant à la pondération des critères de base. Les poids accordés sont induits par des aspects "techniques", et n'imposent pas de choix subjectifs de la part du chercheur.

Dans la deuxième section, sont présentés les résultats de cette méthode appliquée à neuf fonctions de protection sociale dans onze des douze Etats Membres (ne disposant pas toujours des informations pour la Grèce), pour la période 1984-1988. Une rapide analyse des résultats des indices sera effectuée: regroupement des pays selon leur niveau de protection (analyse par "clusters") et description des évolutions nationales au sein de chaque Etat (analyse en composantes principales).

¹ Par exemple: Conseil de l'Europe, 4ème Conférence des Ministres Européens responsable de la sécurité sociale à Lugano, les 12-14 avril 1989, "Projet de code européen de sécurité sociale (révisé)", Strasbourg 1989.

² Le chômage, les pensions de vieillesse, les remboursements de soins de santé, les indemnités de maladie, d'infirmité, etc. Nous avons retenu neuf fonctions pour cette étude.

La construction de tels indices pose de sérieux problèmes. Les solutions qui ont été adoptées peuvent parfois faire l'objet de critiques; nous reprenons les principales dans la section 3, en particulier celles liées à la pondération des critères. Après l'exposition des points délicats, nous verrons l'utilisation qui peut être faite d'une méthode mathématique d'aide à la décision multi-critères (méthode Prométhée). Nous considérerons l'exemple de la fonction Invalidité; l'idée étant de comparer les résultats obtenus selon deux analyses différentes.

Section 1 : Méthode d'agrégation des critères de départ

1.1. Principe

Les données que nous avons utilisées dans cet article proviennent d'une banque de données que nous avons constituée lors d'une recherche entreprise pour le compte du Ministère belge des Affaires Sociales³.

Au cours de cette recherche, nous nous sommes inquiétés de la disparité des niveaux de protection sociale dans les différents Etats Membres de la Communauté européenne; ce problème nous semblait, en effet, particulièrement aigu à l'aube de l'ouverture du marché unique du 1er janvier 1993. Notre but était de construire un indice synthétique mesurant le niveau ainsi que l'étendue de la protection sociale dans chaque Etat.

Pour ce faire, nous avons défini et sélectionné, pour chacune des neuf fonctions classiques de la sécurité sociale (à savoir: la Vieillesse, la Survie, les Prestations familiales, la Maternité, les remboursements de Soins de Santé, les indemnités de Maladie, l'Invalidité, les Risques professionnels et le Chômage), un ensemble de critères, d'indicateurs pertinents normatifs (en général qualitatifs) et statistiques (quantitatifs). A l'aide de ces différents critères normatifs et statistiques, nous avons élaboré un indice synthétique pour les neuf fonctions.

Les critères normatifs et statistiques ont été choisis en tant qu'instruments de mesure d'éléments caractéristiques, représentatifs du degré de protection des neuf fonctions. Signalons toutefois que le champ d'observation s'est limité, dans un souci de comparabilité, aux régimes de base des seuls travailleurs salariés.

³ de Falleur M., Dispersyn M., Guillaume Y., Hecq C., Lange B., Meulders D. et Van der Vorst P., "La construction d'un serpent social européen", numéro spécial de la Revue Belge de Sécurité Sociale, à paraître.

1.2. Méthode et mécanisme ⁵

Pour la plupart des fonctions de protection sociale de la recherche de base, les critères retenus ont pu être regroupés en deux catégories: les catégories "indice normatif total" et "indice statistique total".

Les critères normatifs proviennent des dispositions légales et réglementaires. En synthétisant celles-ci, ils traduisent généralement l'accessibilité aux prestations, les périodes de prises en charge, la plus ou moins grande flexibilité des systèmes, ainsi que les méthodes de calcul des montants des prestations et leurs fourchettes.

Les critères statistiques sont des indicateurs de résultat. Essentiellement, il s'agit de mesures du niveau moyen des prestations. Partant de la réalité, ou de l'idée qu'on peut s'en faire au travers des statistiques, ils permettent de juger l'effectivité des dispositions normatives.

La méthode appliquée peut être scindée en quatre phases successives.

La première phase a consisté en la collecte des données de départ (recherches statistiques et quantification des informations normatives.)

Lors de la seconde phase, nous avons transformé les données s'il y avait lieu. Certains critères n'ont pas nécessité de transformation. D'autres au contraire ont dû être traités et ce, pour deux raisons distinctes: il est en effet arrivé que les critères ne soient pas exprimés au départ dans les mêmes unités; ce fut typiquement le cas des montants exprimés en monnaies nationales. Ils ont alors été convertis en ECU, en SPA, et en % du salaire SEC. Pour d'autres critères, nous avons dû opérer des transformations de façon à donner à chaque fois la valeur la plus élevée au pays qui connaissait la situation la plus favorable au regard du critère considéré.

⁵ Ce point est extrait de: de Falleur M., Dispersyn M., Guillaume Y., Hecq C., Lange B., Meulders D. et Van der Vorst P. : "La construction d'un serpent social européen", numéro spécial de la Revue Belge de Sécurité Sociale (à paraître)

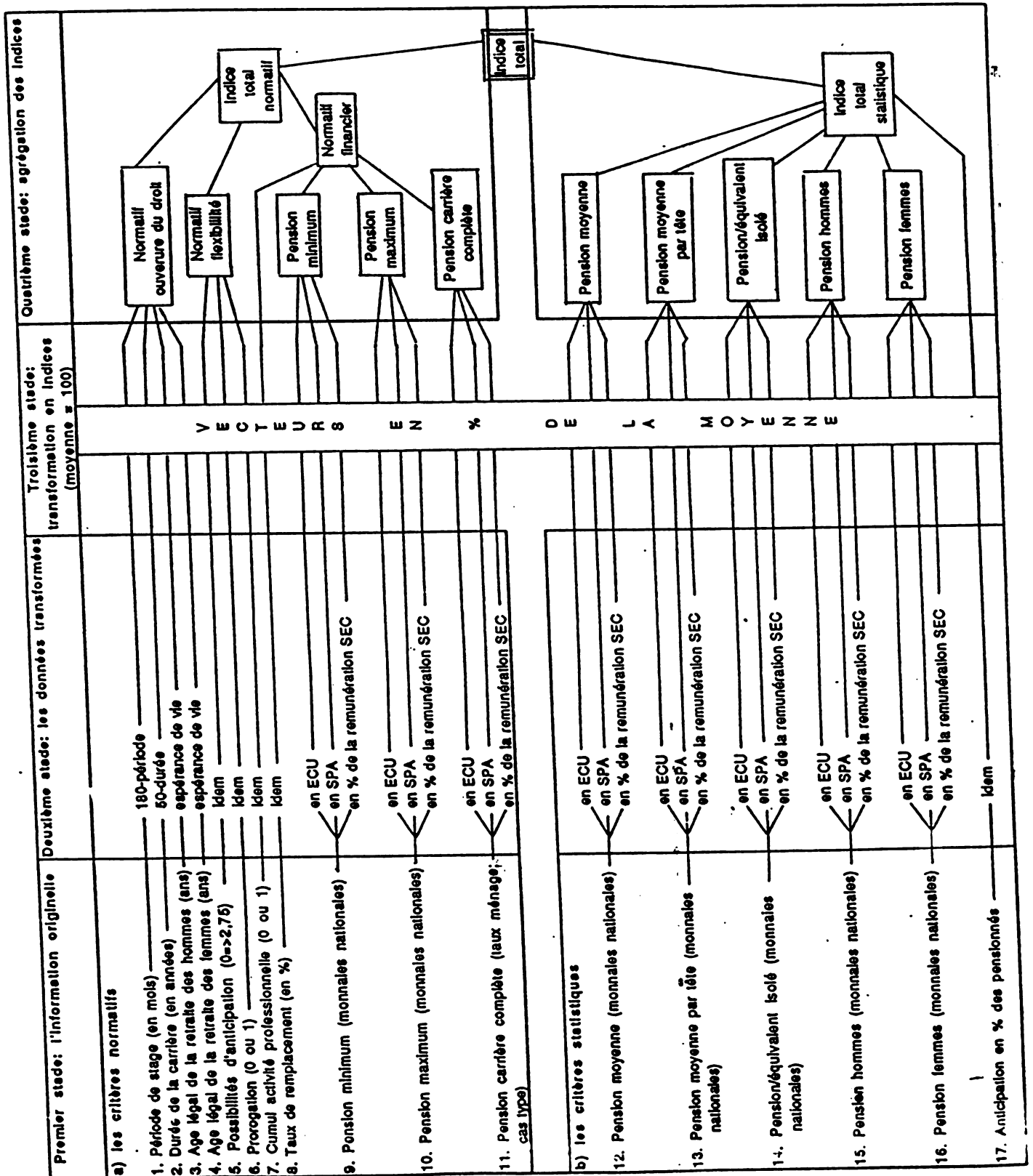
Pendant la troisième phase, nous avons transformé les vecteurs de chaque critère en indices: on a exprimé la valeur de chaque Etat en % de la moyenne communautaire.

Enfin, la quatrième phase fut celle de l'agrégation des indices. L'agrégation s'est faite en calculant les moyennes des indices, et en pondérant chaque indice -chaque critère-, par l'inverse de son écart-type.

Un résumé des quatre stades d'agrégation est présenté, pour la fonction Vieillesse, au Graphique 1.

Une description détaillée de la méthode figure à l'annexe 1

Graphique 1: Les quatre stades d'agrégation de la fonction Vieillesse



Extrait de: de Falleur M., Dispersyn M., Guillaume Y., Hecq C., Lange B., Meulders D. et Van der Vorst P. : "La construction d'un serpent social européen", numéro spécial de la Revue Belge de Sécurité Sociale (à paraître)

Section 2 : Résultats

2.1. Etude de base (résultats présentés en annexes)

Si l'on tient compte de l'indice total normatif statistique total (c'est-à-dire l'indice recouvrant l'ensemble des fonctions), un pays (le Luxembourg) sort du lot; il est suivi par un duo composé du Danemark et des Pays-Bas. D'autres pays évoluent légèrement au dessus de la moyenne (R.F.A., Belgique, France (pour un meilleur statistique), Italie et Espagne (meilleur normatif mais plus faible en 1988). Restent le Portugal, l'Irlande et le Royaume-Uni qui ont des indices sensiblement en-dessous de la moyenne communautaire du fait, pour le Portugal, d'un statistique très modeste et, pour l'Irlande et le Royaume-Uni de mauvaises performances en normatif et en statistique.

Le Tableau 1 présente les positions des pays pour chaque fonction pour l'indice total normatif statistique 1988 ainsi que leur position pour l'indice total normatif statistique total pour cette même année 1988. Le total pondéré est le classement avec pondération pour chaque fonction par sa part dans les dépenses SESPROS tandis que le total non-pondéré est le classement effectué d'après la moyenne des classements.

Tableau 1: Classement des pays pour les différentes fonctions

	POR	DAN	RFA	IRL	ITA	LUX	UK	BEL	NED	FRA	ESP
Vieillesse	9	5	3	11	2	1	10	7	6	4	8
Survie	10	(*)	4	7	6	1	9	3	2	8	5
Prestations familiales	11	3	6	10	8	4	7	1	5	2	9
Maternité	8	1	5	9	6	2	11	7	4	3	10
Soins de santé et maladie	5	2	3	10	6	1	11	9	8	7	4
Invalidité	7	3	9	10	6	2	8	4	1	11	5
Risques professionnels	8	5	4	9	6	1	10	3	(*)	2	7
Chômage	9	2	6	10	11	3	8	1	5	4	7
Total pondéré	9	2	6	11	4	1	10	5	3	7	8
Moyenne	8,38	3,00	5,00	9,50	6,38	1,88	9,25	4,38	4,43	5,13	6,88
Total non-pondéré	9	2	5	11	7	1	10	3	4	6	8

(*) Ces pays n'entrent pas en considération car on leur a attribué arbitrairement la moyenne 100 pour les fonctions considérées étant donné que ces fonctions sont incorporées dans une ou plusieurs autres pour les pays en question.

Source: de Falleur M., Dispersyn M., Guillaume Y., Hecq C., Lange B., Meulders D. et Van der Vorst P. : "La construction d'un serpent social européen", numéro spécial de la Revue Belge de Sécurité Sociale (à paraître)

On peut voir au Tableau 1 que les pays les mieux classés au total (Luxembourg et Danemark) et les pays les moins bien classés (Portugal, Irlande, Royaume-Uni et Espagne) le sont souvent pour la plupart des fonctions (voir la correspondance entre le total pondéré et le total non-pondéré).

Pour les autres pays, la pondération attribuée à chacune des fonctions (la vieillesse ayant un poids de 37% et la maladie de 26%) fait que le résultat total ne correspond pas toujours aux différents résultats enregistrés (le total pondéré ne correspond pas toujours au total non-pondéré).

Ces résultats sommaires et évidents nous ont poussé à aller plus loin dans l'analyse de ceux-ci; c'est pourquoi nous avons construit un "diamant social" européen (point 2.2.) et que nous avons recouru à deux méthodes plus classiques: la "clusters analysis" (point 2.3.) et l'analyse en composantes principales (point 2.4.).

2.2. Diamant social européen

Le Tableau 2 reprend, pour l'année 1988, l'indice normatif statistique minimum et maximum pour chaque fonction ainsi que l'indice belge. Tous ces indices se rapportent à une moyenne communautaire que nous avons fixée égale à 100.

Tableau 2: Les données du diamant

Fonctions	Indice normatif statistique minimum	Indice normatif statistique maximum	Belgique	Moyenne communautaire
Vieillesse	72,68 (IRL)	120,23 (LUX)	96,27	100
Survie	76,56 (POR)	149,90 (LUX)	114,84	100
Prestations familiales	82,18 (POR)	146,84 (BEL)	146,84	100
Maternité	65,01 (UK)	160,64 (DAN)	100,42	100
Soins de santé	84,85 (NED)	110,70 (LUX)	92,53	100
Maladie	64,01 (UK)	155,79 (DAN)	87,70	100
Invalidité	80,24 (FRA)	193,18 (NED)	116,68	100
Risques professionnels	50,36 (UK)	203,72 (LUX)	130,78	100
Chômage	70,08 (ITA)	153,80 (BEL)	153,80	100

Source: de Falleur M., Dispersyn M., Guillaume Y., Hecq C., Lange B., Meulders D. et Van der Vorst P. : "La construction d'un serpent social européen", numéro spécial de la Revue Belge de Sécurité Sociale (à paraître)

Les informations du Tableau 2 nous ont permis de construire le diamant qui apparaît au Graphique 2.

Le principe du diamant est le suivant:





1°) Nous avons d'abord construit un graphique polaire comprenant neuf axes et quatre coordonnées par axe; chaque axe reproduit une fonction de la protection sociale (Vieillesse, Survie,...). Sur chaque axe, échelonné de 0 à 250, nous avons représenté quatre points: l'indice normatif statistique minimum, l'indice normatif statistique maximum, l'indice belge et la moyenne communautaire.

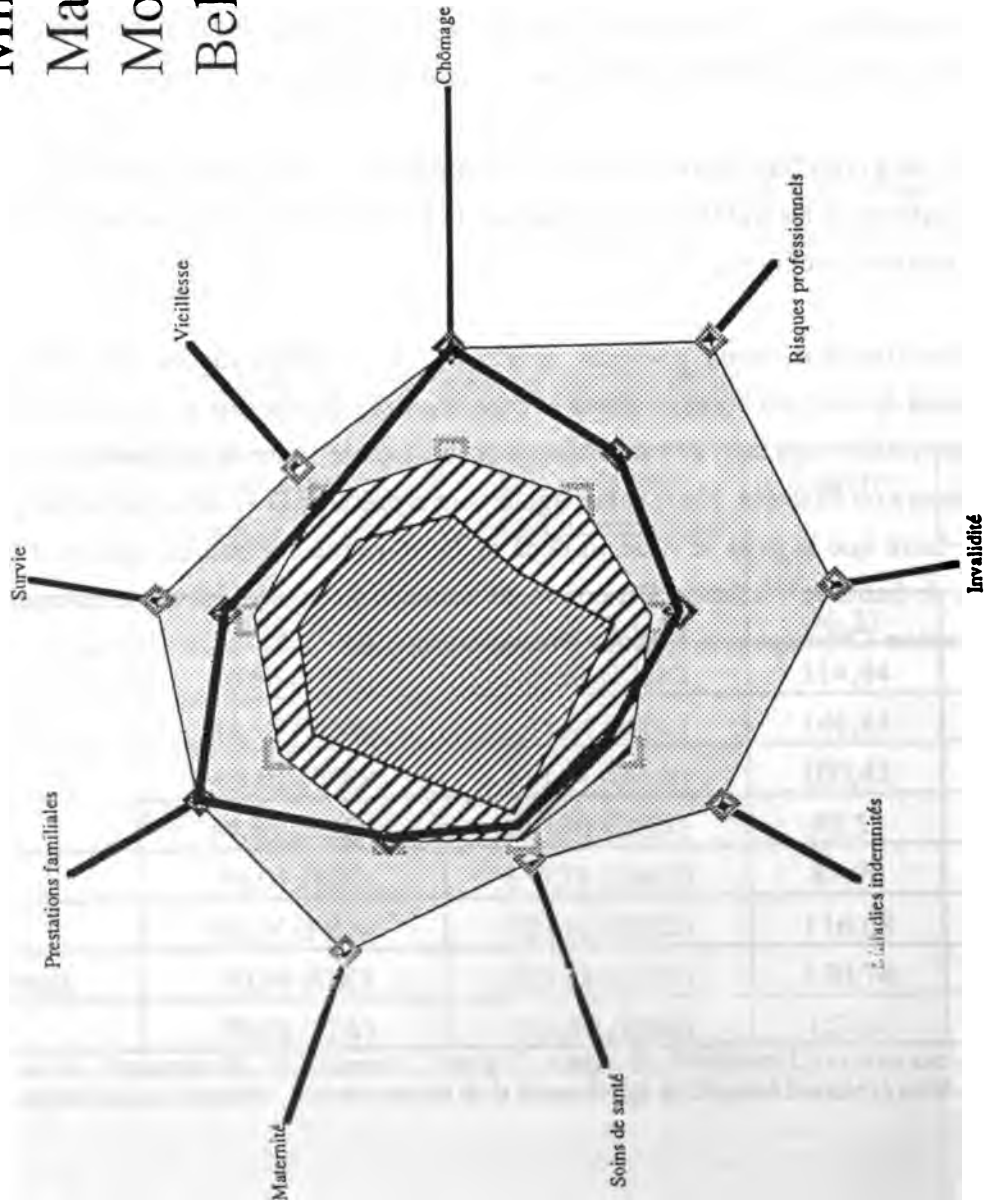
2°) A ce stade, nous avons rejoint chaque coordonnée de même type (par exemple les coordonnées de la Belgique) de manière à obtenir une surface bien spécifique. De cette façon, nous en avons quatre, représentant le maximum européen (la plus grande), le minimum européen (la plus petite), la Belgique et la moyenne communautaire (la plus régulière).

Ce type de graphique nous permet des comparaisons très aisées, notamment en ce qui concerne les écarts entre les minima et les maxima, la position d'un pays par rapport à la moyenne pour une ou plusieurs fonctions.

Grâce au diamant, nous pouvons apercevoir les faibles disparités entre pays de la Communauté pour la fonction Soins de Santé et dans une moindre mesure pour la fonction Vieillesse. Au contraire, les différences sont énormes tant pour la fonction Risques professionnels que pour les fonctions Chômage ou Maladie. Nous avons également représenté la situation de la Belgique et nous pouvons en déduire que le pays se situe en-deçà de la moyenne communautaire pour les fonctions Maladie, Soins de Santé et Vieillesse. Par contre, la situation de ce pays est très avantageuse en ce qui concerne la fonction Chômage et la fonction Prestations familiales.

Graphique 2: Diamant social européen

-  Minimum CEE
-  Maximum CEE
-  Moyenne CEE
-  Belgique



2.3. Les "clusters analysis"

§ 1. Champ d'observation

L'information statistique grecque n'étant pas disponible pour certaines fonctions, nous n'avons retenu que les onze autres pays de la Communauté européenne. Chaque pays est caractérisé par 45 variables: à savoir, la valeur de leur indice normatif statistique pour chaque fonction et cela pour une période de 5 ans (de 1984 à 1988).

Nous avons donc construit une matrice 11 x 45 et nous nous sommes limités à cinq clusters.

§ 2. Les méthodes utilisées

Nous avons testé plusieurs méthodes de "clustering" que nous pouvons classer en deux catégories selon que la partition des données dans les clusters s'effectue sur base d'un indice de dissimilarité ou sur base d'un indice de similarité.

a) Les clusters analysis basées sur un indice de dissimilarité

Dans cette catégorie, nous avons tenté de minimiser la dissimilarité entre les objets d'un même cluster et de maximiser la dissimilarité entre les objets de clusters différents.

L'indice de dissimilarité utilisé est la distance euclidienne ou basée entre les deux éléments. Les regroupements effectués l'ont été selon quatre méthodes: la méthode BAVERAGE (le lien moyen entre les groupes), la méthode WAVERAGE (le lien moyen à l'intérieur des groupes), la méthode CENTROID basée sur les centres de gravité et la méthode WARD.

b) Les clusters analysis basées sur un indice de similarité

Dans cette catégorie, nous avons tenté de maximiser la proximité entre les objets d'un même cluster et de minimiser la proximité entre objets de clusters différents.

L'indice de similarité utilisé est le cosinus des angles formés par deux éléments. Les regroupements effectués l'ont été selon deux méthodes: la méthode BAVERAGE et la méthode WAVERAGE.

§ 3 . Résultats

Avant toute chose, il nous faut signaler une grande stabilité des clusters quel que soit l'indice utilisé (similarité ou dissimilarité). Il en est de même en ce qui concerne les méthodes utilisées: les résultats sont identiques si l'on excepte de légères différences lors de la cluster analysis où les regroupements sont effectués selon la méthode de WARD.

Ceci nous incite à penser que les groupes issus de nos différentes clusters analysis sont homogènes et présentent des caractéristiques semblables.

Le **groupe 1** comprend les pays du Sud de l'Europe (Portugal, Italie, Espagne) ainsi que les pays britanniques à régime universel (Royaume-Uni et Irlande). Ces pays ont tous un indice total statistique en-dessous de la moyenne communautaire et un indice total normatif statistique en-dessous ou légèrement supérieur à la moyenne communautaire.

Le **groupe 2** comprend le Danemark, pays à indices totaux normatif et statistique similaires et sensiblement supérieur à la moyenne.

Le **groupe 3** se compose de la R.F.A., la Belgique et la France. Ces pays ont un indice total normatif statistique légèrement supérieur à la moyenne communautaire. Toutefois, on remarquera que pour presque toutes les fonctions, l'indice total statistique est supérieur à l'indice total normatif.

Le **groupe 4** comprend le Luxembourg, pays le mieux classé dans bon nombre de fonctions tant au niveau normatif que statistique.

Le **groupe 5** est composé des seuls Pays-Bas qui obtiennent généralement un excellent indice statistique pour l'ensemble des neuf fonctions et un indice normatif supérieur à la moyenne des Etats Membres.

En guise de conclusion, on signalera que le classement des pays obtenu à l'aide de ces méthodes spécialisées dans l'analyse multidimensionnelle, corroborent les résultats de l'étude qui a servi de base au présent papier (voir le Tableau 1 et les commentaires de celui-ci).

2.4. Analyse en composantes principales : évolutions nationales

Nous prolongeons ici l'analyse descriptive des résultats obtenus sous forme d'indices, en utilisant la méthode de l'analyse en composantes principales (ACP). Entre autres applications, l'ACP permet d'établir les degrés de corrélation entre différentes variables ; les variables seront ici les

indices calculés pour chacune des fonctions. L'analyse est appliquée pays par pays, et permet sur la période 1984-1988 d'examiner le comportement de chaque Etat par rapport aux moyennes européennes.

La méthode consiste à remplacer les variables corrélées (ici les indices totaux de chaque fonction de protection) par un nombre inférieur ou égal de variables indépendantes, appelées facteurs ou composantes principales, contenant presque toute l'information des variables initiales.

Le Tableau 3 synthétise l'information obtenue par l'analyse en composantes principales : sont reprises les premières composantes pour chaque pays expliquant au minimum 10% de la variance totale (la dernière ligne indique la part de la variance totale expliquée par le facteur). Afin de clarifier le tableau, les coefficients des facteurs (qui sont les coefficients de corrélation entre les facteurs et les variables) ne sont repris que s'ils sont supérieurs à 65%.

On lira le Tableau 3 de la façon suivante : le premier facteur de la RFA, par exemple, explique 57% de la variance des indices de ce pays. La corrélation du facteur est la plus forte (96%) avec l'évolution de l'indice Soins de santé. Cet indice connaît une progression régulière sur la période, excepté une légère diminution en 1988. Dès lors, les autres corrélations positives significatives (comme l'Invalidité avec 92%, ou la Survie avec 87%) indiquent que ces fonctions suivent à peu près la même évolution. A l'inverse, l'indice des Risques professionnels est négativement corrélé (-88%) avec le facteur. L'évolution de cet indice est donc opposée aux cas des autres fonctions : diminution jusqu'en 1986, et légère remontée depuis lors.

a) Pays marqués par des tendances à la progression (Portugal, RFA, Italie, Luxembourg, Espagne)

Le Portugal est le pays qui montre le profil le plus uniforme des onze : le premier facteur explique à lui seul 87% de la variance. L'examen des composantes du facteur permet de constater que les indices de huit des neuf fonctions suivent pratiquement la même évolution : une progression par rapport à la moyenne européenne; seule la fonction Maladie a une évolution inverse.

Deux autres pays du Sud sont en progression : l'Italie et l'Espagne. C'est surtout vrai pour le premier pays si l'on tient compte des importances respectives des fonctions : la Vieillesse et les Soins de santé où l'Italie améliore ses indices sont les deux fonctions les plus conséquentes, par les montants financiers en jeu, et par les personnes concernées. En Espagne, un effort est réalisé pour les Soins de santé, mais les autres améliorations notables concernent des fonctions plus résiduelles. Bien plus, on enregistre une baisse pour la fonction Vieillesse.

Tableau 3: Analyse en composantes principales des indices de protection par pays, 1984-1988.

Composante	POR	DAN		RFA		IRL		ITA		LUX		UK		BEL			NED		FRA		ESP		
		1	2	3	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	3	1	2	1	2		
Vieillesse	98	88			-76	97		93		83		96		91			71		81			-85	
Survie	94	88		87		75	92		91		95		76			77		86				91	
Prestations familiales	89		82		79	-74		74				95		94			-80		98			69	
Chômage	93		-78		83		-81	-67		94		98		-92			77					84	74
Risques professionnels	85		87		-88		-75		96				93		94		95		78			94	
Maternité	97		76		66	81		87		84		81				81	-67				71	71	
Maladie	-97			71	67	-99		-81		76		68		99			-97		-97			85	
Invalidité	95		69	68	92		68		-97	74		67		97			95				87	-97	
Soins de santé	93	89			96		98		73	99		92			94		99		96			97	
Part de la variance expliquée (en %)	87	36	34	26	57	31	65	23	58	61	26	69	19	66	19	12	69	25	63	30	62	22	

Enfin, deux pays déjà bien placés au départ, sont encore marqués par des progressions : la RFA et surtout le Luxembourg.

b) Pays marqués par des tendances à la dégradation : Royaume-Uni, France et Belgique

Des trois pays, le Royaume-Uni est le plus clairement en régression : l'indice des neuf fonctions est systématiquement moins élevé en 1988 qu'en 1984. Seules deux fonctions n'enregistrent que de faibles baisses : les Risques professionnels et Maladie indemnités.

Les évolutions de la Belgique et de la France sont moins remarquables. Le recul y est moins généralisé; la situation relative des chômeurs belges, par exemple, continue à s'améliorer.

c) Sans tendance claire : Danemark, Irlande et Pays-Bas

Trois composantes principales expliquent des parts significatives de la variance au Danemark, ce qui est beaucoup plus que dans les autres pays et montre que les évolutions des indices suivent des scénarios différents d'une fonction à l'autre.

En Irlande et aux Pays-Bas, le premier facteur explique 65 et 69% de la variance, mais la corrélation de chaque fonction y est pour certaines positives et négatives pour d'autres, ce qui signifie que ces pays connaissent des évolutions divergentes selon la fonction.

Section 3 : Confrontation des résultats de la méthode Prométhée

3.1. Problèmes liés à la construction d'un indice de protection sociale⁶

Les problèmes que l'on rencontre lors de la construction d'un indice de protection sociale sont à regrouper en quatre grands groupes .

Premièrement, une comparaison internationale des systèmes de sécurité sociale revient à comparer des champs d'observation différents. La distinction la plus marquée est celle qui concerne les régimes universels (liés à la citoyenneté) et les régimes contributifs (liés au travail). Dans la même

⁶ Ces problèmes sont répertoriés et détaillés dans: de Falleur M., Dispersyn M., Guillaume Y., Hecq C., Lange B., Meulders D. et Van der Vorst P. : "La construction d'un serpent social européen", numéro spécial de la Revue Belge de Sécurité Sociale (à paraître)

catégorie de difficulté, on notera la division de l'ensemble de la protection sociale en différentes fonctions de la Sécurité sociale: plusieurs risques sociaux peuvent être couverts dans un même régime et d'autre part, le cumul de prestations de multiples fonctions ou régimes biaise la comparaison des prestations moyennes.

Deuxièmement, la transformation d'une information normative, établie dans des textes, en une information chiffrée n'est pas immédiate et implique bien souvent des choix subjectifs, qui auront une incidence sur le résultat final (unités, échelles d'écart, etc.).

Troisièmement, l'information statistique disponible dans le domaine social est plus ou moins abondante selon les pays; en particulier l'Espagne et la Grèce sont assez pauvres dans ce domaine. Ces lacunes doivent être comblées par la formulation d'hypothèses, qui peuvent remettre en cause la fiabilité de certains résultats.

Enfin, quel système de poids associés aux critères doit-on adopter ? La prise en compte de plus d'un critère, pour être nécessaire, est cependant à la base d'une difficulté majeure. Le choix est politique: doit-on privilégier le niveau des prestations ou la couverture ? les montants minimum ou moyens ? etc., et si oui, dans quelle mesure ?

Le choix adopté (pondération par l'inverse de l'écart-type), l'a été pour des considérations techniques et dans un souci de neutralité, mais il ne règle pas la question. De plus, ce choix neutre ne permet pas d'évacuer tous les effets d'ordre subjectif sur la pondération. La pondération implicite, qui découle du choix des critères de départ, ou encore le choix des unités et échelles d'écart lors de la quantification des critères normatifs jouent sur le système de poids associés aux critères, et donc sur le résultat final.

Afin de tester les propriétés des indices que nous avons construit, et spécialement l'implication des choix effectués en matière de pondération, nous avons confronté les résultats de la fonction Invalidité en 1988 avec ceux obtenu par une méthode mathématique d'aide multicritère à la décision.

3.2. Méthode PROMETHEE

La méthode mathématique PROMETHEE d'aide multicritère à la décision permet de construire une relation de surclassement valué entre différentes actions à effectuer sur base de plusieurs critères. Les différentes actions possibles seraient ici le choix pour un européen d'être assuré pour un risque social déterminé dans l'un ou l'autre des Etats Membres de la CEE en fonction des critères que nous avons retenus.

On attribue à chaque critère une pondération p_j révélant l'importance qu'on y attache, et on calcule pour chaque couple d'action (chaque couple de systèmes nationaux) le degré de surclassement:

$$\Pi(a,b) = \frac{1}{P} \sum_{j=1}^n p_j F_j(a,b)$$

où $P = \sum_{j=1}^n p_j$ et où $F_j(a,b)$ est un nombre compris entre 0 et 1, d'autant plus grand que $g_j(a) - g_j(b)$ est grand et nul si $g_j(a) \leq g_j(b)$.

La forme de la fonction $F_j(a,b)$ et sa relation avec la fonction $g_j(a) - g_j(b)$ doivent être définies par l'utilisateur de la méthode. Nous avons fixé les paramètres de ces fonctions de façon à obtenir une relation de préférence stricte immédiate; c'est-à-dire que $F_j(a,b) = 1$ dès que $g_j(a) - g_j(b) > 0$ (ici, $a - b > 0$)⁷

Cette méthode ayant fait l'objet d'un logiciel (PROMCALC) qui contient la détermination de la relation de surclassement valué mais également une analyse de sensibilité du résultat par rapport aux poids p_j , il était intéressant de soumettre les données de base utilisées pour l'une des fonctions à cette méthode, d'en comparer les résultats à l'indice construit comme précédemment, et de refaire l'analyse sur l'implication du système de pondération

3.3. Méthode PROMETHEE appliquée à la fonction Invalidité

Nous avons réalisé cet exercice sur les données de la fonction Invalidité pour huit pays (étant données les capacités du logiciel). Le Tableau 4 reprend les critères de départ, ainsi que l'indice total (normatif statistique) calculé en adoptant le système de pondération indiqué à la dernière ligne du tableau.

⁷ Voir Vincke Ph.: "L'aide multicritère à la décision", Collection SMA, Editions de l'Université de Bruxelles, Bruxelles 1989, pp.102-105.

Tableau 4: Données de base 1988

	Bénéficiaires	Taux d'invalidité	Autres allocations	Allocation minimum	Allocation maximum	Allocation moyenne	Indice total
POR	0	66,6	1	74,7	142,9	71,8	92,5
DAN	1	50,0	1	164,0	101,3	113,2	133,9
IRL	0	66,6	1	103,0	38,9	99,1	90,5
LUX	0	66,6	0	176,5	111,6	202,1	151,9
BEL	0	66,6	0	156,0	71,7	134,9	108,8
NED	1	25,0	1	221,3	124,5	148,0	170,2
FRA	0	66,6	0	52,8	83,1	85,6	75,2
ESP	0	33,3	0	104,8	116,2	98,5	104,7
Poids du critère	1,85	16,59	2,71	10,48	18,06	50,31	

Les trois critères financiers (allocations minimum, maximum et moyenne) sont les indices agrégés des montants exprimés en ECU, en SPA et en % d'une rémunération de référence, le salaire moyen SEC.

En conservant un système de pondération identique, la méthode PROMETHEE donne les résultats suivants (les pays sont classés par ordre décroissant; la valeur de la statistique Φ donne le degré de préférence pour chaque système national):

Tableau 5

Pays	Φ
NED	0,790
LUX	0,512
DAN	0,193
BEL	0,010
ESP	-0,055
IRL	-0,358
POR	-0,458
FRA	-0,633

On remarque que l'ordre des préférences est conservé à une exception près: le Portugal est ici classé après l'Irlande; notons cependant que les indices des deux pays étaient très proches (92,5 et 90,46) et que les statistiques Φ ne sont pas fort différentes non plus (-0,358 et -0,458)

L'analyse sur l'impact de la pondération est également intéressante. Le Tableau 6 indique dans la première colonne la pondération qui a été adoptée, et dans la seconde l'intervalle des possibilités de pondérations alternatives du critère qui ne modifieraient pas le classement des pays:

Tableau 6

Critère	Pondération	Intervalle "neutre"
Bénéficiaires	1,85	0 - 29,72
Taux d'invalidité	16,59	0 - 22,30
Autres allocations	2,71	0 - 29,20
Allocation minimum	10,48	0 - ∞
Allocation maximum	18,06	5,8 - 23,06
Allocation moyenne	50,31	42,7 - 111,63

Il apparaît que les plages de pondération ne modifiant pas le classement des pays sont relativement importantes. La pondération du critère "Allocation minimum" n'a aucune influence sur le classement car le classement partiel pour ce seul critère correspond au classement général obtenu par la méthode PROMETHEE.

Seuls les critères "Allocation maximum" et "Taux d'invalidité" sont pondérés près des bornes de l'intervalle. Ainsi, si le critère "Allocation maximum" est pondéré à 23,5, le Portugal dépasse alors l'Irlande; de même, si le taux d'invalidité est pondéré à 22,5, c'est l'Espagne qui cette fois précède la Belgique.

On le voit, pour modifier l'ordre des pays, il faut recourir à des variations relativement substantielles du système de pondération.

Nous avons procédé à la même analyse en attribuant la même pondération à chacun des critères. Le classement du Tableau 7 montre que celui-ci n'est pas modifié aux extrêmes, les Pays-Bas et la France conservent respectivement la première et la dernière position. Les autres places sont toutes modifiées, mais pas fondamentalement dans la mesure où les changements de position ne sont jamais supérieurs à un déplacement de deux places (Belgique: -2 places et Portugal: +2 places).

Tableau 7

Pays	Φ
NED	0,790
DAN	0,512
LUX	0,193
ESP	0,010
POR	-0,055
BEL	-0,358
IRL	-0,458
FRA	-0,633

Conclusion

Nous avons proposé une méthode d'agrégation de différents critères de protection sociale conduisant à la construction d'indices par fonctions de sécurité sociale. L'exposé des résultats dans la deuxième partie laisse apparaître des différences marquées, comme on pouvait le supposer, mais on n'a pas identiquement retrouvé les pays dans les positions que l'on aurait pu s'attendre à les voir occuper. Nous pensons en particulier au Royaume-Uni, à l'Espagne (pour la Vieillesse) et à la Belgique.

L'exercice de la construction d'indice de protection sociale pose, nous l'avons vu, de nombreux problèmes: problèmes de définition des champs d'observation, problèmes de quantification ou d'ordre statistique, et des problèmes de pondération des critères.

Dans la troisième section, nous avons testé notre méthode d'agrégation avec une méthode mathématique alternative pour la fonction Invalidité. Les résultats concordent dans les grandes lignes. Par des voies différentes, on parvient plus ou moins aux mêmes conclusions. Cette comparaison ne permet toutefois pas de conclure à la "robustesse" des indices, les résultats pouvant peut-être différer fortement dans le cas d'autres fonctions.

On pourrait cependant concevoir des systèmes de poids respectant la logique d'ensemble de l'étude. Les critères pris en compte concernent la situation de l'individu face au système: années de cotisation nécessaires, prestations moyennes, etc. La démarche a été de se placer du point de vue de l'individu. la logique serait d'adapter à l'agrégation un système de poids représentatifs des souhaits des individus: privilégient-ils la couverture?, le niveau des prestations?, les facilités d'accès? Une possibilité d'appréhender des éléments de réponse serait, par exemple, de mener des enquête auprès des décideurs politiques de chaque pays ou encore auprès des organisations syndicales.

Annexe 1 : Description technique de la méthode d'agrégation⁸

Première phase: l'ensemble de base

On part d'un ensemble de n critères i (normatifs ou statistiques) exprimés pour l'année t par des vecteurs $C_{i,t}$ dont les éléments sont $C_{i,j,t}$ ($C_{i,t}$ est par exemple le vecteur des 12 ($j = 1, \dots, 12$) Allocations d'invalidité exprimées en ECU). On négligera, là où il n'est pas nécessaire, l'indice t de datation pour alléger l'écriture.

Deuxième phase: transformation des critères

Les vecteurs C_i sont transformés, lorsqu'il y a lieu, de façon à obtenir les deux conditions suivantes:

- (i) pour tout vecteur C_i , les éléments c_{ij} sont exprimés dans les mêmes unités ;
- (ii) pour tout vecteur C_i , - $c_{ij} > c_{ik}$ si la situation du pays j est plus favorable que la situation du pays k
- $c_{ij} = c_{ik}$ si la situation du pays j est jugée équivalente à celle du pays k .

Au cours de cette deuxième phase, on procède également au calcul des moyennes communautaires propres à chaque critère C_i :

Calcul de la moyenne MC_i des C_{ij}

$$MC_i = \sum_{j=1}^{12} p_j \cdot C_{ij}$$

où p_j est le coefficient de pondération du pays j , avec $\sum_{j=1}^{12} p_j = 1$

⁸ Extrait de: de Falleur M., Dispersyn M., Guillaume Y., Hecq C., Lange B., Meulders D. et Van der Vorst P. : "La construction d'un serpent social européen", numéro spécial de la Revue Belge de Sécurité Sociale (à paraître)

Troisième phase: transformation en indices

*Calcul des éléments normalisés par la moyenne
et de leur écart-type*

$$N_{ij} = 100 \frac{C_{ij}}{MC_i}$$

$$\text{d'écart-type } \sigma_i = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{12} (N_{ij} - 100)^2}{12}}$$

On obtient ainsi un nouvel ensemble de critères N_i (représentés par des vecteurs d'éléments N_{ij} , de moyenne 100 et d'écart-type σ_i).

Quatrième phase: agrégation des indices

On construit des vecteurs agrégés A_i à partir de n critère transformés en indices N_i . Les éléments des indices agrégés A_i sont:

$$a_{ij} = \frac{100 \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sigma_i} N_{ij}}{\left(\sum_{j=1}^{12} \sum_{i=1}^n \frac{1}{\sigma_i} p_j N_{ij} \right)}$$

Le vecteur total normatif A_n est le vecteur agrégé des n_1 vecteurs normatifs de départ; le vecteur total statistique A_s des n_2 vecteurs statistiques. Le vecteur total normatif statistique des $n_1 + n_2$ vecteurs de départ.

Annexe 2 : Les indices des différents pays pour chacune des fonctions⁹

Portugal

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	91.94	49.97	78.87	85.79	48.40	71.64	89.31	55.92	80.26	98.68	40.49	75.13	107.72	30.28	89.92
1985	91.26	48.80	78.06	85.09	47.37	71.29	89.12	53.90	79.67	97.32	45.80	77.25	108.52	30.75	90.90
1986	91.10	50.86	78.24	83.61	48.20	70.45	89.90	59.23	81.56	97.87	48.91	78.87	108.25	32.36	91.10
1987	97.72	54.40	83.88	89.15	50.15	74.84	89.93	60.88	82.97	100.07	51.49	81.27	110.00	36.77	93.85
1988	97.60	55.05	83.96	90.87	50.73	76.51	89.00	60.08	82.28	103.58	48.22	82.53	110.01	37.76	93.35
	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé					
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total			
1984	71.08	44.92	61.27	134.21	59.22	98.25	115.83	57.75	85.82	115.38	83.58	101.03			
1985	68.48	45.20	60.04	134.15	60.37	97.81	107.10	55.69	81.73	115.25	84.65	101.74			
1986	66.33	47.58	59.51	133.94	61.60	96.95	105.33	58.05	81.65	116.13	85.87	102.28			
1987	67.73	53.28	62.32	134.08	51.34	92.88	126.29	65.18	94.30	116.17	87.25	103.12			
1988	68.42	55.28	63.54	134.00	49.86	94.11	128.23	66.69	96.14	116.25	87.31	103.42			

Danemark

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	105.94	103.79	105.27	105.94	103.79	105.27	87.70	149.93	104.57	125.23	175.18	145.45	104.98	196.68	126.0
1985	105.22	104.77	105.08	105.22	104.77	105.08	87.44	150.29	104.29	124.77	179.31	146.02	114.65	247.68	144.7
1986	104.46	103.99	104.31	104.46	103.99	104.31	87.43	150.22	104.49	123.98	173.27	143.11	124.32	280.53	159.6
1987	102.93	102.19	102.69	102.93	102.19	102.69	95.59	175.99	114.86	125.21	178.21	145.72	124.78	290.20	161.2
1988	105.27	105.35	105.29	105.27	105.35	105.29	103.65	178.48	121.05	125.54	178.44	145.65	125.09	279.44	160.6
	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé					
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total			
1984	150.20	32.95	106.26	134.47	177.98	155.34	169.22	120.76	144.18	88.07	102.19	94.45			
1985	145.88	41.51	108.02	134.42	173.57	153.70	171.14	120.65	146.22	88.19	102.60	94.55			
1986	140.42	60.59	111.40	134.49	170.81	153.06	173.72	120.83	147.23	87.47	103.29	94.71			
1987	142.88	45.32	106.36	134.66	172.91	153.70	176.16	116.86	145.12	87.26	101.89	93.87			
1988	148.30	43.88	109.53	134.64	179.24	155.79	179.21	119.83	148.25	87.10	103.06	94.17			

⁹ Extrait de: de Falleur M., Dispersyn M., Guillaume Y., Hecq C., Lange B., Meulders D. et Van der Vorst P. : "La construction d'un serpent social européen", numéro spécial de la Revue Belge de Sécurité Sociale (à paraître)

République Fédérale d'Allemagne

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	104.51	112.85	107.11	105.29	107.60	106.16	101.51	99.05	100.84	84.68	137.29	105.97	113.50	117.28	114.3
1985	103.90	111.86	106.37	105.47	108.85	106.71	102.18	98.33	101.15	85.39	132.44	103.73	115.98	118.92	116.6
1986	104.06	112.44	106.74	105.14	110.09	106.98	102.99	98.00	101.64	86.26	138.66	106.59	117.37	109.92	115.6
1987	104.84	113.48	107.60	105.49	110.97	107.50	102.62	97.17	101.31	86.35	146.28	109.54	117.02	106.18	114.6
1988	106.16	117.25	109.72	106.18	112.82	108.56	102.11	97.69	101.09	87.15	147.13	109.95	117.90	105.16	114.9
	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé					
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	122.99	134.62	127.35	83.98	144.16	112.84	86.52	70.77	78.38	100.40	114.09	106.58			
1985	120.15	135.23	125.62	83.92	144.47	113.74	90.02	73.24	81.74	100.43	115.93	107.28			
1986	116.82	131.38	122.11	84.18	143.78	114.65	89.15	77.12	83.12	100.58	116.65	107.93			
1987	116.82	131.09	122.16	84.29	146.07	115.05	90.61	81.45	85.82	100.56	117.27	108.10			
1988	118.36	133.20	123.87	84.32	145.91	113.52	92.78	86.62	89.57	100.44	117.37	107.95			

Irlande

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	71.23	88.19	76.51	98.10	110.76	102.89	92.41	62.96	84.42	61.95	94.39	75.08	92.16	92.71	92.29
1985	71.38	85.46	75.76	97.79	106.74	101.07	92.02	61.98	83.97	61.61	100.51	76.77	93.20	89.48	92.36
1986	70.97	84.66	75.35	97.67	107.33	101.26	92.97	65.04	85.38	61.18	98.84	75.79	93.13	94.28	93.39
1987	70.43	83.05	74.46	97.60	107.51	101.24	92.93	65.42	86.34	60.89	98.79	75.55	87.13	103.00	90.63
1988	69.23	82.18	73.38	97.32	106.85	100.73	91.37	65.16	85.28	60.96	97.10	74.70	80.47	90.77	82.84
	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé					
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	68.83	26.52	52.97	102.64	67.00	85.55	66.07	103.47	85.39	92.88	88.60	90.95			
1985	74.92	27.62	57.76	102.47	69.06	86.01	65.60	97.11	81.15	92.88	87.10	90.33			
1986	80.30	26.95	60.90	103.77	76.53	89.85	64.24	104.46	84.38	92.51	87.04	90.00			
1987	80.35	29.68	61.38	105.22	86.04	95.67	67.94	102.19	85.87	91.40	83.35	87.77			
1988	80.11	28.03	60.77	105.33	88.16	97.19	69.23	102.86	86.77	91.23	79.90	86.21			

Italie

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	114.23	108.43	112.42	113.14	75.78	99.00	86.20	85.98	86.14	88.29	44.62	70.62	120.49	59.08	106.37
1985	115.43	109.34	113.54	114.08	77.44	100.67	85.75	85.08	85.57	88.33	42.79	70.59	120.26	61.99	107.06
1986	116.26	108.80	113.88	114.75	79.34	101.59	85.78	84.39	85.40	88.29	43.22	70.80	119.66	73.40	109.21
1987	117.37	109.07	114.72	113.61	81.66	101.88	86.80	83.81	86.09	88.55	39.53	69.58	120.48	66.08	108.48
1988	120.77	109.29	117.09	113.11	81.41	101.77	89.90	83.50	88.41	88.94	39.37	70.09	119.89	73.78	109.26
	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé					
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	71.68	132.40	94.44	126.53	106.99	117.16	110.27	96.49	103.15	101.98	90.89	96.98			
1985	83.54	133.52	101.67	126.48	99.04	112.96	113.36	99.22	106.38	101.68	90.88	96.91			
1986	94.10	128.51	106.61	126.22	96.39	110.97	115.29	98.68	106.97	101.33	89.99	96.14			
1987	95.37	132.24	109.17	126.35	95.69	111.08	112.98	98.70	105.51	101.94	92.58	97.71			
1988	95.86	131.23	108.99	126.26	95.99	111.91	112.58	94.27	103.03	102.15	93.37	98.26			

Luxembourg

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	96.91	154.50	114.85	126.15	150.38	135.32	120.20	114.34	118.61	143.89	104.87	128.10	121.31	179.80	134.7
1985	96.64	154.67	114.67	126.11	160.24	138.60	119.76	112.89	117.92	144.23	108.87	130.45	123.47	183.20	137.0
1986	99.77	151.74	116.38	125.34	158.83	137.79	121.70	119.10	120.99	143.48	109.12	130.15	125.13	199.69	141.9
1987	94.43	157.50	114.57	125.29	162.82	139.06	120.48	118.43	119.99	143.95	110.70	131.08	131.36	195.90	145.5
1988	101.25	162.28	120.82	137.25	175.36	150.89	119.73	117.23	119.15	144.67	112.51	132.45	131.45	186.20	144.0
	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé					
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	192.85	230.71	207.04	158.15	142.98	150.87	114.16	206.44	161.84	106.96	113.07	109.72			
1985	190.10	232.63	205.53	158.07	145.72	151.99	117.70	207.07	161.81	106.90	115.61	110.75			
1986	185.67	224.80	199.89	158.10	146.21	152.02	116.74	203.68	160.28	107.35	116.41	111.50			
1987	188.34	218.04	199.46	158.28	143.43	150.88	113.66	211.50	164.87	107.20	117.11	111.67			
1988	188.28	229.88	203.72	158.24	148.16	153.46	113.09	215.19	166.33	107.13	119.62	112.66			

Royaume-Uni

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	86.95	68.83	81.30	70.82	113.41	86.95	95.82	88.18	93.75	90.91	100.85	94.93	64.48	112.70	75.57
1985	86.23	67.83	80.51	70.51	113.92	86.39	95.56	87.86	93.49	90.95	97.88	93.65	63.27	109.02	73.63
1986	89.25	67.61	82.34	70.52	112.60	86.16	95.22	86.41	92.83	91.02	99.34	94.25	60.68	96.56	68.79
1987	85.86	66.67	79.73	70.40	112.90	86.00	95.13	84.58	92.60	91.09	90.66	90.92	62.13	80.53	66.19
1988	83.49	60.25	76.04	67.75	110.36	83.00	93.50	81.28	90.65	91.49	85.18	89.10	62.14	74.14	64.91
	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé					
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	63.76	29.30	50.85	61.39	68.26	64.68	70.02	118.29	94.96	108.74	88.65	99.67			
1985	62.43	28.77	50.22	61.50	69.85	65.62	69.29	116.06	92.37	108.66	88.26	99.65			
1986	61.05	40.84	53.71	61.57	71.03	66.40	70.63	116.39	93.55	108.98	88.08	99.42			
1987	59.22	41.12	52.44	60.86	68.95	64.89	69.31	115.16	93.31	108.77	84.64	97.88			
1988	56.48	40.00	50.36	60.99	67.37	64.01	68.94	113.52	92.18	108.96	83.30	97.59			

Belgique

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	102.08	89.37	98.12	111.90	121.42	115.50	136.38	193.05	151.74	155.99	135.31	147.62	113.15	56.42	100.10
1985	103.54	88.50	98.86	111.83	122.07	115.57	135.88	193.72	151.39	155.02	142.77	150.25	114.80	62.81	103.02
1986	102.18	86.23	97.08	112.12	119.95	115.03	136.05	192.93	151.51	153.25	146.02	150.45	116.00	62.88	103.99
1987	102.09	85.10	96.66	111.74	117.73	113.94	133.56	192.79	147.76	153.57	148.49	151.60	114.15	61.94	102.63
1988	101.53	85.30	96.33	113.52	117.58	114.97	132.84	193.82	147.02	153.69	154.28	153.91	113.48	57.82	100.65
	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé					
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	129.98	168.00	144.23	85.20	99.98	92.29	92.43	150.91	122.65	91.75	101.38	96.10			
1985	125.60	161.15	138.50	85.18	99.28	92.13	92.99	151.30	121.77	91.66	100.10	95.39			
1986	124.76	152.91	134.99	85.27	95.71	90.61	91.84	149.28	120.60	91.14	102.43	96.31			
1987	124.09	147.18	132.74	85.38	91.59	88.47	90.39	144.95	118.95	90.89	103.55	96.61			
1988	122.86	144.17	130.78	85.38	90.28	87.70	89.27	141.85	116.68	90.67	101.34	95.40			

Pays-Bas

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	83.59	118.48	94.46	128.34	155.35	138.57	99.66	98.97	99.47	122.01	137.74	128.37	130.91	37.97	109.54
1985	83.81	117.90	94.41	127.73	155.75	137.99	99.53	99.66	99.57	121.47	154.29	134.26	133.14	40.56	112.16
1986	81.63	117.32	93.04	127.59	155.56	137.99	99.33	100.39	99.62	120.82	149.58	131.98	135.89	45.07	115.36
1987	82.25	117.12	93.39	127.63	153.37	137.07	100.07	100.44	100.16	116.85	128.50	121.36	132.62	48.17	113.99
1988	82.25	117.95	93.69	128.19	170.69	143.40	102.66	101.17	102.32	108.23	115.77	111.10	132.70	46.98	112.93

	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	238.14	188.96	212.73	116.33	120.64	118.39	238.14	188.96	212.73	77.41	111.42	92.76
1985	218.68	189.55	204.30	116.29	122.92	119.55	218.68	189.55	204.30	77.28	111.08	92.21
1986	213.72	183.13	198.40	116.28	124.12	120.29	213.72	183.13	198.40	74.82	110.30	91.06
1987	221.05	166.05	192.26	116.42	128.73	122.55	221.05	166.05	192.26	74.97	110.57	91.04
1988	221.62	167.07	193.18	116.39	130.56	123.11	221.62	167.07	193.18	74.52	109.85	90.17

France

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	99.24	122.82	106.58	87.71	110.20	96.22	118.85	150.41	127.41	135.30	112.51	126.07	106.66	177.59	122.97
1985	100.17	123.14	107.31	87.27	107.53	94.69	119.10	151.87	127.89	134.73	111.33	125.61	106.30	167.51	120.17
1986	98.06	122.64	105.92	86.76	106.01	93.92	118.05	152.45	127.40	133.61	108.55	123.89	104.83	165.59	118.57
1987	98.27	121.29	105.62	86.72	103.06	92.72	116.31	152.23	124.92	133.67	113.15	125.73	105.24	182.65	122.31
1988	97.11	122.70	105.32	88.10	100.68	92.60	115.61	153.64	124.45	134.11	114.63	126.70	104.93	186.73	123.79

	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	136.08	141.74	138.20	114.40	77.02	96.47	70.73	88.41	79.87	93.23	111.82	101.62
1985	133.69	142.34	136.83	114.35	78.85	96.86	71.27	88.79	79.92	93.16	111.21	101.13
1986	130.86	136.23	132.81	114.17	80.48	96.94	70.15	87.85	79.02	92.74	111.85	101.49
1987	131.60	132.50	131.94	114.28	80.68	97.56	70.06	88.21	79.56	91.85	110.56	100.30
1988	131.92	131.58	131.80	114.22	80.19	98.08	70.49	89.20	80.24	91.67	110.76	100.13

Espagne

	Vieillesse			Survie			Prestations familiales			Chômage			Maternité		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	102.35	92.35	99.23	130.75	68.88	107.33	94.35	59.92	85.01	89.48	93.62	91.16	89.36	52.36	80.86
1985	100.87	94.61	98.93	129.72	68.12	107.18	94.20	60.24	85.09	88.82	101.91	93.92	87.83	52.75	79.88
1986	98.11	95.63	97.32	129.59	68.69	106.95	94.50	60.18	85.17	88.61	91.74	89.83	90.10	60.59	83.43
1987	98.67	96.54	97.99	129.11	69.02	107.05	95.08	60.39	86.77	88.59	96.88	91.80	88.16	67.94	83.70
1988	95.85	96.26	95.98	128.87	68.37	107.22	93.21	60.69	85.65	88.73	111.08	97.23	87.47	67.81	82.94

	Risques professionnels			Maladie: indemnités			Invalidité			Soins de santé		
	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total	Norm.	Stat.	Total
1984	91.91	84.93	89.30	110.45	103.65	107.19	123.72	99.41	111.16	102.74	96.93	100.12
1985	90.08	85.83	88.54	110.41	108.82	109.63	122.84	98.42	110.79	103.41	95.94	100.11
1986	91.30	85.60	89.22	110.34	108.76	109.53	123.78	98.06	110.90	104.87	94.79	100.26
1987	92.01	90.43	91.42	110.47	110.24	110.35	119.23	98.72	108.50	105.81	96.90	101.79
1988	93.02	92.56	92.85	110.43	111.32	110.85	116.42	98.24	106.94	106.03	98.14	102.53

LA PROTECTION SOCIALE DE LA MERE ET DU JEUNE ENFANT EN EUROPE

F. DEMONT*, B. GRANDBASTIEN*, F. PIERRE**,
J.H. SOUTOUL**, J. DRUCKER*

- * Service d'Information Médicale et d'Hygiène -
Centre Hospitalier Universitaire, 2 Bd Tonnellé - 37044 TOURS Cédex -
FRANCE.
- ** Clinique Universitaire de Gynécologie-Obstétrique -
23 Avenue de Roubaix - 37100 TOURS - FRANCE.

A l'occasion d'une vaste enquête encore en cours sur les législations périnatales dans l'ensemble de l'Europe, il nous est apparu intéressant de proposer une première synthèse de cette étude comparative, au moment où le continent est agité par une véritable implosion politique et économique, ne pouvant être sans conséquence sur l'environnement sanitaire des populations.

Nous sommes conscients de l'insuffisance de l'analyse qui suit : elle n'est que provisoire et souffre d'un manque d'informations au niveau de certains états, notamment de l'Est.

Populations, matériel & méthodes

Les pays étudiés ont été regroupés dans une grande Europe, plus géographique que politique ou économique comprenant outre les 12 pays de la Communauté Economique Européenne (CEE), un certain nombre de nations d'Europe centrale, du nord ou de l'est, tissant ainsi la carte sanitaire et sociale pour la périnatalité d'une "Europe de l'Atlantique à l'Oural".

Ces pays sont la France (F), l'Autriche (A), la Belgique (B), le Luxembourg (L), les Pays-Bas (NL), l'Irlande (IRL), la Grande Bretagne (UK), l'Italie (I), l'Espagne (E), le Portugal (P), la Grèce (G), la République Fédérale d'Allemagne (RFA), le Danemark (DK), la Finlande (Fin), la Suède (S), la Norvège (N), la Suisse (CH), la Hongrie (H), la Tchécoslovaquie (Tch), la Yougoslavie (Y), la Bulgarie (Bul), la Roumanie (R), la Pologne (Pol), la République Démocratique d'Allemagne (RDA) et l'Union Soviétique (URSS), soit, au total 25 pays.

Nous avons tenté une synthèse des informations législatives et/ou professionnelles concernant tout ce qui entoure la naissance, du suivi médical ou paramédical avant, pendant et après la naissance, aux dispositions sociales protégeant la femme enceinte et la jeune mère. Ces informations sont issues de textes (lois, décrets, recommandations), mais aussi de la pratique ou de conférences de consensus.

La mise à jour de l'information n'a pas été possible pour certains pays ; en particulier ceux de l'Europe de l'est où l'on sait que des pans entiers de politique sanitaire et sociale ont pu ou vont changer. Les descriptions des systèmes et des indicateurs se sont inspirées de données s'échelonnant de 1972 à 1990.

Dans la mesure du possible, une validation a été demandée à des correspondants locaux.

Synthèse des résultats

L'organisation de la protection sociale de la mère et l'enfant repose sur des lois dans tous les pays. La prise en charge médicale est légiférée (lois et décrets) pour certains pays occidentaux (E, P, S, CH, F) ; ailleurs, elle repose sur des recommandations, soit gouvernementales (G, DK), soit provenant des instances professionnelles (RFA, NL).

Dans l'examen prénuptial obligatoire (F, H, + ? soit 5 pays selon l'OMS), les dépistages de syphilis, toxoplasmose et diabète sont réalisés, avec information sur la planification et la prévention.

Le Suivi prénatal :

Le nombre de consultations est variable de 3 (H) à 30 (URSS ?) avec une moyenne de 12 ; 12 consultations en RFA, NL, N, S ; 14 en UK ; 9 au DK. En F, 9 recommandées pour 4 obligatoires. En CH, 4 sont obligatoires sans information sur celles effectivement réalisées.

Elles sont faites plutôt soit par le médecin généraliste (RFA, E, P, DK, UK), soit par la sage-femme (RFA à partir de la 5ème consultation, NL, Fin), et parfois par des médecins spécialistes (G,B,L en milieu urbain). Cette répartition cache des disparités importantes selon les régions dans un même pays (G).

Elles sont réalisées soit à domicile (NL) soit en centre de santé (Fin, S, DK) soit encore dans le cadre d'un système médical libéral ou hospitalier (F, RFA, E, P, UK). Dans certains pays scandinaves (S en particulier = *Mödravård centralen*, certaines régions de N), il existe une structure de suivi anténatal très développée, de la compétence des régions.

Leur contenu est très variable et peu renseigné, d'où le développement de la pratique des cahiers de maternité. Les directives générales ne donnent qu'une information partielle de ce qui est fait réellement. Le dépistage de Toxoplasmose et de Rubéole est quasi systématique en Europe occidentale. Il en est de même pour le dépistage de la syphilis, le groupage ABO et Rh dans l'ensemble de l'Europe.

En UK, l'accent est mis sur la prévention de l'éclampsie et de l'hypotrophie.

Leur prise en charge exclut tout ticket modérateur dans certains pays (E, NL, P, G si médecin local, UK, CH pour les visites obligatoires, RDA

pour 2 examens).

Il n'est supprimé qu'à partir d'un certain âge de grossesse dans d'autres (F = 6ème mois).

Le régime général d'assurance-maladie s'applique pour d'autres pays (RFA, DK) sans adaptation particulière à la grossesse.

L'Accouchement :

Ce moment est préparé dans tous les pays de l'étude ; il existe officiellement des séances d'éducation et de préparation pour les femmes enceintes (parfois même pour leur conjoint). Cependant, le nombre de femmes suivant ces séances est très variable (15 % en F, 42 % en S en 1973).

Il a lieu le plus souvent dans une structure hospitalière (maternité) publique ou privée agréée (RFA, E, P, DK, G, CH) . La proportion d'accouchements à domicile pour la plupart des pays, à l'exception de deux d'entre eux, varie de 0,5 % (DK) à 1,4 % (UK) ; ce sont alors le plus souvent des accouchements non prévus.

Le libre choix est laissé dans la plupart des pays occidentaux ; ce n'est plus le cas pour les pays de l'est (maternité de la circonscription de résidence).

Dans certains pays de la CEE, le choix est néanmoins limité par les ressources de la parturiente (UK, E).

Dans deux pays, plus de 5 % des accouchements ont lieu à domicile ; pour NL (35,4 % en 1980) c'est un choix d'inspiration politique ; pour Y (29 % en 1972) c'est le choix économique d'un état dont le système se rapproche de celui d'un pays en voie de développement.

La responsabilité de l'accouchement dépend de l'équipe obstétricale hospitalière (N, S, DK) ou de l'équipe qui le pratique réellement (libéraux ou hospitaliers) (B, L, F, UK partiellement).

La durée du séjour en maternité est variable ; en moyenne 7 jours, allant de 2 à 3 jours (Fin) à 8 à 10 jours (B, CH).
En F, 12 jours au maximum sont pris en charge ; en NL, 10 jours soit à domicile soit en maternité.

La prise en charge est totale dans les pays occidentaux (RFA, E, NL, P, F, DK, G, UK) avec ou sans participation sous la forme d'un forfait hospitalier (RFA, 5 DM prévus à 10 DM dès 1991).

En CH, la loi sur l'assurance maladie prévoit une simple participation aux frais ; le reste est pris en charge par des assurances privées (personnelles ou dans le cadre de conventions collectives).

La protection sociale

La protection de l'emploi :

L'emploi est garanti dans la plupart des pays (RFA, H, Pol, Bul, Tch, RDA, Y, R, H, CH) pendant la grossesse et le congé de maternité. Cette garantie est prolongée après le congé de maternité (2 mois en RFA et en A, 4 sem en F, 4 sem en B, 6 sem en NL, 9 mois en I).

En CH, on ne peut réemployer une femme dans les 8 semaines qui suivent son accouchement (ou dans les 6 semaines en cas de demande expresse de la jeune mère).

En UK, la garantie de l'emploi est assurée pendant 7 mois sous condition d'une ancienneté de 2 ans.

Au L, il y a priorité de réembauche pendant un an.

Pendant le congé parental, l'emploi est garanti (F, RDA, Tch, Bul, H, Pol) et même après ce congé (1 mois en E, 2 mois en RFA).

Si dans tous ces pays, le droit au secret de la grossesse est prévu par la loi (c'est-à-dire que la femme n'est pas obligée, à l'embauche, de signaler une grossesse), cette disposition est encore très contestée en CH où les tribunaux n'ont pas encore su tirer une jurisprudence homogène (1990).

L'interdiction de licenciement s'applique aussi à la période d'essai (CH, F).

Le licenciement des femmes enceintes ou des mères (en dehors du congé de maternité) n'est admis qu'en cas de faute grave indépendante de l'état de grossesse, ou d'impossibilité de maintenir le contrat. Ce dernier cas est obligatoirement soumis à une structure administrative compétente (RFA, A).

Les absences rendues nécessaires par les consultations prénatales officielles sont payées par l'employeur en F et Pol ; cette disposition peut être élargie au temps passé à la préparation à l'accouchement (F).

Dans deux pays, les travailleuses employées à temps partiel (moins de

18 H par semaine en Irl, moins de 16 H, ou 8 H selon l'ancienneté au UK), ou sous contrat de courte durée ne bénéficient pas des mesures de protection du travail habituelles des femmes enceintes.

La réglementation du travail :

Les conditions du travail sont adaptées dans la plupart des pays ; le travail de nuit est interdit (Tch, Pol, RFA, NL, A, I, L, B, , P, CH, Y, H), ainsi que les heures supplémentaires (Pol, RFA, CH) et le travail le dimanche en CH. Le travail au rendement est interdit en RFA.

Cependant dans les pays nordiques, il a fallu attendre des lois récentes (S : 1980) pour voir autoriser les changements de poste de travail.

Les travaux reconnus comme comportant des risques, physiques toxiques ou mécaniques pour la mère et l'enfant peuvent être interdits pendant tout ou partie de la grossesse et parfois même après l'accouchement (RFA : toute la grossesse et l'allaitement, A : toute la grossesse et 12 semaines après l'accouchement, B : le dernier trimestre, voire pendant l'allaitement, I : toute la grossesse et 7 mois après l'accouchement).

Ces interdictions temporaires donnent droit à mutation sur un autre poste, sans perte de salaire (RFA, A, B, E, F, IRL, I, NL, P, UK, S, CH) Au DK et en N, en 1982, il n'y avait toujours pas d'interdiction d'occupation de postes spécifiques pour les femmes enceintes.

Lorsqu'une mutation est impossible, la femme peut avoir recours à l'assurance maladie ; elle reçoit ainsi une indemnisation pour perte de salaire correspondante (B, F). L'employeur peut aussi maintenir son salaire (RFA, A). Enfin, la date du début de congé de maternité peut être avancée (I, S).

L'adaptation à la demande de la femme existe dans de nombreux pays (Tch, RFA, CH, R, Bul, Pol, F) avec ou sans maintien du salaire antérieur (maintien en Bul, Pol, RFA ; diminué en F sous conditions d'ancienneté).

Le congé maternité (voir figure) :

Il est variable selon les pays ; la durée du congé prénatal varie moins que celle du congé postnatal.

Dans les pays de l'est, la durée totale est au minimum de 16 semaines (R et Pol = 16 sem. ; Bul = 17 sem. ; H = 20 sem. ; Tch et RDA = 26 sem.). Les pays occidentaux ont une moyenne plus basse (NL et S = 12 sem. ; P = 13 sem., RFA ; E, G et B = 14 sem. ; L, A et F = 16 sem. ; I = 20 sem. ; UK = 18 ou 29 sem. selon l'ancienneté dans l'entreprise ; DK = 30 sem.). En CH, cette durée est fonction de l'ancienneté dans l'entreprise (1 mois pour 1

an d'ancienneté, 2 mois pour 2 à 5 ans d'ancienneté).

La plupart des pays allongent cette durée en cas de grossesse multiple ou de prématurité (F, Tch, RDA, H, Pol, RFA) mais dans des proportions très variables (RDA = + 2 sem., L = + 4 sem., RFA et A = + 4 sem., F = + 4 en cas de grossesse multiple, Tch = + 11 sem.).

Par ailleurs, en F, une grossesse pathologique autorise à 6 semaines de congé supplémentaire ; en I, des tâches pénibles justifient 4 semaines d'arrêt. Enfin, sur demande, 4 semaines peuvent être octroyées en IRL.

Le rang de naissance intervient également (F = + 8 sem. à partir du 3ème enfant, Pol = + 2 sem. à partir du 2ème enfant, Bul = + 4 sem. à partir du 2ème et + 9 sem. à partir du 3ème).

Un système particulier existe en CH : légalement la durée du congé de maternité ne concerne que la période postnatale et s'étend sur 8 semaines (réduits à 6 à la demande de la jeune mère).

Le médecin traitant reste libre de prescrire des arrêts maladie avant l'accouchement ou de prolonger le congé postnatal. Cette disposition est régie par une loi de 1911 qui n'a pas été modifiée depuis...

En B, CH, P et UK, la femme peut reporter tout ou partie du congé prénatal après la naissance de l'enfant.

La période d'interdiction d'emploi couvre généralement toute la durée du congé postnatal (A, B, E, L, CH, I), en F, elle concerne les six premières semaines de ce congé, en Fin, NW, S la mère peut reprendre le travail avant la fin du congé postnatal sur présentation d'un certificat médical.

En RFA, I, L, A l'interdiction d'emploi concerne aussi le congé prénatal (poursuite du travail toutefois possible avec l'accord de la femme en RFA et L). En F l'interdiction concerne les 2 dernières semaines du congé prénatal.

Quand le congé postnatal ne peut être pris par la mère (décès), il peut être pris complètement ou partiellement (ex : DK et P) par le père.

Prestations en espèces (rémunération du congé maternité) :

Le taux de rémunération varie de 50 à 100 % ; 50 % (G), 70 % (IRL et Fin à partir du 76ème J), 75 % (E), 80 % (I et Fin les 75 premiers J), 90 % (DK, F, S, RDA, Tch) ; 100 % (RFA, N, A, P, NL, CH, L), B : 100 % jusqu'au 1er mois après la naissance, 60 % après), UK : allocation forfaitaire journalière de maternité pendant 18 sem, dont 6 avec compensation financière (pour atteindre 90% du salaire) versée par l'employeur si la travailleuse a plus de 2 ans d'ancienneté dans l'entreprise.

Ces prestations sont versées le plus souvent par le régime d'assurance maladie (Bul, Tch, RFA, E, NL, P, DK, G, S, F, et B en sachant qu'il existe

un projet de restructuration dans ce pays), le conseil populaire (Bul, si la femme perd son travail moins de 6 mois avant l'accouchement) et parfois l'employeur (UK, CH).

L'employeur peut également compléter, le cas échéant, cette rémunération pour qu'elle atteigne 100 % du salaire antérieur (F, I, RFA, B).

Une période de cotisations minimale est exigée de la mère : RFA= 12 sem, B et N = 6 mois, Fin = 3 mois, E = 9 mois, F = 200 h au cours des 3 derniers mois, G = 200 j de cotisations pendant les deux dernières années, L = 6 mois dans l'année précédant l'accouchement, S = 180 j avant la naissance.

Les travailleuses indépendantes ont le droit à une allocation forfaitaire de naissance (exploitantes agricoles, artisanes et femmes exerçant une activité commerciale en I); soit une indemnité en espèces versée pendant une certaine période (4 semaines au DK, 180 jours en S); soit une indemnité financière destinée à couvrir les frais de leur remplacement (exploitantes ou conjointes d'exploitants agricoles, pendant 28 jours en F).

Le congé parental :

Lorsqu'il existe, il est parfois rémunéré (le plus souvent pour certaines femmes exclusivement ; femme seule par ex) soit sur un pourcentage du salaire antérieur (100 % en Slovaquie pendant 1 an, 90 % en S pendant 9 mois, 50 % en RDA jusqu'au 1er anniversaire de l'enfant, 30 % en I pendant 6 mois) soit sur une base forfaitaire (RFA = 750 DM valeur 1988 pendant 10 mois, Bul = 80 leva = salaire minimum mensuel 1979, A pendant 9 mois).

Dans de nombreux pays, la possibilité de prendre un congé parental est ouverte, mais sans rémunération ; I pendant 6 mois, Fin et N pendant 12 mois, Tch pendant 24 mois, F pendant 33 mois, E pendant 36 mois. Pour S, H et Pol, un congé supplémentaire peut le prolonger de 12 à 36 mois. Des dispositions permettent également à la jeune mère de bénéficier d'un emploi à temps partiel (avec accord de l'employeur en RFA, systématiquement en F).

Dans d'autres pays, le droit au congé parental n'est pas ouvert (IRL, B, UK).

La protection de la mère isolée :

En Bul, il existe des dispositions assurant une rémunération aux femmes

élevant seules leur enfant (90 leva mensuels jusqu'à l'âge de deux ans même sans activité salariée antérieure avec conservation de la moitié de cette indemnité si elle retrouve un travail). En RDA, la mère bénéficie de la garantie de l'emploi jusqu'aux trois ans de son enfant.

En Europe occidentale également : F, allocation à parent isolé ; A, allocation spéciale d'urgence, jusqu'aux trois ans de l'enfant.

Les indemnités et allocations

Une indemnité naissance est proposée dans beaucoup de pays, d'un montant variable (100 DM en RFA, 90 \$ en R à partir du deuxième enfant, 50 Fr. en CH, 64 \$ en Pol (1978), un demi-mois de revenu moyen en Tch, 1000 Mark en RDA = salaire moyen d'un ouvrier, variable selon le rang de naissance en Bul de 100 à 500 leva pour un salaire minimum de 80 leva mensuels). Elle existe également dans d'autres pays sans renseignement de montant (P, H, R, IRL, L, B). En E et en F, on ne retrouve pas cette indemnité.

Par contre, en F, des allocations dites "jeune enfant" sont étalées de la période prénatale jusqu'aux 3 mois de l'enfant, sous couvert de satisfaction aux examens obligatoires. Ces allocations peuvent être prolongées sous condition de revenus.

La surveillance de l'enfant

La pratique fait que l'enfant est suivi dès sa naissance dans tous les pays (1er examen postnatal immédiat systématique). En F, DK, UK, CH, un examen de sortie de maternité au plus tard le huitième jour est le plus souvent effectué par un pédiatre.

Quoiqu'il arrive, l'enfant est systématiquement vu avant 6 semaines dans 20 pays.

Le dépistage de Phénylcétonurie est le plus courant, par opposition à celui de l'hypothyroïdie (rarement mucoviscidose).

L'usage de collyre au nitrate d'argent ou antibiotique est obligatoire dans la plupart des pays (20 sur 23 selon l'OMS).

Le nombre des consultations dans la première année est très variable (RFA = 6, DK = 6 à 9, 2 en F et CH).

Un système communautaire de suivi des enfants existe dans certains pays (PMI en F, équivalent en UK, E et P).

Les renseignements médicaux sont consignés dans un dossier médical particulier dans presque tous les pays (*carnet de santé* en F, *Kinderpass* reprenant les consultations obligatoires en RFA, *Health passport* en UK...).

Les systèmes de santé

Les systèmes sont monopolistes dans les pays de l'est, c'est-à-dire exclusivement publics (Y, R, H, Pol, Tch, RDA, Bul, URSS).

Dans les pays occidentaux, ils sont le plus souvent mixtes, avec ou sans prédominance du service public (prédominance du service public en DK, UK, E, P avec système de remboursement par l'assurance maladie réservé aux soins pratiqués dans le service public). De nombreux pays européens ont un système mixte équilibré (F, RFA, Lux, B, NL, CH).

Le nombre de sages-femmes exerçant est très variable ; de 36/100 000 femmes âgées de 15 à 49 ans en RFA, 26/100 000 en NL, 72/100 000 en France, 37/100 000 en UK.

Le mode d'exercice est très différent également : 63 % indépendantes en NL, contre 15 % en France.

Le nombre des gynécologues-obstétriciens par femme âgée de 15 à 49 ans est variable selon les pays (1/16 000 en RFA, 1/6 500 en NL, 2 fois plus en UK qu'en France).

Discussion

L'exploration de cette législation ne peut être exhaustive. L'approche d'un bilan européen se heurte à la pauvreté des travaux de synthèse effectués jusqu'à présent. Les sources d'information, lorsqu'elles existent, sont souvent fragmentaires et incomplètes, notamment pour les pays d'Europe Centrale ou de l'Est.

L'information obtenue est parfois ancienne, et, pour certains pays (S, B, Pays de l'Est), communiquée sous réserve de remaniements récents ou futurs.

Quel que soit le pays, l'homogénéité des données nationales n'est pas forcément valable à une échelle plus fine : de grandes disparités peuvent exister selon les régions, provinces ou cantons... de même selon le type d'habitat (urbain ou rural). La validation des renseignements auprès des correspondants locaux n'a malheureusement été possible que de façon partielle.

Enfin, la diversité des domaines médicaux et sociaux concernés par ces législations constitue une autre source de difficultés : **les objectifs** varient en effet selon les priorités spécifiques de chaque nation. Ainsi, certains textes intéressent surtout la protection et l'environnement de la femme enceinte au travail (exemple de la France), d'autres de son maintien à domicile (Italie), enfin certains pays se préoccupent davantage de la naissance et de la prise en charge du nouveau-né. De telles divergences en matière de législation périnatale témoignent de l'influence, selon les états, de certaines idéologies favorables ou opposées au renforcement de la natalité.

La difficulté à collecter les informations témoigne aussi d'un "cloisonnement" entre les différents pays d'un point de vue sanitaire.

A l'inverse des politiques économiques, la santé n'est pas coordonnée en Europe. Pour ce faire, les informations sur "l'existant et le fonctionnant" devraient être appréhendées et facilement accessibles, sous forme centralisée. Cette nécessaire première étape pourrait alors permettre une harmonisation des politiques sur certains thèmes médico-sociaux, sans pour autant remettre en question des systèmes de santé difficilement harmonisables, si ce n'est "indéracinables".

Pour autant la législation périnatale Européenne, n'est pas si disparate qu'on aurait pu le penser. La protection médico-sociale de la mère et de l'enfant est prise en compte et "réglementée" dans tous les pays concernés dans cette étude. Les axes Nord-Sud, et, à moindre degré, Est-Ouest, orientent les différences dans le sens d'une adaptation des mesures aux particularités sociologiques des populations. C'est ainsi qu'une "recommandation" peut être suivie significativement dans les pays "nordiques" (à haut niveau de responsabilité personnelle et de cohérence sociale), alors que le caractère obligatoire d'une loi sera nécessaire si l'on veut espérer quelque efficacité dans la plupart des pays latins (populations plus individualistes).

Tout essai d'harmonisation européenne ne peut donc ignorer les particularismes

sociologiques, culturels, idéologiques... et aussi politiques des différents pays.

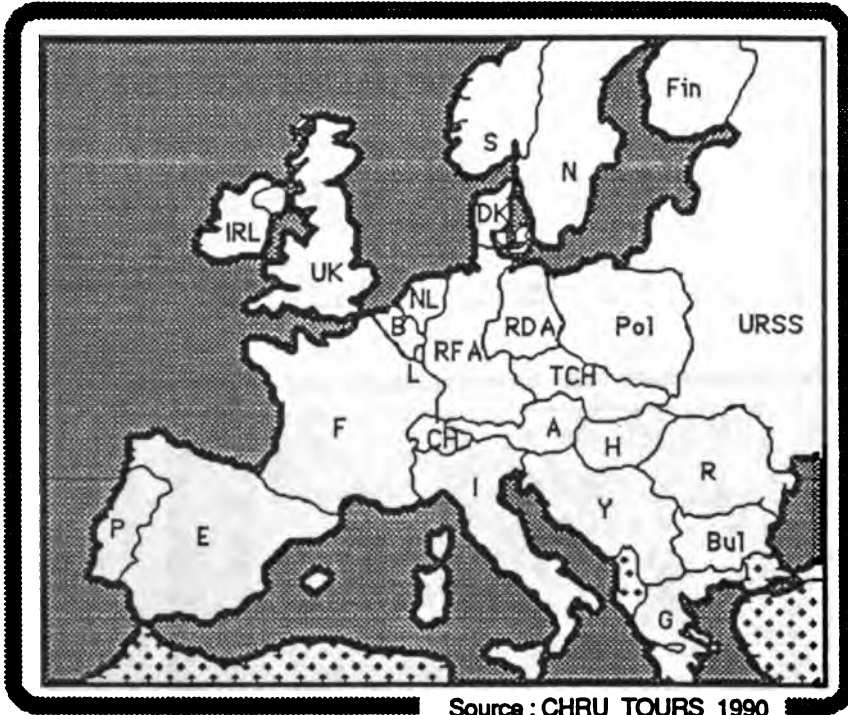
Les indicateurs de résultat (mortalité, morbidité) pourraient être considérés à tort comme dépendant uniquement des textes et législations en vigueur. Cette relation est par exemple mise en défaut dans des pays comme la N la S et le DK où la performance des indicateurs est reconnue bien qu'il n'y ait pas ou peu de lois pour la protection de la femme enceinte au travail. Les "récepteurs" de ces réglementations, c'est-à-dire les gestantes et leur entourage, et aussi les personnels médico-sociaux, sont un paramètre non négligeable dans l'appréciation de ces résultats, de même que d'autres co-facteurs, tels les moyens, les pratiques, et l'accessibilité au système de soins.

Plus que par les idées, les textes diffèrent surtout par leur cadre et leurs modalités d'application. De ce fait une "homogénéisation" ne paraît pas urgente tant que des objectifs plus largement politiques que sanitaires n'auront pas été communément définis, notamment en matière de démographie et de systèmes de santé.

Partant de l'existant, le but d'un tel travail est de proposer "in fine", des "prospectives d'avenir" en espérant, sans doute de façon utopique, une "harmonisation" (et non une homogénéisation) des législations dans le futur, et, de façon plus urgente, une volonté politique commune, contrôlée annuellement par des commissions sanitaires représentatives de l'ensemble des nations concernées, ainsi qu'une médiatisation de l'opinion publique d'un continent frappé sur le plan démographique par un vieillissement précoce face au débordement du tiers monde.

Les textes, quel que soit leur caractère impératif, ne suffisant pas pour obtenir des résultats concrets, il paraît plus justifié de proposer une large concertation pour la détermination d'objectifs communs, laissant ensuite aux pays toute liberté dans le choix des moyens, qu'ils soient programmés (expérience française de rationalisation des choix budgétaires) ou non.

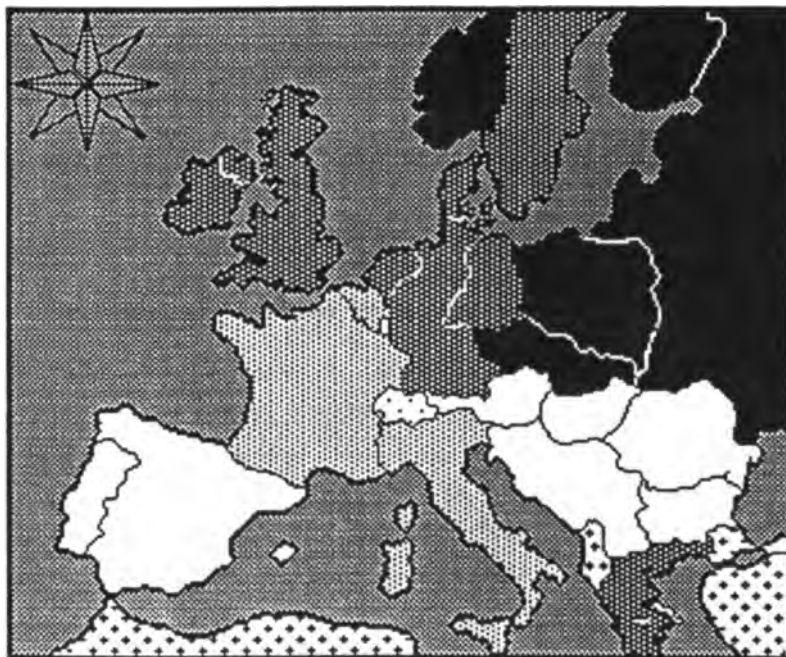
PAYS EXPLORES



Source : CHRU TOURS 1990

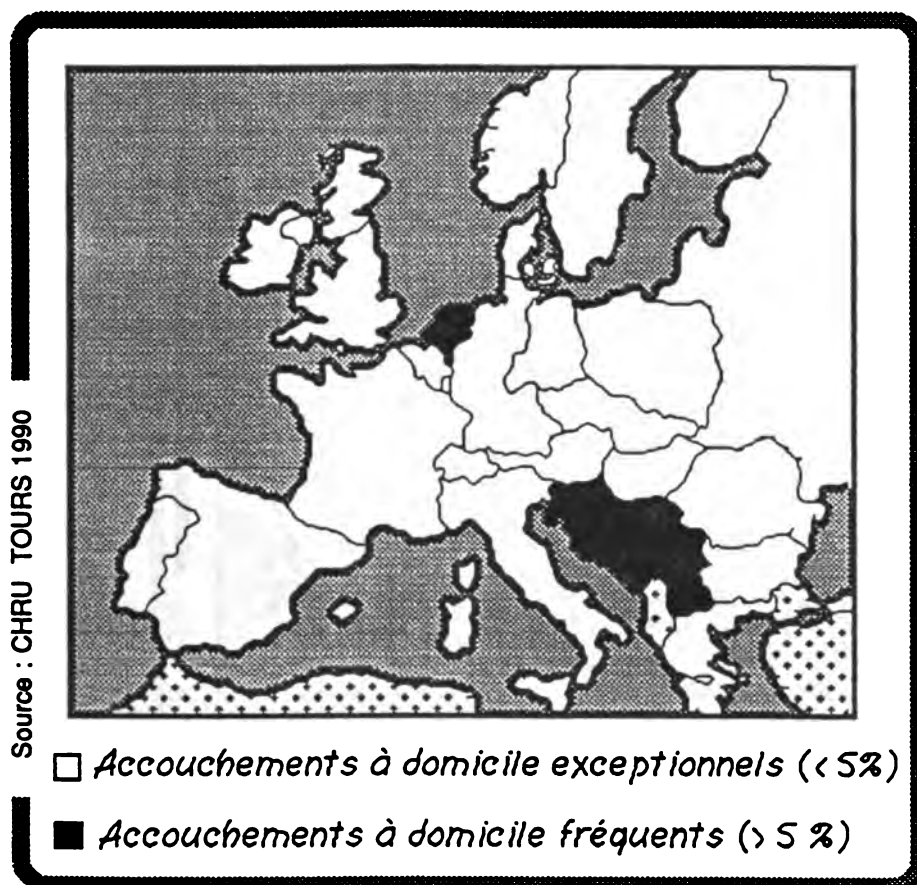
CONSULTATIONS PRÉNATALES

Distribution selon les pays

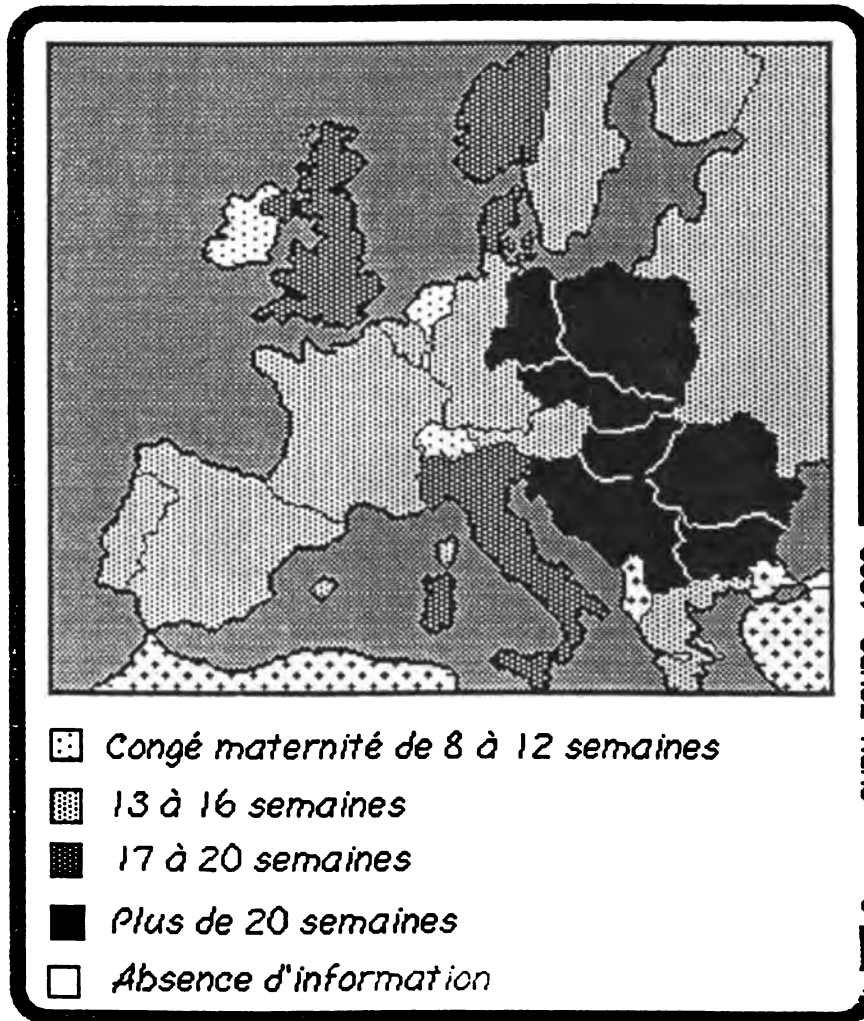


Source : CHRU TOURS 1990

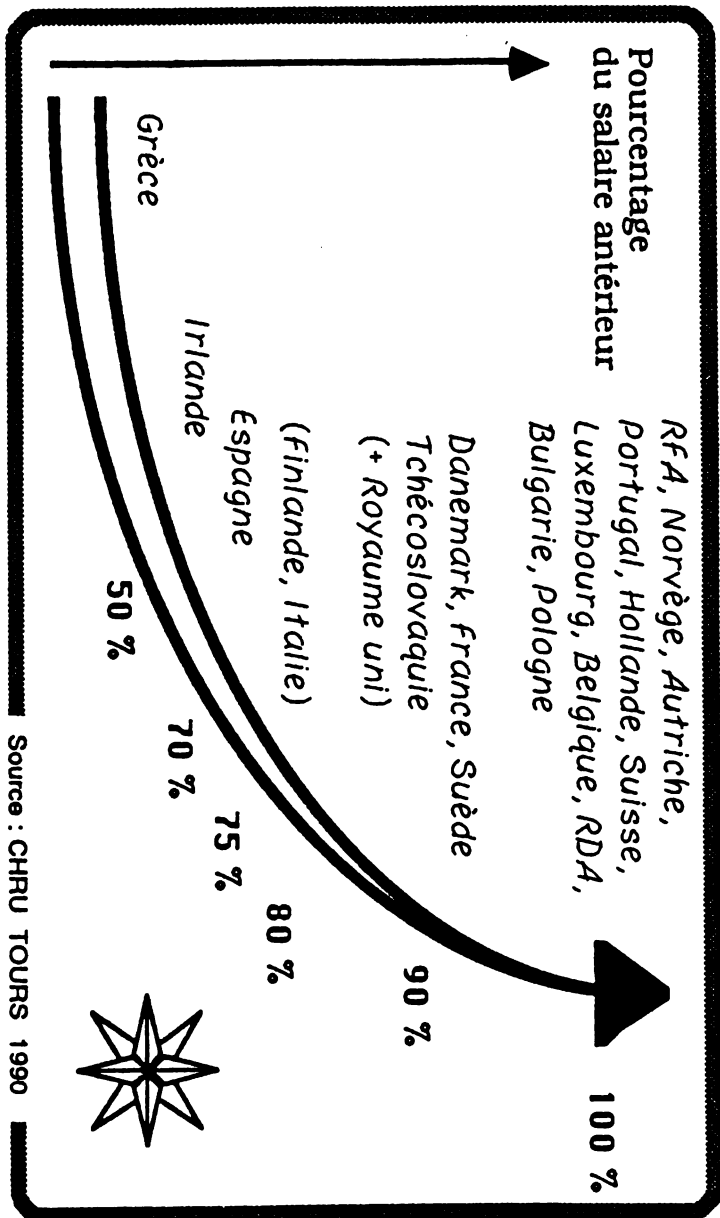
- Pays conseillant (ou obligeant) au moins 14 consultations prénatales
- Pays conseillant (ou obligeant) 10 à 13 consultations prénatales
- Pays conseillant (ou obligeant) 7 à 9 consultations prénatales
- Pays conseillant (ou obligeant) moins de 7 consultations prénatales
- Pas de législation (ou d'information)

ACCOUCHEMENT

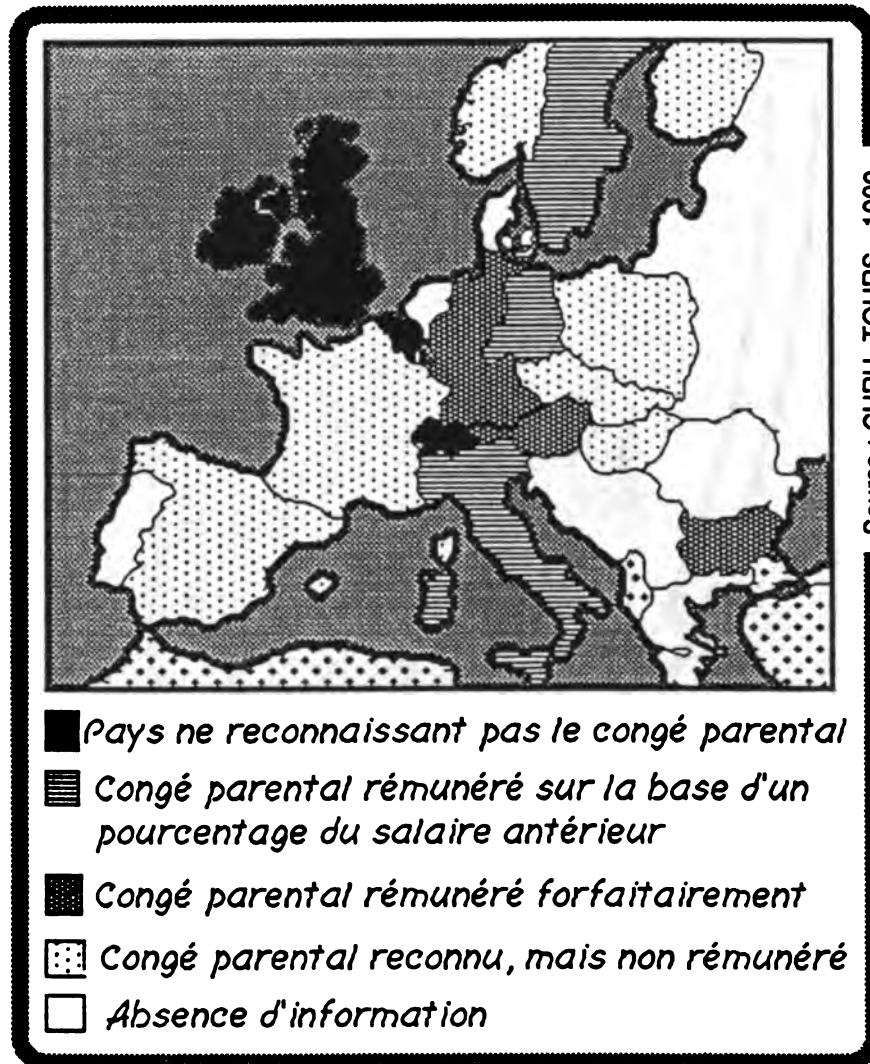
CONGES MATERNITE durées



CONGE DE MATERNITE Montant des rémunérations



CONGE PARENTAL



Bibliographie

- 1 **BECKERS R., FYLLING P., MOSER H.**
Morbidité et mortalité périnatales dans les états membres du Conseil de l'Europe et en Finlande.
Rapport au Comité Européen de Santé Publique. Conseil de l'Europe ed.
Strasbourg 1977

- 2 **BLONDEL B., PUSH D., SCHMIDT E.**
Some characteristics of antenatal care in 13 European countries.
Br J Obstet Gynaecol 1985 ; 92 : 565-8

- 3 **Bureau International du Travail**
Egalité de chances et de traitement
Informations sociales 1987, 1, 149-51, 187-90, 574-6

- 4 **CAMPBELL R. et all.**
Perinatal Mortality and place of delivery
Population Trends 28 : 9-12, 1982

- 5 **COMITE EUROPEEN DE LA SANTE**
La surveillance de la santé des enfants
Conseil de l'Europe, Strasbourg 1985

- 6 **COMMUNAUTES EUROPEENNES**
Tableaux comparatifs des régimes de sécurité sociale applicables dans
les états membres des Communautés Européennes ; Communautés
Européennes ed ; Strasbourg, Bruxelles, 1987

- 7 **DAVID Henry P.**
Eastern Europe : Pronatalist Economic Incentives
Population Bulletin, 1982 ; 36, 6

- 8 IERODIACONOU E.**
Maternity Protection in 22 European Countries
in PHAFF J.M.L. OMS, Copenhagen, Londres, 1986, Croom Helm ed, 134-42
- 9 INED**
Natalité et politiques de population, cahier n° 98
- 10 INTERSOCIAL**
Les mères de famille et le travail (dossier) 1978 ; 39 : 9-14
- 11 KAMINSKI M., BREART G., BUEKENS P. et all**
Perinatal care delivery systems : description and evaluation, in European Community countries.
Oxford, New-York, Tokyo, 1986, Oxford University Press ed.
- 12 KAMINSKI M., BLONDEL B., BREART G.**
Management of pregnancy and childbirth in England and Wales and in France

P .adiatric and perinatal Epidemiology 1988 ; 2 : 13-24
- 13 LEYDECKER A.C.**
Organisation des soins périnataux en République Fédérale Allemande et France . Thèse Médecine Strasbourg 1987
- 14 MIGNON J.**
L'Europe et l'Assurance Maladie ; I : Contraintes économiques et libertés médicales. Concours Med 1988 ; 110 : 439-41

- 15 **MIGNON J.**
L'Europe et l'Assurance Maladie ; II : L'avenir dans l'espace européen
sans frontière
Concours Med 1988, 110 : 517-9

- 16 **MIGNON J.**
Réforme de l'assurance maladie en Allemagne fédérale. Concours Med 1989
111 : 1705-6

- 17 **NAUDIN J., BUEKENS P., VANDENBUSSCHE P. et all**
Surveillance prénatale et activité professionnelle. Rev Epidem et Santé
Publ 1986 ; 34 : 341-4

- 18 **ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTE**
La Maternité en Europe, in la santé publique en Europe, 1988, 26.

- 19 **PAOLI C.**
Les travailleuses et la maternité : quelques exemples choisis en Europe
occidentale. Revue Internationale du travail 1982 ; 121 : 1-16

- 20 **PAPIERNIK E.**
Le travail et la grossesse
Rev Prat 1987 ; 37 : 473-80

- 21 **RAFFEL M.W.**
Comparative Health Systems : Descriptive analyses of fourteen national
Health Systems
Pennsylvania State University Press ed, 1985

- 22 **SAUREL-CUBIZOLLES MT, ROMITO P.,**
Activité professionnelle et maternité en France et en Italie.
Rev Fr Aff. Sociales, 1988, 3
- 23 **SCHLAEDER G., LANGER B., RAZAFIMAHEFA N.,**
La Surveillance prénatale à l'étranger : Europe - Canada
Rapport coll mat gyn-obst Fr, Paris, 1987, VIGOT Ed.
- 24 **ANONYME**
La protection sociale en Europe. Concours Med 1989 ; 110, 1154

Les auteurs remercient pour leur aide :

BLONDEL B. (Paris), BOLTHO-MASSARELLI V. (Strasbourg), FRITZ MT. (Dijon),
FLUSS JANNERET O. (Genève), LAMBOTTE R. (Liège), REGINSTER-HANEUSE G. (Liège),
SENECAL J. (Rennes), WAGNER M. (Copenhague) et les membres du BUREAU
MATERNITE à la Direction Générale de la Santé (Paris).

UN PROBLEME DE PROTECTION SOCIALE EN FRANCE : L'ARTICULATION DES DISPOSITIFS D'AIDE A LA PAUVRETE ET D'AIDE AUX HANDICAPES

Marcel JAEGER
Madeleine MONCEAU *

Un article (l'article 35-2) de la loi d'Orientation du 30 juin 1975 en faveur des personnes handicapées est souvent méconnu. Il prévoit d'accorder l'allocation aux adultes handicapés (AAH) aux personnes reconnues dans l'incapacité de se procurer un emploi, compte tenu de leur handicap, bien que leur taux d'incapacité permanente soit inférieur à 80%. L'expérience a montré que l'imprécision des termes employés pouvait permettre à des personnes démunies, chômeurs de longue durée en fin de droits, à la frontière du handicap, posant plus un problème social que médical ou médico-social, d'entrer dans le dispositif d'aide aux handicapés; par là-même, s'introduit, dans les interstices de la loi de 1975, la notion de "handicap social" qui lui était pourtant étrangère.

En 1988, on considérait que 100 000 adultes bénéficiaient de cet article 35-2, soit le quart du total des bénéficiaires de l'AAH. Or, la Cour des Comptes relevait déjà dans son rapport de 1982 que, "par cette voie, l'AAH est utilisée comme substitut des allocations de chômage ou pour assurer une ressource à des inadaptés sociaux ; elle se trouve alors détournée de sa fonction spécifique d'aide aux handicapés".

Certes, des écarts apparaissent dans l'importance du recours à l'article 35-2 : le pourcentage des AAH 35-2 sur la totalité des AAH était en 1990 de 25 % pour Paris, 30 % pour l'Isère, 44,5 % pour les Yvelines et... 73,9 % pour le Calvados.

* Sociologues. ARSAAP, Association de Recherches Sociologiques et Anthropologiques Appliquées à la Psychiatrie, Ancienne école de Cintheaux, 14680 Bretteville-sur-Laize, France. Cette communication renvoie à une étude sur Les effets du RMI sur l'attribution de l'AAH par les COTOREP, pour la Commission Nationale d'Evaluation du RMI.

En fait, beaucoup de bénéficiaires de l'article 35-2 sont moins des "cas sociaux" que des personnes ayant des problèmes de santé sévères, somatiques ou psychiques. Par exemple, la 2e section de la COTOREP des Yvelines accorde des AAH au titre de l'article 35-2 à trois catégories de personnes :

- des personnes ayant des troubles psychiatriques (environ 50% des bénéficiaires de cet article)
- des personnes de 25-30 ans, handicapées suite à un accident et dont le taux d'incapacité permanente est inférieur à 80%
- des personnes plus âgées, de 50 à 60 ans : le cas de figure typique est celui de travailleurs manuels, ayant des problèmes de dos et qui n'ont pas de droits ouverts à la Sécurité Sociale (artisans qui ne sont, par exemple, pas en règle avec cet organisme).

En raison des deux critères retenus pour l'attribution de l'AAH au titre de l'article 35-2 (incapacité permanente inférieure à 80% et "impossibilité de se procurer un emploi"), nous nous sommes demandé dans quelle mesure la loi du 1er décembre 1988 instituant le Revenu Minimum d'Insertion pouvait entraîner un déplacement d'une partie des bénéficiaires de l'article 35-2 vers l'allocation du RMI.

Les deux voies

L'AAH et le RMI relèvent de deux logiques différentes :

1 - Une articulation différente entre droit et devoir :

Comme l'affirme l'article 1 de la loi n° 75-534 du 30 Juin 1975, l'aide aux personnes handicapées est un devoir qui s'impose à l'Etat. Celui-ci doit garantir leurs droits à l'éducation, au travail et à l'autonomie financière. Concernant les adultes handicapés, la 2e section de la COTOREP entérine le droit à l'autonomie financière en attribuant notamment l'AAH, sans que l'allocataire n'ait à remplir, en contre-partie, d'obligation contractuelle.

Dans le cas du RMI, un semblable devoir d'Etat est affirmé. Par contre, l'allocataire ne peut se réclamer du seul droit à l'autonomie financière : il est mis en demeure d'entrer

dans une relation contractuelle. Son droit est lié à un devoir d'insertion sociale et professionnelle - même s'il est clair que, bien souvent, ce dernier objectif s'avère illusoire.

On sait que cette obligation contractuelle a été très discutée lors des débats parlementaires préparant l'adoption de la loi sur le RMI. Le motif invoqué par ses partisans a été le risque de voir se développer un rejet social des bénéficiaires du RMI dans la mesure où ils obtiendraient un statut d'assistés dont ils n'auraient aucune raison de vouloir se dégager. Au pire, ils pourraient inspirer bien d'autres personnes en situation d'échec ponctuel. Il n'a pas été souhaité, donc, d'abstraire les allocataires du RMI de la logique de l'effort individuel qui s'impose à tous (et dont on peut se demander si elle ne s'imposerait pas aussi bien aux personnes handicapées dans l'hypothèse d'une rediscussion parlementaire de la loi d'Orientation de 1975...). Il reste qu'à l'heure des premiers bilans du dispositif RMI, ce point est toujours en discussion. Alain MINC se déclare, par exemple, favorable au droit pour tous à un revenu minimum dissocié d'une obligation d'insertion professionnelle (Français, si vous osiez, Grasset, 1991). Le poids de l'idéologie du travail rédempteur qui serait le fait, comme il le dit, de la "vieille tradition libérale et catholique" explique-t-il à lui seul le couplage droit à l'autonomie financière / devoir d'insertion ? On peut aussi bien y voir un effet des débats sur les méfaits "l'assistanat" qui ont accompagné une décennie de critiques de la loi d'Orientation de 1975 et la revendication d'une véritable citoyenneté pour tous les exclus.

2 - Une perception différente des potentialités des allocataires.

La notion de handicap a donné lieu à des définitions très diverses, recensées notamment par François CHAPIREAU et par Philippe PITAUD ¹. Leur fond commun est l'affirmation d'une privation ou d'une altération stable, pour ne pas dire définitive. Ce principe organise la distinction entre handicap et maladie, que René ANGELERGUES résumait brutalement ainsi : "La maladie c'est l'aventure, le handicap, c'est la sécurité" ². Cette boutade laisse entière la question d'une ligne de partage claire, tant sur le plan institutionnel que sur le plan psychopathologique. D'autre part, on remarquera que les décisions de la COTOREP sont toujours soumises à reconsidération (au maximum tous les 10

¹ François CHAPIREAU, "Les handicaps : concepts et classification", L'Information psychiatrique, vol. 67, n°7, 1991, pp. 664-668 ; Philippe PITAUD, "Contribution à l'analyse du concept de handicap", Handicaps et inadaptations, Les Cahiers du CTNERHI, n°38, 1987, pp. 39-44.

² René ANGELERGUES, La psychiatrie devant la qualité de l'homme, PUF, 1989, p. 180.

ans). Enfin, de la même manière que des mesures pour l'intégration scolaire des enfants handicapés ont été prises, la 1^e section de la COTOREP peut reconnaître une aptitude au travail (ordinaire ou protégé) des adultes handicapés. Par conséquent, si l'horizon n'est pas la guérison de droit (à la différence d'une maladie), le handicap n'est pas pour autant a-historique.

Mais lorsqu'une AAH est attribuée par la 2^e section de la COTOREP, et notamment au titre de l'article 35-2 de la loi d'Orientation de 1975, il est patent que les difficultés de la personne entraînent durablement la nécessité d'une assistance financière. Il existe ainsi une pérennité de droit de l'allocation, même si ce n'est pas toujours une pérennité de fait (ce qui motive d'ailleurs des procédures de recours à l'occasion des renouvellements).

Pour le RMI, la logique est inverse : la pérennité n'est pas de droit, puisque le principe avancé est celui d'une allocation versée jusqu'à l'exécution du Contrat. Le RMI se présente comme une aide transitoire, permettant de surmonter une situation d'échec plus ou moins ponctuelle, d'accompagner un retour dans le milieu de vie et de travail ordinaire pour les personnes qui se maintiennent encore dans sa proximité, voire d'assurer un passage vers le statut de retraité. La pauvreté est censée être conjoncturelle, dépassable par la relance d'un processus d'insertion sociale et professionnelle. Le plus souvent, la notion d'"événement récent" fonde aussi bien l'entrée que la sortie du dispositif RMI, ce qui est plus rarement le cas pour les handicapés. C'est pour cette raison qu'à la différence des pays anglo-saxons, le législateur français ne recourt pas à la notion de handicap social - absente aussi bien de la loi d'Orientation de 1975 que de la loi sur le RMI.

Par contre la pérennité de l'allocation peut être de fait, dans le cas du RMI, dès lors que les bénéficiaires se heurtent à une absence durable de perspectives et sont dans l'impossibilité de remplir l'obligation contractuelle, en particulier lorsqu'il s'agit d'insertion professionnelle : beaucoup de ceux que le CERC qualifie d'allocataires proches du type 2 et du type 3, soit la majorité des allocataires (respectivement 45% et 15% dans l'enquête du CERC). C'est à propos de ce cas de figure que peut se poser la question d'un éventuel basculement entre l'allocation RMI vers l'AAH 35-2 et qu'elle se posera sans doute avec plus d'acuité lorsqu'un plus grand recul sera possible : la pérennité de fait de l'allocation RMI ne pourra être réellement appréciée qu'à l'aune de l'épuisement des moyens mis en oeuvre pour donner une valeur autre que symbolique à une partie des contrats d'insertion. Cela met en jeu, d'une part, l'appréciation de la gravité des difficultés des allocataires, d'autre part la qualité des programmes départementaux d'insertion (le "i" de RMI pour

lequel des appels à mobilisation sont lancés), sans parler de la situation économique générale (marché de l'emploi durablement perturbé).

Pour le moment, le pari engagé avec le RMI continue de se fonder sur les potentialités des allocataires. On verra dans cette différence de perception des bénéficiaires du RMI et de ceux de l'AAH un élément d'explication de l'écart des montants de chacune de ces allocations : au 1er janvier 1992, pour une personne seule en France métropolitaine, le montant à taux plein est de 3 034,62 F pour l'AAH et de 2 184,79 F pour le RMI. Sachant que n'entrent pas en compte les frais particuliers liés à un handicap (l'allocation compensatrice y pourvoit), on mesure la différence fixée dans l'appréciation des besoins pour une autonomie financière, selon qu'une personne est installée dans un statut d'assisté de longue durée ou qu'une autre est supposée s'inscrire dans une dynamique d'insertion et, pour cela, reçoit un secours qui a valeur d'incitation à d'autres modalités d'autonomie.

Par rapport à cela, on comprend que les personnes bénéficiant de l'AAH au titre de l'article 35-2 n'aient guère de raisons de choisir d'elles-mêmes le nouveau dispositif du RMI, même si, étant à la frontière du handicap et des difficultés sociales, un tel choix leur permettrait d'acquérir un statut moins invalidant : allocation moins élevée, obligation contractuelle avec interpellation plus ou moins pressante de travailleurs sociaux. Le passage dans ce sens, de l'AAH vers le RMI ne peut se faire que si la COTOREP, soit oriente vers le RMI à l'occasion d'une première demande, soit suspend l'AAH à l'occasion d'un renouvellement de demande, quitte à devoir gérer un recours. Mais dans ce dernier cas, il faut encore que la COTOREP puisse prévenir le bénéficiaire d'une AAH de la fragilité de sa position, pour éviter une rupture qui lui serait préjudiciable. Or les COTOREP à la différence du dispositif du RMI, n'ont pas les moyens (ni la mission) d'assurer elles-mêmes un accompagnement social de leurs allocataires.

Si l'orientation par la COTOREP vers le dispositif RMI se fait donc surtout à l'occasion de la 1^e demande, un problème supplémentaire se pose en raison de la différence d'âge minimum exigé : 25 ans pour une personne célibataire dans le cas du RMI, 20 ans pour l'obtention d'une AAH. Il est donc possible qu'une entrée dans le dispositif d'aide aux handicapés se fasse dans l'attente de l'ouverture des droits au RMI, tout en l'hypothéquant, le passage se faisant plus difficilement par la suite.

Le passage attractif du RMI à l'AAH

En réalité, le passage dans l'autre sens, du RMI vers l'AAH semble aujourd'hui plus fréquent : moins par choix des bénéficiaires (ils ne disposent pas souvent d'éléments de comparaison et peuvent avoir du mal à se représenter comme des handicapés) que par souci des agents du dispositif RMI d'ajuster les orientations dans les cas où l'obligation contractuelle achoppe sur des obstacles spécifiques aux individus. Lorsqu'apparaît un "cumul de handicaps", l'incapacité à pouvoir s'inscrire dans un processus d'insertion professionnelle n'est pas toujours compensée par d'autres modes de socialisation et l'obligation contractuelle, aussi souple soit-elle, aussi peu finalisée par l'accès au travail soit-elle, finit par perdre tout sens. On touche là les "personnes résiduelles pour lesquelles il serait préférable de renoncer à rechercher une solution d'insertion" ³ : "Un problème qui risque bien de devenir de plus en plus aigu au fur et à mesure que les CLI se retrouveront confrontées aux noyaux durs de la précarité" ⁴.

Il s'agit là, potentiellement, d'une nouvelle population s'adressant aux COTOREP, inconnue préalablement d'elles. Par dérivation, l'accroissement de l'offre d'aide aux personnes en difficulté avec le dispositif du RMI risque d'entraîner un élargissement de la demande correspondant à l'article 35-2 de la loi d'Orientation de 1975, alors même que plusieurs rapports, dont deux de la Cour des Comptes (1982 et 1987), ont mis en garde contre le recours trop fréquent à cet article.

Faut-il s'en inquiéter ? Combien de personnes sont-elles concernées par ce passage du RMI vers l'AAH ? En fait, nul ne le sait précisément : l'appareil statistique (que ce soit celui des CAF, des DDASS, du SESI, du CERC, du CREDOC, etc ..) n'a pas été construit pour répondre à cette préoccupation particulière. Les deux formes de passage, de l'AAH vers le RMI et du RMI vers l'AAH, ne concerneraient-elles qu'un nombre de personnes si réduit qu'il ne justifierait pas une plus grande précision statistique ? La démarcation serait-elle suffisamment claire entre les populations relevant de l'AAH et celles du RMI pour que les passages d'un dispositif à un autre, d'une cohérence à une autre, ne relèvent que de l'exception ? Rien n'est moins sûr. On peut faire plutôt l'hypothèse que le passage du RMI vers l'AAH est perçu comme un échec, par les bénéficiaires, par les travailleurs sociaux

³ Serge PAUGAM, "La quête d'un statut social", Recherches et prévisions, CNAF, n° 22-23, mars 1991, p. 49.

⁴ Valérie DEVILLECHABROLLE, "Les subsides de la galère", Le Monde, 3 décembre 1991.

comme par tous les services concernés et que cela explique la discrétion entourant le phénomène.

Si l'on se réfère à l'analyse des résultats d'échantillonnages ponctuels réalisés dans deux départements, Paris et l'Isère, respectivement 17 % et 19 % des sorties du dispositif RMI correspondent à un transfert vers le dispositif COTOREP par l'attribution d'une AAH. Cet état de fait dans l'évolution de la demande ne peut que s'accroître dans les mois à venir, compte tenu du très médiocre état de santé de la clientèle observé par les instructeurs des dossiers RMI. Pour n'en donner qu'un exemple, à Paris, 20 % des 200 situations étudiées sur un an et demi montraient un état de santé suffisamment dégradé - bien qu'inconnu jusqu'alors - pour relever d'une pension d'invalidité ou d'une AAH et connaître aussi si l'on peut dire, une nouvelle forme d'insertion.

L'importance des populations marginalisées encore extérieures à toute forme de protection sociale pourrait à terme, compte tenu des problèmes de santé décelés, entraîner davantage une montée en charge des commissions départementales chargées de la gestion du handicap qu'un allègement de celles-ci, contrairement à ce qui était attendu de la mise en place du RMI.

BIBLIOGRAPHIE

ACADIE-TEN, RMI, les Yvelines et ses territoires d'insertion, Plan Urbain-Mire, Programme de recherche observation sur la mise en place du RMI, mars 1991.

ANGELERGUES (René), La psychiatrie devant la qualité de l'homme, PUF, 1989.

A.T.D. Quart Monde, Le RMI vu par les familles du Quart Monde dans la région Rhône Alpes, Lyon, novembre 1990.

CERC, Atouts et difficultés des allocataires du RMI, novembre 1991.

CHAPIREAU (François), "Les handicaps : concepts et classifications", L'information psychiatrique, vol. 67, n°7, 1991.

CHASTAND (Antoine), "Pauvreté, état social ou situation économique ?", Recherches et prévisions, CNAF, n° 22-23, mars 1991.

- CROUTTE (Patricia), "Etude des multiples pratiques du revenu minimum d'insertion", Recherches et prévisions, CNAF, n° 22-23, mars 1991.
- DEVILLECHABROLLE (Valérie), "Les subsides de la galère", Le Monde, 3 décembre 1991.
- GREFFOS, Le revenu minimum d'insertion en Isère, Plan Urbain-Mire, janvier 1991, 215 p.
- Groupe TEN, Plan Urbain, MIRE, Le RMI à l'épreuve des faits, Syros Alternatives, 1991.
- IGAS, Rapport de synthèse sur le fonctionnement des COTOREP, 1986.
- JAEGER (Marcel), MONCEAU (Madeleine), La gestion sociale des situations d'exclusion de l'emploi : étude comparative sur plusieurs départements des décisions prises par les COTOREP, Contrat MIRE - ARSAAP, 1990, 167 p.
- MIRE, Synthèse des monographies départementales. La mise en oeuvre du RMI dans 12 départements, Plan Urbain - MIRE, mars et juillet 1991.
- PAUGAM (Serge), "La quête d'un statut social", Recherches et prévisions, CNAF, n° 22-23, mars 1991.
- PITAUD (Philippe), "Contribution à l'analyse du concept de handicap", Handicaps et inadaptations. les cahiers du CTNERHI, n° 38, 1987.
- Revue Française des Affaires Sociales, Dossier sur le RMI, n° 2, avril/juin 1991.
- VIVERET (Patrick), Propositions en vue de l'évaluation du RMI. Rapport au Premier Ministre, décembre 1988.

Mesure de l'équité horizontale et verticale du système d'Assurance-Maladie français :

une approche économétrique de la justice distributive aristotélicienne

Claire LACHAUD, Lise ROCHAIX, Jean Paul AURAY

Université Claude Bernard LYON I , URA 934, bat 101, 43 bd du 11 nov. 1918, 69622 VILLEURBANNE Cedex, FRANCE.

Mots clefs:

Equité verticale et horizontale-Indice de progressivité-Courbe de concentration-Système de prestation de soins-Système de financement de la santé-Comparaisons internationales.

Abstract

Ce travail de recherche présente la méthodologie et les principaux résultats d'une analyse en termes d'équité du système français d'Assurance Maladie. Il étudie dans quelle mesure le système de financement des soins de santé répond au principe d'équité verticale: "à capacité contributive inégale, contributions au système inégales", et si le système de prestations de soins satisfait au principe d'équité horizontale: "à besoin égal, traitement égal". La méthodologie adoptée trouve sa source dans un projet européen concerté sur le thème de la justice distributive en matière de santé. L'utilisation d'indicateurs adaptés de la littérature d'économie fiscale (courbes de concentration et d'indices de progressivité) pour chaque aspect de l'analyse permet de fournir un indicateur de mesure de l'équité.

Introduction

L'équité dans la prestation et le financement des soins est sans conteste un objectif important des systèmes de santé, au même titre que l'efficacité des procédures de répartition des ressources affectées et les incitations économiques nécessaires pour y parvenir. Le contexte général de la montée tendancielle des coûts en matière de santé, qui a souvent induit de la part des gouvernements nationaux des tentatives pour augmenter la participation financières des malades souligne l'intérêt renouvelé de la problématique de l'équité, et la nécessité d'une réflexion à développer sur les concepts et les outils permettant de mieux appréhender cette dimension.

Le cadre d'analyse présentée ci-après répond à de telles préoccupations en fournissant la méthodologie et les résultats d'une analyse en termes d'équité du système d'Assurance-Maladie français.

Ce travail s'intègre dans un projet réunissant plusieurs pays de l'O.C.D.E. sous les auspices de la Communauté Européenne qui visait à réaliser des comparaisons internationales et concertées d'équité de systèmes nationaux de financement de la santé et de prestations de soins. De telles comparaisons ont été rarement entreprises car nécessitant d'une part un agrément mutuel sur une notion théorique de l'équité, et d'autre part une méthode de mesure pouvant être mise empiriquement en oeuvre. Cette concertation a abouti à la mise au point d'une méthodologie commune (Wagstaff et Van Doorslaer, 1989)¹.

¹ L'ensemble des contributions nationales est actuellement en cours de publication.

1: Le cadre théorique de référence : concepts et définitions de l'équité

Nous avons réalisé l'étude séparée des systèmes de financement de la santé et de prestation de soins, en considérant des définitions spécifiques d'équité dans chacun. Ce choix souligne l'originalité de cette recherche par rapport aux études françaises précédentes dans le champs distributif (cf Hatchuel, 1985 pour un bilan de ces études) dans la mesure où nous n'établissons pas pour un groupe de population un bilan contributions versées/prestations reçues, mais où nous nous attachons aux aspects de l'équité relatifs à chacun de ces termes. En particulier un système de prestation équitable peut très bien co-exister avec un système de financement inéquitable, et vice-versa. Cette constatation nous amène à définir les conceptions ou principes d'équité relatifs à ces champs.

Les débats théoriques sur l'équité dans le domaine de la santé ne font pas montre d'aussi larges développements que ceux consacrés au thème de l'efficience, mais suggèrent cependant l'émergence de deux corpus théoriques principaux : les définitions fondées sur la conception rawlsienne de l'équité et les définitions à caractère égalitariste. Nous avons été amenée à privilégier les secondes pour notre analyse, au regard de l'importance que leur accordent les gouvernements nationaux en matière de politique de santé. Les conceptions formulées en terme d'égalité sont le produit d'un héritage ancien tant politique (socialisme) que philosophique. Aristote dans sa recherche sur les fondements de la justice distributive² définit pour la première fois les principes que nous qualifierons plus tard d'*équité verticale* (les "inégaux" doivent être traités "inégalement"), et d'*équité horizontale* (les "égaux" doivent être traités "également").

La revue de la littérature sur les conceptions de l'équité dans le financement de la santé nous a amené à retenir un concept d'*équité verticale*, à savoir **dans quelle mesure les ménages possédant différentes capacités contributives contribuent inégalement au financement du système de santé** (à travers l'imposition, les cotisations sociales, les primes d'assurance complémentaires, et les paiements directs). Plus précisément, il s'agit d'étudier le degré de progressivité/régressivité du système et de ses différentes composantes contributives³.

Pour l'analyse du système de prestations, nous retiendrons une notion d'*équité horizontale*. Dans ce contexte, la question posée est celle d'un **traitement égal, à besoin égal de soins de santé, quel que soit le niveau de revenu personnel**. L'adoption de cette double perspective d'analyse conduit à des développements méthodologiques et économétriques des plus intéressants. Pour chacun des sous-systèmes considéré, un indicateur de mesure d'équité approprié est calculé, fondé sur des outils de la littérature d'économie fiscale.

2 : Les indices de progressivité: des indicateurs quantitatifs de mesure de l'équité

2.1 : Système de financement : méthodologie et résultats

2.1 : Méthodologie

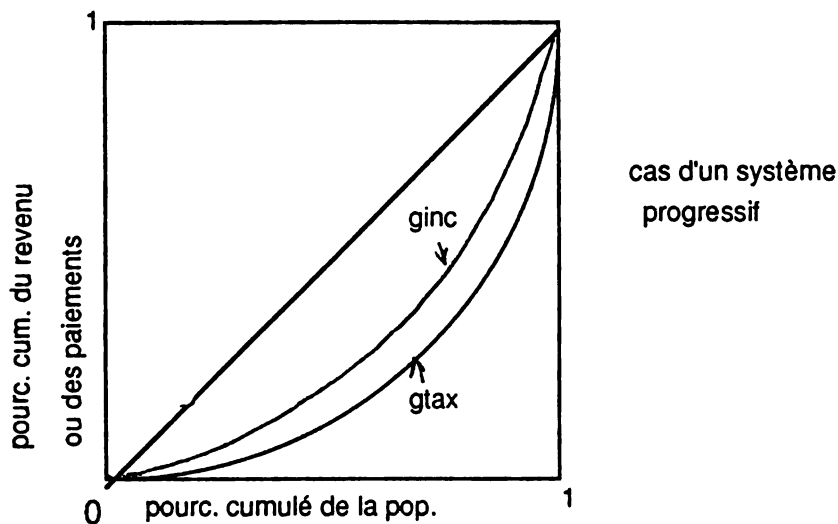
² Aristote. "Ethique à Nicomaque". livre V.9. 4° S av. J.C.

³ Un système de santé est considéré comme régressif si les paiements de santé considérés comme une proportion du revenu diminuent lorsque le revenu augmente, et inversement pour un système progressif

Les travaux précédents sur la progressivité du système de financement des soins de santé se sont fondés sur la tabulation de paiements par groupes de revenu (Gottschalck et al. (1986), Hurst (1985)). Il s'agissait de comparer le pourcentage du revenu, après impôts, reçu par chaque décile de revenu avec le pourcentage des paiements totaux qu'il supporte.

Mais la tabulation de pourcentage de revenu moyen et de paiements par décile de revenu ne permet pas de répondre à la question de savoir de combien un système est plus (ou moins) progressif qu'un autre. Au mieux, elle indique si un système est progressif, régressif ou proportionnel.

Un moyen de résoudre ce problème (Wagstaff et al., 1989) est d'employer des indices de progressivité. Une assez grande variété d'indices de ce type a été proposée dans la littérature sur la progressivité de l'impôt (Lambert, 1985). Nous présentons ici un de ces indices afin de faciliter la comparaison de systèmes alternatifs nationaux de financement. Il s'agit de l'indice de Kakwani (1977). Cet indice, en économie fiscale, est fondé sur l'étendue selon laquelle un système d'imposition s'éloigne de la proportionnalité et peut être illustré par la figure suivante.



Soit g_{inc} la courbe de Lorenz pour le revenu avant impôt, comportant en abscisse les proportions cumulées de la population classée par revenu croissant, et en ordonnée les proportions cumulées des revenus recues par les proportions cumulées de la population.

Soit g_{tax} la courbe de concentration de l'impôt comportant en abscisse, les proportions cumulées de la population (ordonnée par revenu croissant comme pour g_{inc}), et, en ordonnée les proportions du total des impôts.

Si les impôts sont prélevés strictement comme une proportion constante du revenu, la courbe de concentration des impôts et la courbe de Lorenz pour le revenu avant impôt coïncideront. Si le taux moyen d'imposition augmente avec le revenu, (c'est à dire que le système de taxation est progressif), la courbe de concentration des impôts se trouve située en dessous de la courbe de Lorenz. L'opposé est vrai si le système est régressif. On peut donc mesurer l'inégalité verticale du système par l'aire entre les deux courbes de concentration.

Soit C_{inc} l'indice de Gini pour le revenu avant impôt, et soit C_{tax} cet indice pour les impôts⁴, alors l'indice de progressivité de Kakwani, noté Π_{kak} est défini par:

$$\Pi_{kak} = C_{tax} - C_{inc}$$

⁴ Le coefficient de Gini mesure deux fois l'aire comprise entre la diagonale (ligne d'égalité des revenus) et la courbe de concentration.

qui représente deux fois l'aire entre les courbes g_{tax} et g_{inc} .

Si le système est régressif (resp. progressif), c'est à dire que g_{tax} se trouve en dessus (resp. en dessous) de g_{inc} , l'indice Π_{kak} est négatif (resp. positif).

Nous pouvons donc appliquer l'indice de Kakwani pour apprécier l'écart à la proportionnalité du système de financement des soins de santé. *Par analogie*, nous pouvons calculer une courbe g_{tax} des proportions cumulées du total des contributions au système de santé en fonction des proportions cumulées de la population. De plus, l'indice peut être calculé pour chaque partie constituante du système de financement de la santé (cotisations sociales, impôt sur le revenu, primes d'assurances - mutuelles ou privées-, paiements directs - c'est à dire la part des dépenses de santé non remboursée par l'Assurance Maladie et/ou les couvertures complémentaires) en distinguant plusieurs courbes de Lorenz, tout comme il peut être calculé pour le total des contributions.

2.2 : Résultats

Pour l'analyse du système de financement, l'enquête INSEE "budget des ménages 1984", a été utilisée, source de données la plus récente (et disponible) et offrant une grande qualité de précision pour le calcul des contributions au système.

Les résultats de l'analyse d'équité en terme de progressivité du système de financement français en 1984/1985 sont présentés dans le tableau 1 infra⁵.

Les proportions relatives de la distribution des revenus et des paiements pour chaque composante du système financement peuvent y être comparées, ceci pour chaque décile de revenu. La col. 1 présente la distribution des revenus, la col. 2 celle des primes d'assurance complémentaires, les col. 3 et 4, cumulées en 5, la distribution des cotisations sociales salariales et patronales, la col. 6 les paiements directs des ménages et enfin la col. 7 la distribution du total des paiements. La fig. 1 présente les courbes de concentration pour chaque type de paiement, et illustre leur structure progressive ou régressive.. Les estimations linéaires et non linéaires (Kakwani and Podder, 1986) des indices de concentration permettant la mesure de l'équité sont calculées pour chaque composante contributive. Les résultats d'ensemble indiquent que l'approximation non linéaire fournit en général des estimations qui accentuent la structure régressive des paiements, par rapport à une estimation linéaire.

⁵ Elle a été réalisée auprès d'un échantillon représentatif de 20000 ménages. Elle ne concerne que la population des "ménages ordinaires" résidant en France Métropolitaine et exclue les ménages "collectifs" (population "institutionnalisée"). La définition du ménage retenue est celle habituellement utilisée dans les autres travaux de l'INSEE, notamment dans l'enquête SANTE 1980 et utilisée pour l'analyse du sous-système de prestation. La base de sondage adoptée est le fichier des logements constitué lors du recensement de la population de 1982, complété par une liste de logements neufs construits depuis cette date. Parmi les 11977 ménages de l'enquête, nous avons retenu 11136 d'entre eux après avoir exclu de l'échantillon les réponses incomplètes ou de mauvaise qualité (841 soit 7%).

Nous avons classé notre échantillon en déciles de revenu et la notion de revenu utilisée est celle d'un revenu par adulte équivalent, après transferts de Sécurité Sociale, et avant imposition. Après agrégation, nous avons divisé le revenu par la somme des poids de l'échelle. Nous obtenons alors un revenu équivalent que nous affectons au ménage. L'échelle d'équivalence de référence ou 'échelle d'Oxford' que nous avons adoptée pour notre analyse est celle généralement utilisée par l'INSEE (dont les poids sont 1 pour le chef de ménage, 0.7 pour les autres adultes et 0.5 pour un enfant de moins de 14 ans).

La distribution du revenu est assez inégale, avec un coefficient de Gini de 0.3189 (le premier décile représente 2.25% du revenu total, tandis que le dernier représente 24.32% de ce même revenu).

La structure de la distribution des primes d'Assurances (purement privées ou mutuelles), *clairement régressive*, est mise en évidence par la négativité de l'indices correspondants ($Kak = -0.2240$, Suits). Les cinq premiers déciles contribuent en effet pour 43.82% du total des primes alors qu'ils possèdent 27.72% des revenus totaux. En conséquence, la courbe de concentration des paiements directs se trouve au dessus de la courbe de référence correspondante (la courbe de Lorenz pour le revenu). L'estimation non linéaire de l'indice de Kakawani n'est pas fournie dans ce cas car la courbe de concentration correspondante croise la diagonale pour le plus petit décile de revenu.

Les cotisations employés sont *légèrement régressives* ($kak = -0.0157$). Les cinq premiers déciles représentent en effet 27.72% du revenu total et payent 28.48% des cotisations. De même, les cotisations patronales sont légèrement régressives ($kak = -0.0137$). Les cinq premiers déciles payent 27.8% des cotisations patronales.

Prises dans leur ensemble (col.5, tab.3), les cotisations employés et employeur possèdent une structure légèrement régressive ($Kak = -0.0144$), tendant vers la proportionnalité. Ceci n'est pas surprenant dans la mesure où l'assiette des cotisations du Régime Général est déplafonnée en 1984 tant pour les cotisations salariales que pour les cotisations patronales. La légère régressivité peut s'expliquer par le système plafonné toujours imposé aux cotisations sociales de santé des indépendants. Mais comme la taille de ce groupe est limitée, son influence sur la nature régressive d'ensemble du système reste marginale.

En regardant plus précisément la distribution de la masse des revenus et des cotisations (salariales et patronales), on s'aperçoit cependant que la régressivité ne concerne pas les deux premiers déciles de revenu qui cotisent moins qu'ils ne représentent de masse de revenu. Elle est vérifiée seulement du 3^e au 9^e décile. Les cotisations sont donc progressives pour les plus bas revenus et pour les plus hauts revenus. Les bénéficiaires de la distribution sont donc les plus petit et les plus hauts revenus. Mais les écarts sont suffisamment faibles pour que l'on ne puisse pas parler d'effet pervers généralisé. Remarquons que la structure ainsi déterminée serait beaucoup plus régressive si certaines catégories de revenu ne subissaient pas des taux très bas de cotisations (cas des chômeurs et des retraités).

Enfin, les paiements directs ont une structure *assez fortement régressive* ($Kak = -0.2862$). Le décile de plus haut revenu contribue seulement pour 11.96%, bien que totalisant 24.32% de l'ensemble des revenus. Les cinq premiers déciles contribuent pour leur part pour 48.39% alors qu'ils totalisent 27.72% de l'ensemble des revenus.

Les paiements totaux ont été calculés comme la somme pondérée des trois composantes contributives définies, en utilisant les poids macro-économiques correspondants pour l'année 1985, afin de corriger les différences de poids obtenues (de par les erreurs d'estimation dues aux données). Globalement les paiements totaux indiquent une structure légèrement régressive ($Kak = -0.0173$) due principalement aux cotisations sociales d'Assurance Maladie. Le poids statistiques des cotisations sociales par rapport à l'ensemble des autres contributions explique ce résultat. La structure des paiements totaux est donc très proche de celle des cotisations sociales et les courbes de concentration correspondantes sont confondues (fig. 1). En conclusion, le système de financement de la santé en France en 1984/1985 possède une structure légèrement régressive, due principalement aux cotisations sociales d'Assurance Maladie.

2.2 : Système de prestation: méthodologie et résultats

2.2.1 : Un enrichissement de la méthode de Le Grand (78)

Wagstaff et al. (89) ont suggéré une méthode pour enrichir l'approche de le Grand (78) qui comparait par groupe socio-économique les pourcentages de dépenses médicales et de personnes malades afin de mettre en évidence une possible inéquité horizontale pour le NHS.

Il s'agit de classer les individus, non suivant leur groupe socio-économique d'appartenance, mais par ordre croissant de revenu. Une courbe de concentration de morbidité (g_{ill}) est alors calculée, qui comporte en abscisse les proportions cumulées de la population (classée suivant le revenu) et en ordonnée, les proportions de personnes se déclarant malades. Si la morbidité est concentrée au sein des plus bas groupes de revenu, la courbe de concentration de morbidité se situera en dessous de la diagonale.

Cette courbe est alors comparée à une courbe de concentration des dépenses (g_{exp}) comportant en abscisse, les proportions cumulées de la population, et en ordonnée, la proportion du total des dépenses reçues. Dans la mesure où les groupes de plus bas revenus sont des utilisateurs plus intensifs de soins médicaux que les plus hauts groupes de revenu, la courbe de concentration des dépenses se trouve habituellement au dessus de la diagonale.

La comparaison des deux courbes de concentration permet de caractériser la situation d'inéquité ou non du système de prestation : si les dépenses de santé sont allouées parmi les groupes de revenu en proportion de leur part totale de morbidité, les deux courbes coïncident. Si par contre les groupes de plus bas revenus reçoivent moins de soins médicaux lorsqu'ils sont malades, que les groupes de plus hauts revenus, alors la courbe de concentration des dépenses (g_{exp}) sera située en dessous de la courbe de concentration de morbidité (g_{ill}).

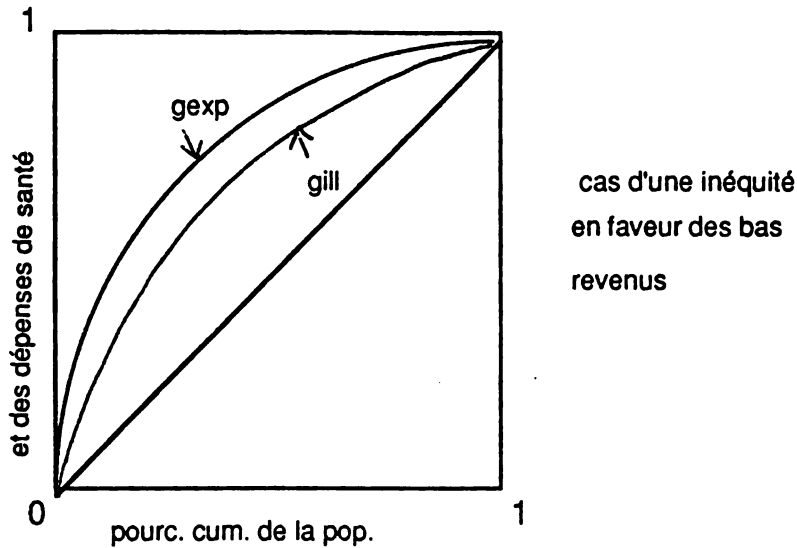
Une mesure de l'inéquité peut alors être fournie par deux fois l'aire entre les deux courbes de concentration, en suivant la logique de l'indice de Kakwani : si C_{ill} est le coefficient de concentration associé à (g_{ill}), et C_{exp} l'indice de concentration associé à (g_{exp}), deux fois l'aire entre les deux courbes s'obtient en effectuant la différence :

$$HI_{lg} = C_{exp} - C_{ill}$$

(index de Le Grand d'inéquité horizontale).

HI_{lg} est donc positif s'il y a inéquité "favorisant les riches" et négatif s'il y a inéquité "favorisant les pauvres".

Notons que cette méthode permet la mesure des inégalités de santé liées au statut socio-économique. On peut aussi calculer l'indice de Le Grand pour chaque groupe de morbidité si on en distingue plusieurs. Le problème est que cette méthode est biaisée: on peut trouver une inéquité favorisant les groupes de revenu les plus élevés même si le système est réellement équitable d'un point de vue d'équité horizontale, comme l'ont montré Wagstaff et al, 1989, à partir d'un modèle économétrique de consommation de soins de santé.



2.2.2: Une nouvelle méthode de mesure de l'équité

Par ailleurs, Wagstaff et al (1989) proposent une nouvelle approche pour une analyse de l'équité. Ces auteurs proposent standardisation de la consommation de soins de santé portant à la fois sur les facteurs démographiques et sur l'état de santé.

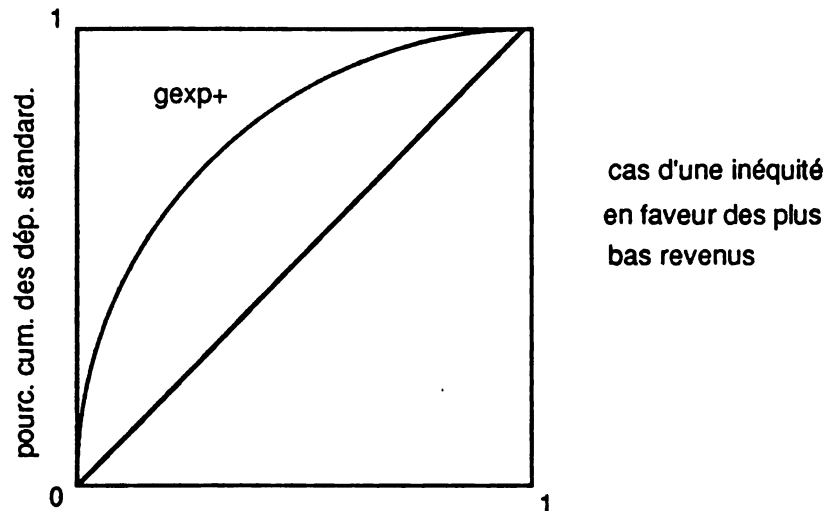
"Il s'agit de construire des parts de dépenses standardisées, de telle manière que sous un système équitable en matière d'équité horizontale, de prestation de soins, la part de dépenses de chaque groupe de revenu soit égale à la part de la population qu'il représente."

Si la part de dépense standardisée d'un des deux groupes dépasse cette proportion, il y a inéquité "en sa faveur". (par exemple, dans le cas d'un classement en décile, cette part s'élève à 20%) L'approche, à la différence de celle de Le Grand, permet une estimation non biaisée du degré d'inéquité. De plus, elle peut être généralisée par l'inclusion de plusieurs indicateurs de morbidité, d'indicateurs démographiques ou non.

Wagstaff et al.(1989) suggèrent alors de calculer une part de dépense standardisée pour plusieurs groupes de revenu (décile ou quintiles), et de construire une courbe de concentration des dépenses standardisées (g_{exp+}) (proportions cumulées et standardisées de dépenses reçues en fonction des proportions cumulées de la population, classée suivant le revenu), afin de mesurer l'inéquité. Si nous sommes en présence d'une inéquité favorisant les riches, g_{exp+} sera au dessus de la diagonale (réciproque exacte). L'inéquité peut alors être mesurée à l'aide de l'indice de concentration de g_{exp+} , qui mesure l'aire (deux fois) entre la diagonale et g_{exp+} . Un indice alternatif d'équité par rapport à l'indice d'inéquité horizontale $Hllg$ est donc:

$$Hlw = C_{exp+} .$$

Si g_{exp+} est en dessus de la diagonale (si l'inéquité favorise les pauvres) alors $Hlw < 0$ (réciproque exacte). S'il n'y a pas d'inéquité, alors $Hlw = 0$.



2.2.3: Résultats des analyses

Pour l'analyse du système de prestation de soins, la source de données utilisée est l'enquête INSEE "Santé 1980" Pour assurer la comparabilité des analyses effectuées dans chaque pays, un ensemble commun de définitions et de méthodes de calcul a été adopté. Les données sur le revenu, l'état de santé et l'utilisation du système de soins sont désagrégées⁶

Le besoin a été mesuré en terme de morbidité déclarée et le traitement par l'imputation monétaire des soins de santé primaires (visites de généralistes et de spécialistes) et hospitaliers. Si la construction d'un index dans le cadre du projet permet de déterminer à la fois une mesure d'inéquité et son sens (c'est à dire quel groupe de revenu est favorisé ou non), elle permet également de mettre en évidence d'éventuelles inégalités de santé (en choisissant différents indicateurs de morbidité comme approximation d'un indicateur de besoin).

L'inclusion dans l'analyse de différents indicateurs de morbidité⁷ (être atteint d'une maladie chronique, aiguë, de gravité lourde: c'est à dire menaçant la vie du patient, de gravité légère : c'est à dire ne menaçant pas la vie du patient) montre que, sauf pour l'indicateur de plus haut niveau de gravité, il n'existe pas de gradient croissant très prononcé dans la morbidité auto-ressentie, des groupes de plus haut revenu vers les groupes de plus bas revenu (cf tableau 2). Les pourcentages de morbidité obtenus pour l'indicateur chroniques montrent un léger gradient négatif lorsqu'on se déplace des plus bas vers les plus hauts revenus, mais la distribution de morbidité est assez concentrée. En conséquence, le courbe de concentration de morbidité correspondante se trouve au dessus de la diagonale. Pour l'indicateur de morbidité aiguë, nous n'obtenons pas de schéma très clair, la distribution restant également très concentrée. Les deux valeurs extrêmes de morbidité sont trouvées dans le plus bas et le plus haut décile de revenu. Egalement, l'indicateur de morbidité 'légère' ne fournit pas une structure très claire. Cela n'est pas très étonnant dans la mesure où les inégalités devant la maladie, si elles existent, sont plus à même d'être accentuées pour des pathologies plus lourdes.

⁶ Les résultats présentés ci-après ont été calculés sur la totalité de l'échantillon soit 13753 individus après exclusion des personnes de moins de 18 ans, ainsi que celles pour lesquelles la variable de revenu n'était pas disponible.

⁷ Nous avons utilisé à cet fin une méthode de classification définie par F.Beland (GRIS, Université de Montreal) sur la base des codes ICD contenus dans l'enquête afin de distinguer entre les maladies chroniques et aiguës. de plus, cette méthode permet de classer les affections en deux catégories de sévérité (menaçant la vie ou non du patient).

Comme nous le pressentons, l'indicateur de morbidité 'grave' (ou maladie mettant en danger la vie du patient) indique un fort gradient négatif lorsqu'on se déplace des plus bas vers les plus hauts revenus : la distribution de morbidité est moins concentrée, le quintile de revenu le plus bas (24.12%) présente le plus fort taux de morbidité, et le quintile de plus haut revenu le plus bas taux. Clairement, les groupes de plus bas revenus tendent à reporter les conditions les plus sévères nous induisant à prévoir pour eux des traitements plus coûteux.

Le tableau 3 présente l'analyse non standardisée de Le Grand en utilisant les cinq indicateurs de morbidité définis supra. Les dépenses sont concentrées dans le décile de plus bas revenu (15.91%), comme présumé, et la part de dépense de ce décile est supérieure à sa part correspondante de morbidité, quel que soit l'indicateur de morbidité retenu. De plus, les trois déciles de plus haut revenu consomment moins que leur part de morbidité, quel que soit l'indicateur retenu. En conséquence, le coefficient H_{10} de mesure d'inéquité horizontale est négatif, quel que soit l'indicateur retenu ce qui met en évidence une inéquité du système "en faveur" des classes de plus bas revenus. Notons que cette inéquité est moins élevée lorsque l'on considère l'indicateur (D) car celui semble mieux capturer que les autres les différences de traitement entre quintiles. En effet, les plus bas revenus, cumulant les affections les plus graves, ont tendance à avoir plus recours au système hospitalier (à un stade plus avancé dans le déroulement de leur maladie). En conséquence, les courbes de concentration de morbidité et de dépense correspondantes sont plus proches, et donc l'indice de concentration, mesure de l'équité, est plus bas en valeur absolue.

Le tableau 4 présente la standardisation de Wagstaff et al (1990). Le but de cette analyse est de standardiser suivant les groupes de revenu la consommation médicale non seulement par âge (4 groupes) et sexe, mais également par des indicateurs de morbidité (un ou plusieurs). Le principe général de la méthode est d'examiner toute différence de dépenses médicales entre les quintiles en éliminant les variations inter-groupe de structure d'âge, de sexe et de morbidité, afin de mettre en évidence une inéquité horizontale si elle existe, par rapport au revenu. Remarquons qu'en standardisant suivant plusieurs indicateurs de morbidité nous ne mettons pas en question les inégalités de santé entre groupe de revenu, mais que nous cherchons à caractériser la consommation médicale, à morbidité (et à facteurs démographiques) constante. Nous effectuons une analyse en termes d'équité horizontale et non en termes d'inégalité d'état de santé, encore que les analyses précédentes fournissent des indications en la matière, comme sous-produit de la méthode.

Lorsque la standardisation est réalisée en incluant un seul indicateur de morbidité, les résultats montrent une forte inéquité en faveur du décile de plus bas revenu. Il réunit en effet le plus grand pourcentage de dépenses (plus de 25% des dépenses, quel que soit l'indicateur retenu). Les autres quintiles de revenu possèdent une distribution des dépenses assez ramassée, à l'exception du quintile de plus haut revenu dont la part de dépense est sensiblement plus élevée que ces derniers. Corollairement, l'indicateur H_{10} d'inéquité horizontale est négatif, dénotant une inéquité générale en faveur des pauvres. Une standardisation réalisée avec plus d'un indicateur ne modifie pas les conclusions précédentes. Par exemple, l'analyse a été réalisée avec l'indicateur chronique (A), de maladie potentiellement dangereuse pour la vie du patient (D) et l'indicateur d'interruption d'activité (E). L'indicateur de morbidité "légère" n'a pas été introduit car il est hautement corrélé avec l'indicateur chronique. A nouveau, la distribution des parts de dépenses possède la même structure, comme nous pouvons le constater en consultant le tableau 4.

En conclusion, toutes les analyses menées avec un indicateur de morbidité ou plus mettent en évidence une inéquité favorisant les plus pauvres. Notons que cette inéquité est moins élevée lorsque l'indicateur (D) est introduit dans la standardisation, car à nouveau cet indicateur semble capturer mieux que les autres les différences de traitement entre quintiles.

3 : Conclusion

Nous avons analysé les conséquences au regard de l'équité de la façon dont les soins de santé sont financés et délivrés pour la population française. La possible existence d'une inéquité verticale du système de financement a été documentée par une analyse de l'enquête INSEE 1984 sur les budgets des ménages. Les résultats indiquent que globalement, le système de financement est faiblement régressif, cette régressivité étant principalement dû aux cotisations sociales d'Assurance Maladie, de par leur masse statistique dans l'ensemble des contributions au système.

Pour le système de prestation de soins, une inéquité horizontale en faveur des groupes de plus bas revenu a été mise en évidence, en utilisant l'enquête INSEE Santé 1980. Le résultat est robuste à une spécification quelconque de l'indicateur de morbidité retenu, bien que l'inéquité soit moins forte pour l'indicateur le plus sévère car celui-ci rend mieux compte des différents schémas de consommation parmi les groupes de revenu en France⁸. Ceci souligne l'importance du choix d'un indicateur de morbidité reflétant le mieux possible les variations de consommation, et par la même les limites de la méthode, très dépendante du choix des indicateurs, ainsi que de la méthode d'imputation des dépenses utilisée. Elle n'est pas dissociable d'une analyse connexe plus qualitative : le fait que les plus bas revenus cumulent pathologies les plus graves et consommation médicale plus importante est également la traduction d'une entrée différée dans le système de soins de la part de ces catégories (notamment en matière ambulatoire, ce qui induit le recours plus fort à l'hospitalisation).

⁸Une recherche ultérieure sera entreprise pour l'année 1988 (sur des données de Panel de la CNAM, appariées avec l'enquête ESPS du CREDES) afin d'actualiser et d'approfondir ces résultats.

Tableau 1: Distribution du financement de la Santé, France 1984/85
(en pourcentage)

dec. rev.	(1) rev. brut.	(2) primes ass.	(3) cotisat. emp.	(4) cotis. patron.	(5) total (3)+(4)	(6) paiemts directs	(7) paiemts totaux
1	2.25	10.76	1.56	1.05	1.22	9.23	1.33
2	4.66	6.92	4.72	4.38	4.50	8.22	4.53
3	5.81	7.38	5.84	5.85	5.85	10.34	5.88
4	6.91	9.18	7.31	7.24	7.26	9.54	7.29
5	8.09	9.58	9.05	9.28	9.20	11.06	9.21
6	9.41	8.81	9.95	10.36	10.22	11.31	10.22
7	10.82	9.51	11.70	12.31	12.10	8.25	12.06
8	12.58	10.43	13.21	13.93	13.68	9.80	13.64
9	15.14	11.12	15.28	15.88	15.68	10.29	15.62
10	24.32	16.31	21.38	19.72	20.28	11.96	20.21
TOT.	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
POIDS		4.73%	31.91%	60.73%	92.64%	2.62%	100%
POIDS MACRO		3.18%			77.28%	15.05%	100%
APPROX. LIN							
Gini	0.3189	0.0949	0.3031	0.3052	0.3045	0.0327	0.3016
Kak		-0.2240	-0.0157	-0.0137	-0.0144	-0.2862	-0.0173
APPROX. NON LIN.							
Gini	0.3262	**	0.3086	0.3095	0.3091	**	0.3063
Kak		**	-0.0176	-0.0167	-0.0171	**	-0.0199

NB: **: la courbe de concentration croise la diagonale

fig.1 : FINANCEMENT DE LA SANTE EN FRANCE, 1984/1985
(courbes de Lorenz et de concentration)

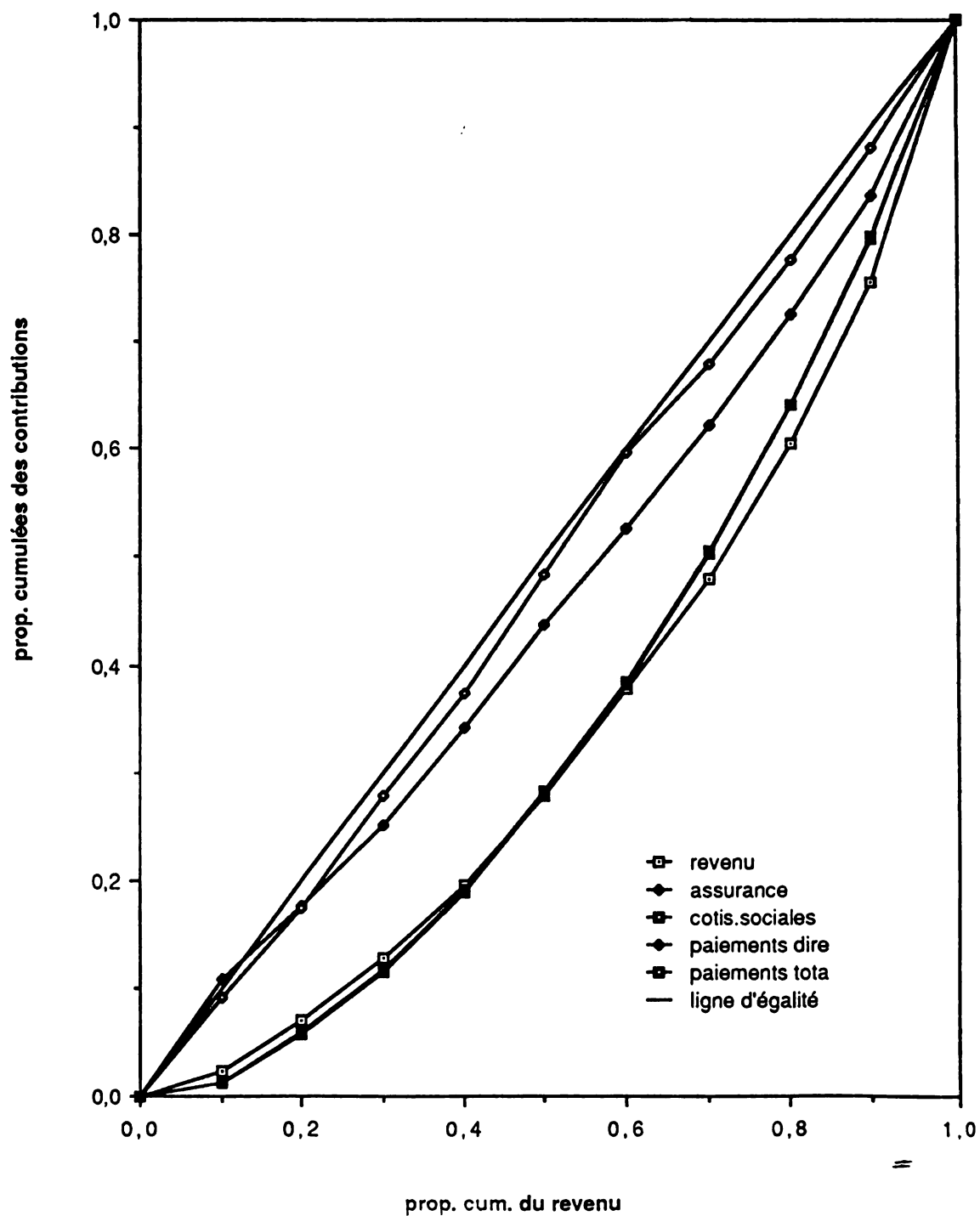


Tableau 2:
Distribution par quintile de revenu des cas morbides
(France, 1980)

	A	B	C	D	E
1	21.10	20.46	20.60	24.12	17.52
2	19.88	19.74	19.75	22.46	18.60
3	19.23	19.72	19.27	18.98	20.72
4	19.96	19.65	20.22	19.25	22.67
5	19.82	20.42	20.16	15.79	20.50

A : indicateur de morbidité chronique

B : indicateur de morbidité aiguë

C : indicateur de morbidité légère

D : indicateur de morbidité sévère

E : Interruption d'activité

(classification de Beland, 1990)

Tableau 3 :
Distributions non standardisées de dépenses et de
morbidité par déciles de revenu
(Analyse de Le Grand)

Dec de rev.	% de dépense.	%pers. morb. chronic	%pers. morb. aiguë	%pers. morb. "légère"	%pers. morb. "sévère"	%pers. interrup. d'activité
1	15.91	10.08	9.92	9.68	13.14	8.46
2	11.90	11.02	10.54	10.92	10.98	9.06
3	8.44	9.97	10.01	9.95	11.23	8.79
4	11.24	9.91	9.74	9.80	11.23	8.79
5	10.24	9.82	9.95	9.77	10.73	11.06
6	9.01	9.42	9.77	9.50	7.65	9.65
7	7.96	10.23	9.84	10.22	10.12	11.33
8	8.22	9.73	9.81	10.00	9.13	11.33
9	8.59	9.42	9.77	9.64	6.72	11.28
10	8.49	10.41	10.65	10.51	9.07	9.22
C _{exp}	-0.102					
C _{ill}		-8.88E-03	3.76E-04	-2.17E-04	-8.33E-02	3.83E-02
HI _{lg}		-9.31E-02	-1.02E-01	-1.02E-01	-1.87E-02	-1.40E01

Tableau 4 :
Distribution par quintile des dépenses standardisées
sui vant l'âge, le sexe et l'état de santé.
(en pourcentages)

quintiles de revenu	morb. chronique	morb. aiguë	morb. légère	morb. sévère	interr. activit	chro, sev.,int.
1	25,93	25,72	25,96	25,73	26,95	27,44
2	18,77	18,78	18,85	18,54	18,81	18,74
3	18,99	18,95	18,97	19,00	18,30	18,03
4	16,86	17,15	16,78	16,89	16,24	15,49
5	19,45	19,40	19,45	19,84	19,70	20,29
C _{wvp}	-0,595E-01	-0,571E-01	-0,603E-01	-0,537E-01	-0,683E-01	-0,702E-01

Références :

- GOTTSCHALCK, P., WOLFE, B., HAVEMAN, R. (1986). Health care financing in the U.S., U.K. and the Netherlands. Distributional consequences. I.I.P.F. International institute of Public Finance. 42nd congress. Athens, Greece. Aug. 24-29.
- HATCHEL, G. (1985). Transferts sociaux et redistribution. CREDOC. juillet.
- HURST, J. (1985). Financing Health care in the US, Canada and Britain. London. Kings Fund.
- KAKWANI, N.C. (1977). Applications of Lorenz curve in economics analysis. Econometrica, vol.45, n°3, pp.719-727. april.
- LAMBERT, P.J. (1985). Tax progressivity : a survey of the litterature. working paper n°56. London. Institute for fiscal studies.
- KAKWANI N.C et PODDER N. (1986). On the Estimation of Lorenz Curves from Grouped Observation. International Economic Review, vol 14, n°2, 279-92.
- LE GRAND, J. (1978). The distribution of public expenditure: the case of health care. Economica, vol.45, pp.125-142. may.
- WAGSTAFF, A., VAN DOORSLAER, E, PACI, P. (1989). Equity in the finance and delivery of health care: some tentative country comparisons. Oxford review of economic policy, vol.5, n°1, pp.89-112.

The Political Choice of the Optimal Exchange Rate Regime

L.J. Ruland and J.-M. Viaene

Erasmus University Rotterdam

Fall 1991

Abstract

The purpose of this paper is to present a model in which the choice of the optimal exchange rate regime is envisaged in a political setting. We consider a country composed of three types of agents, importers, exporters and speculators, who select their position on exchange rate policy according to welfare maximization. As a result, well-defined interest groups are shown to emerge. Each coalition makes contributions to one of two political candidates running for political office in support for their optimal policy intervention. When policy pronouncements by the two candidates are made in terms of exchange rate volatility, the equilibrium consists of two extremes: a fixed versus flexible exchange regime, the latter with bounded volatility.

Mailing Address: Erasmus University Rotterdam, Department of Economics, H8 - 20, P.O. Box 1738, 3000 DR Rotterdam, The Netherlands.

Key Words: campaign contributions, exchange rate volatility, forward currency market.

JEL Categories: 431-432

1. Introduction

Since the collapse of the Bretton Woods exchange rate system in 1973, a great interest has been shown in the consequences of increased exchange rate volatility. The major concern of empirical and theoretical studies has been to identify the effects of flexible exchange rates on the volume of international trade and on the degree of pass-through, see e.g. Steinherr and Perée (1989) and Feenstra and Kendall (1991). None of these approaches, however, have enquired as to why different countries have different exchange rate systems and how the latter came about.

Economic arguments as to which exchange rate regime should be chosen are usually not sufficient. The choice is principally a political one in that political support motives usually underline the decisions. The purpose of this paper is therefore to analyze the choice of the exchange rate regime in a political setting. The model is an integration of two strands of literature, namely, a study on the behavior of economic agents with exchange rate uncertainty [Viaene and de Vries (1992)] and a study on the endogenous policy formation in a representative democracy [Young and Magee (1986), Hillman and Ursprung (1988)].

The present basis for the endogenous determination of exchange rate regimes starts with the assumption that self-interest motives govern the behavior of the agents in the model [Hillman (1988)]. Political agents maximize a political objective, namely the probability of election; as potential gainers or losers of the policies, economic agents join coalitions in regard to their position on exchange rate policy. The institutional framework is assumed to be such that coalitions can influence the election success of the candidate of

their choice by way of direct contributions.

The paper is organized as follows. In Section 2 the framework and the choice problems of the economic agents are described. Two situations are considered: (i) one where agents have no access to a forward currency market, (ii) one where a forward market exists. In both cases, well-defined coalitions of gainers and losers propose their policy intervention. In Section 3 the results are substituted into a model of political competition that endogenizes the policy pronouncement of two political candidates in accordance with the maximization of their respective probability of election.

2. The Agent's Choice Problem

Consider an economy with three types of economic agents acting on foreign exchange markets: importers, exporters and speculators (subscripted m , n and s respectively). The speculators are engaged in international portfolio diversification, whereas the merchants are modelled by means of a trading house: buying some commodities internationally and retailing them locally, or vice versa. Merchants' transactions are assumed to be invoiced in the foreign currency. All three agents therefore face uncertainty of a future exchange rate and are assumed risk-averse towards it. In this context we analyze each agent's optimal behavior with or without forward markets and establish their position on exchange rate policy.

2.1 The Model

Importers

Each importer is assumed to face the following inverted domestic demand

function for their product:

$$(1) \quad P_m = a - I_m/2$$

so that the individual returns are:

$$(2) \quad aI_m - \frac{1}{2}I_m^2, \text{ with } m = 1, \dots, M,$$

where I_m is the quantity demanded at price P_m . If the price of the imported commodity is set to unity in the foreign currency, then the costs for the importer are $\tilde{w}I_m$ in the domestic currency, where \tilde{w} is the one period ahead spot exchange rate, and the tilde refers to the random nature of the future spot rate. As is common practice in international trade, the importer receives trade credit for one period. In order to cover the exchange rate uncertainty which results from his foreign currency exposure, the importer may purchase an amount K_m of forward currency against the forward rate f . Taking these assumptions into account, the profit function is:

$$(3) \quad \tilde{\Pi}_m = aI_m - \tilde{w}I_m + (\tilde{w} - f)K_m - \frac{1}{2}I_m^2.$$

One may argue that other costs like labour costs, storage costs or any other costs must be included into the profit function. But as long as these items are linear or quadratic, eq. (3) is not affected qualitatively, and they may be subsumed under the coefficient a .

Exporters

Turning to the behavior of domestic exporters we postulate the following individual profit function for the representative exporter:

$$(4) \quad \tilde{\Pi}_n = \tilde{w}X_n + (\tilde{w} - f)K_n - dX_n - \frac{1}{2}X_n^2, \text{ with } n = 1, \dots, N,$$

where X_n is the quantity exported and K_n is the hedge. Here the exporter sells on the world market against a unit price. Again it is assumed that all invoicing occurs in the foreign currency. Furthermore, it is assumed that the exporter has a domestic purchase and production function $dX_n + \frac{1}{2}X_n^2$, which may be derived in analogy with the derivation of the importer's cost function. As is customary, the exporter extends a one period trade credit and therefore experiences exchange rate uncertainty which may be hedged against.

Speculators

The speculator has a initial wealth Π_s which he likes to allocate to domestic assets against the going interest rate r . Moreover, he seeks a profit by taking open positions in exchange markets with a view to profiting from the discrepancy between the current forward rate and his expected future spot rate. Therefore the speculator has the following profit function:

$$(5) \quad \tilde{\Pi}_s = (1 + r)\Pi_s + (\tilde{w} - f)K_s, \text{ with } s = 1, \dots, S.$$

His problem is to decide on the optimal amount of forward purchases K_s , and on the optimal holding of domestic assets.

2.2 Optimal Behavior without Forward Market

Assume that the first two conditional moments of \tilde{w} exist such that $E[\tilde{w}] = \epsilon$ and $\text{Var}[\tilde{w}] = \sigma^2$. Furthermore, assume that the three agents maximize a mean-variance utility function with absolute risk aversion parameter α_i ¹⁾:

$$(6) \quad EU_i = E\tilde{\Pi}_i - \frac{\alpha_i}{2} \text{Var}\tilde{\Pi}_i, \quad i = m, n, s.$$

Consider the simplest case that is, when the firms and speculators have no access to a forward foreign exchange market. Then the hedge positions K_m , K_n and K_s of the respective private agents are set to zero and the choice problem becomes simple. On substituting eq. (3) into (6) and optimizing with respect to I_m for the importer, substituting eq. (4) into (6) and optimizing with respect to X_n for the exporter, the optimal solutions are:

$$(7) \quad I_m = \frac{a - \varepsilon}{1 + \alpha_m \sigma^2},$$

$$(8) \quad X_n = \frac{\varepsilon - d}{1 + \alpha_n \sigma^2}.$$

Consider a mean-preserving spread change, that is a higher volatility of exchange rates (a higher σ^2) while maintaining the mean constant. It is clear by eqs. (7) and (8) that this results in a lower level of trade, a well-known result in the literature (see for example Ethier (1973), Baron (1976), Viaene and de Vries (1992)).

Upon substitution of eqs. (7) and (8) in the respective expected utility functions, the effects of an increase in exchange rate volatility can be extended to see the impact on the expected utility of the merchants:

$$(9) \quad \frac{\partial EU_m}{\partial \sigma^2} = -\frac{1}{2} \alpha_m I_m^2 < 0, \quad \frac{\partial EU_n}{\partial \sigma^2} = -\frac{1}{2} \alpha_n X_n^2 < 0$$

It is evident that an increase in the exchange rate volatility always has a negative effect on the expected utility of the merchants as well. This indicates that the merchants will always support the political candidate who

is in favor of fixed exchange rates.

As there is no forward market (and assuming that uncovered interest parity holds), the speculator's welfare is not affected by his portfolio allocation between domestic and foreign currency and therefore is not affected by a higher or lower volatility. We have the following result.

Proposition 1:

In absence of a forward foreign currency market any coalition of agents on the market will strive for a fixed exchange rate regime.

This could explain why many developing countries with no well developed foreign exchange market peg their currency to the currency of their major partner in trade.

2.3 Optimal Behavior with Forward Market

When economic agents have access to a forward exchange market, transactions can be hedged against exchange rate uncertainty. The hedge variables K_m , K_n , K_s become decision variables in a way that makes the expected utility of profits as large as possible. For firms, the choice of the forward purchase of foreign exchange and of the output level are made simultaneously. Employing eq. (6) again, the optimizing import and export levels are:

$$(10) \quad I_m = a - f,$$

and

$$(11) \quad X_n = f - d.$$

Comparing eq. (10) to (11) one sees that exporters and importers have opposite responses to the forward rate. The comparison of eqs. (10) and (11) to eqs. (7) and (8) illustrates the implication of the separation theorem. This property, shown by Ethier (1973), Danthine (1978), Holthausen (1979), Feder, Just and Schmitz (1980) and others, state that where there exists a forward market the amount that the firm will import or export is entirely independent of the distribution of the random exchange rate and of the firm's attitude towards risk. The latter are only relevant to the choice of the amount of forward cover, as can be seen from maximization:

$$(12) \quad K_m = \frac{\varepsilon - f}{\alpha_m \sigma^2} + I_m,$$

$$(13) \quad K_n = \frac{\varepsilon - f}{\alpha_n \sigma^2} - X_n,$$

$$(14) \quad K_s = \frac{\varepsilon - f}{\alpha_s \sigma^2},$$

where $\varepsilon - f$ is the risk premium. Comparing eqs. (12), (13) and (14) one sees that the speculative parts, i.e. $(\varepsilon - f)/\alpha_i \sigma^2$, have similar signs but that the hedge parts, i.e. I_m and X_n , are of opposite signs. Substituting eq. (12), (13) and (14) in the respective profit functions, the resultant expected utility levels read:

$$(15) \quad EU_m = \frac{1}{2} I_m^2 + (\varepsilon - f)^2 / 2\alpha_m \sigma^2,$$

$$(16) \quad EU_n = \frac{1}{2} X_n^2 + (\varepsilon - f)^2 / 2\alpha_n \sigma^2,$$

$$(17) \quad EU_s = (1+r)I_s + (\epsilon - f)^2 / 2\alpha_s \sigma^2.$$

Note that the expected utility attached to the main activity (trading or allocating portfolio) is given by the first term, that attached to speculation is the second term. With an unbiased forward market, i.e. a zero risk premium $f = \epsilon$, the firms will hedge their trade transactions completely and the gains from speculation vanish. This is known as the Full-Hedging Theorem (Holthausen (1979), Kawai and Zilcha (1986)). Adding the separation theorem's result that I_m and X_n are independent of σ^2 , the agents will avoid exchange risk altogether and will be indifferent with respect to the exchange rate policy.

These are partial equilibrium outcomes. Do they hold in the general equilibrium sense that the aggregate net demand for forward covers help to determine f ? To see that consider the market clearing condition on the forward market:

$$(18) \quad \sum_{m=1}^M K_m + \sum_{n=1}^N K_n + \sum_{s=1}^S K_s - F = 0$$

where M , N , S are the respective number of importers, exporters and speculators and F represents the forward currency sales by the central bank²). The equilibrium forward rate is then obtained by substituting eqs. (12), (13), (14) in (18):

$$(19) \quad f = \epsilon - \Omega \sigma^2 [TB + F]$$

where $TB = \sum_{n=1}^N X_n - \sum_{m=1}^M I_m$ is the trade balance and Ω is the aggregate measure of risk aversion:

$$\Omega = 1 / \left(\sum_{n=1}^N \frac{1}{\alpha_n} + \sum_{m=1}^M \frac{1}{\alpha_m} + \sum_{s=1}^S \frac{1}{\alpha_s} \right).$$

As speculators can be risk lovers³⁾, Ω can take either sign. However for simplicity we assume that all agents have the same risk aversion $\alpha > 0$ in which case $\Omega = \alpha / (M + N + S) > 0$. It is clear by eq. (19) that $f - \varepsilon = 0$ in the happenstance $(TB + F) = 0$, that is when the aggregate net foreign currency exposure is zero. The empirical experience nowadays is indicative, however, of a nonzero risk premium. If $f - \varepsilon \neq 0$, as I_m and X_n depend upon f , the volumes of trade will depend upon merchants' overall attitudes towards risk and merchants' subjective distribution of the exchange rate (Viaene and de Vries (1992)). Hence, agents are in that case concerned by the degree of exchange rate volatility.

Now consider the preferences with respect to the exchange rate variability to establish each agent's position on the exchange rate policy. For the importer, exporter and speculator, this amounts to substituting eq. (19) into eq. (15), (16), (17) respectively, and differentiating with respect to σ^2 :

$$(20) \quad \frac{\partial EU_m}{\partial \sigma^2} = \frac{\Omega I_m (TB + F)}{[1 + \Omega \sigma^2 (M + N)]} + \frac{\Omega (TB + F)^2}{[M + N + S] (1 + \Omega \sigma^2 (N + M))} \frac{(1 - \Omega \sigma^2 (N + M))}{(1 + \Omega \sigma^2 (N + M))} < 0$$

$$(21) \quad \frac{\partial EU_n}{\partial \sigma^2} = \frac{-\Omega X_n (TB + F)}{[1 + \Omega \sigma^2 (M + N)]} + \frac{\Omega (TB + F)^2}{[M + N + S] (1 + \Omega \sigma^2 (N + M))} \frac{(1 - \Omega \sigma^2 (N + M))}{(1 + \Omega \sigma^2 (N + M))} \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 0$$

$$(22) \quad \frac{\partial EU_s}{\partial \sigma^2} = \frac{\Omega (TB + F)^2}{[M + N + S] (1 + \Omega \sigma^2 (N + M))} \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 0$$

Assume that the net currency exposure is negative ($TB + F < 0$), a positive

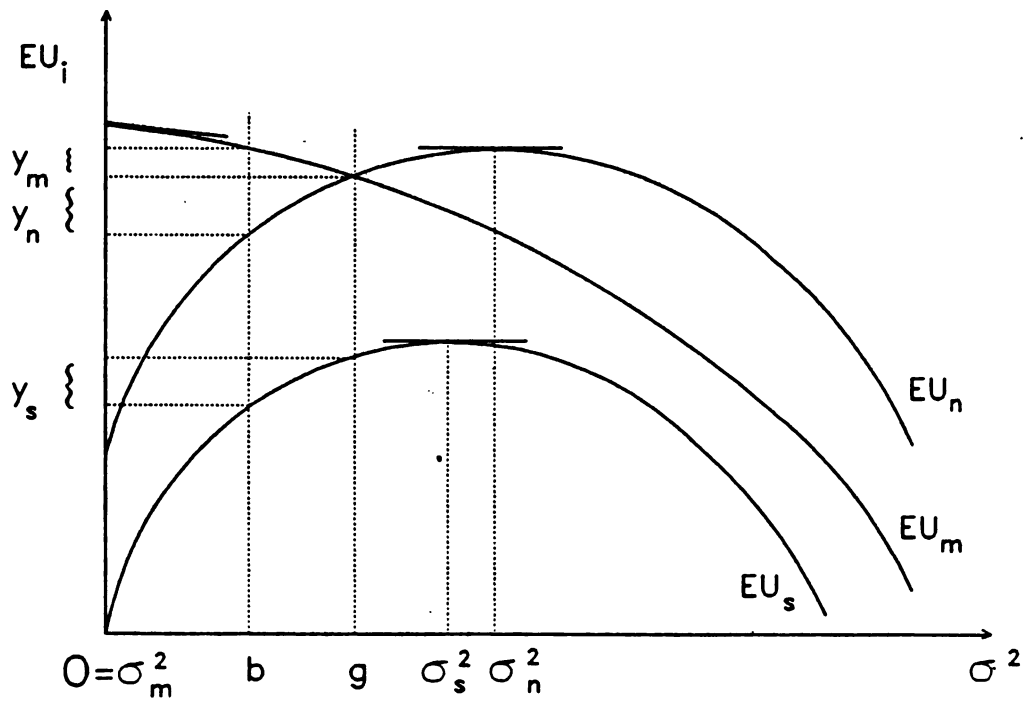
currency exposure being analyzed by analogy. The first argument in eqs. (20) and (21) can be thought of as the trade part; the second argument common to the three types of agents, represents the welfare gains from speculation. The negative currency exposure implies a decrease in profits from trade for the importer, an increase in profits for the exporter.

Economic agents' behavior is assumed to be predicated by their economic self-interest, i.e. $\max EU_1$. The magnitude of σ^2 is, however, fundamental in determining the sign of eqs. (20) to (22) and, for this reason, the overall preference of each agent with respect to the optimal exchange rate regime. The latter, denoted by σ_m^2 , σ_n^2 and σ_s^2 are depicted in Figure 1. Whatever value of σ^2 , $\partial EU_m / \partial \sigma^2$ in eq. (20) is negative. The relevant domain of σ^2 being restricted to non-negative values, the expected utility of the importer attains its maximum at the corner solution $\sigma_m^2 = 0$. For exporters in eq. (21) σ^2 must be such that the gains from trade of a marginal increase in volatility are just offset by the losses generated by speculation. The optimal volatility is then the solution to $\partial EU_n / \partial \sigma^2 = 0$, i.e. $\sigma_n^2 = - [\sum_{m=1}^M I_m + (M+S)X_n - F] / \Omega (TB + F) (N+M) > 0$ for realistic values of F. Likewise, speculators set $\partial EU_s / \partial \sigma^2 = 0$ to obtain $\sigma_s^2 = 1 / \Omega (N+M) > 0$. By comparing the individual positions on optimal volatility, the following result emerges: $\sigma_m^2 = 0 < \sigma_s^2 < \sigma_n^2$. By analogy, considering a positive currency exposure would reverse importer's and exporter's position.

Proposition 2.

In the case where the country's net foreign currency exposure (TB + F) is nonzero, then a conflict of interest emerges when the preferred exchange rate volatility is the subject of dispute. Depending on the sign of the country's

Figure 1 Expected Utility Functions



11

net foreign currency exposure, a coalition of exporters and speculators ($TB + F < 0$) or a coalition of importers and speculators ($TB + F > 0$) will favor a flexible exchange regime, the third agent wishing fixed exchange rates.

Hence, there are well-defined coalitions of gainers and losers from exchange rate policy. How can we solve this apparent conflict on σ^2 ? The next section attempts to give an answer.

3. POLITICAL COMPETITION

Envisage a representative democracy in which there are two candidates running for political office. The subject of dispute is the volatility of the exchange rate, which implies that the political candidates make their respective pronouncements in terms of σ^2 only. A candidate, assumed to advocate a fixed exchange rate regime, pronounces a low volatility ($\sigma^2 = b$) while the other candidate, advocating flexible exchange rates, commits himself to a higher value of σ^2 ($\sigma^2 = g$ with $b < g$). As was established in the previous section, the different agents will form lobbies as to achieve their preferred policy positions and seek to influence, through their campaign contributions, the probability of election of their favored candidate.

3.1 The Choice of Campaign Contributions

Private agents can calculate the effects of each pronouncement on their expected utility. Uncertainty remains, however, in not knowing which candidate will be elected. Assuming risk-neutrality towards elections, the outlays made

ex-ante by each agent are a deduction from their ex-ante expected utility.

Hence, the individual objective function reads:

$$(23) \quad EU_i = \phi[EU_i(\sigma^2 = g)] + (1-\phi)[EU_i(\sigma^2 = b)] - C_i \quad i=m,n,s,$$

where ϕ and $(1-\phi)$ are the pre-election polls of the flexible and fixed rate candidate respectively and C_i is the individual campaign contribution made by private agent i . Furthermore, it is assumed that the probabilities of election are in turn depending upon the campaign contributions. With a negative foreign currency exposure (TB+F) exporters and speculators join forces opposing importers' preference for a fixed exchange rate regime and the probabilities of election are expressed as follows:

$$(24) \quad \phi = \bar{C}/(C + \bar{C}) \text{ and } (1-\phi) = C/(C + \bar{C}),$$

$$\text{where } \bar{C} = \sum_{n=1}^N C_n + \sum_{s=1}^S C_s \text{ and } C = \sum_{m=1}^M C_m.$$

Substituting these into the objective function (23) and differentiating with respect to C_m yields:

$$(25) \quad \frac{M\bar{C}}{(C+\bar{C})^2} Y_m = 1,$$

$$(26) \quad \frac{NC}{(C+\bar{C})^2} Y_n = 1,$$

$$(27) \quad \frac{SC}{(C+\bar{C})^2} Y_s = 1,$$

where $Y_m = EU_m(\sigma^2 = b) - EU_m(\sigma^2 = g)$ and $Y_j = EU_j(\sigma^2 = g) - EU_j(\sigma^2 = b)$, for $j = n, s$, are, as illustrated in Figure 1, the respective gains in expected utility following the two pronouncements⁴⁾. It is clear that individuals, being risk-neutral towards the election outcome will equate, at the margin, their expected gains to one additional unit of campaign contribution in support of their candidate.

From eqs. (26) and (27) a necessary condition for the coalition of exporters and speculators appears:

$$(28) \quad NY_n = SY_s.$$

Since the outlays made reflect the public good nature of the benefits to exporters and speculators the above equality is the necessary condition to keep the coalition together. Benefits and contributions of both groups must have the same magnitude otherwise defection is a realistic possibility. On substituting for Y_n and Y_s in eq. (28):

$$(29) \quad \frac{(S-N)}{S} = \alpha \left(\frac{gTB_g - bTB_b}{gTB_g^2 - bTB_b^2} \right) \{gTB_g + bTB_b - 2(\epsilon-d)/\Omega\}$$

where TB_b and TB_g are the country's net foreign currency exposure ($TB + F$) for the respective policy pronouncements b and g . Eq. (29) implies a relationship between pronouncements and the relative number of each type of market participants. As the increase in the individual profit of the exporter is always higher than that of the speculator it is necessary that $S > N$ in order to maintain the coalition.

Combining eqs. (25) and (27) yields the relationship between equilibrium campaign contributions of the coalition of importers versus the coalitions of exporters and speculators:

$$(30) \quad \frac{C}{\bar{C}} = \frac{MY_m}{SY_s} = \frac{M\{EU_m(\sigma^2 = b) - EU_m(\sigma^2 = g)\}}{S\{EU_s(\sigma^2 = g) - EU_s(\sigma^2 = b)\}} \equiv R(b, g)$$

On substituting for Y_m and Y_s and using eq. (29), the relation between campaign contributions becomes:

$$(31) \quad R(b, g) = -1 - \frac{(S-N)}{N} \left\{ \frac{gTB_g + bTB_b + 2(a-\varepsilon)/\Omega}{gTB_g + bTB_b - 2(\varepsilon-d)/\Omega} \right\},$$

with R being continuously decreasing in both b and g . This latter expression establishes the link between the election probabilities and the two policy pronouncements.

3.2 Policy Pronouncements

Since rival candidates strive for maximum probability of electoral success they choose policy positions on the political dimension as to maximize their respective probabilities given by eq. (31). For the fixed rate candidate this implies maximizing eq. (31) whereas the flexible rate candidate seeks to minimize eq. (31). As R is continuously decreasing in b and g , maximizing eq. (31) implies minimizing the pronounced volatility, i.e. $b=0$. Minimizing eq. (31) implies maximizing g , subject to eq. (29) given that $b=0$. Hence, the

flexible exchange rate candidate will pronounce:

$$g^* = \frac{(S-N)}{\alpha N} + \frac{2(\varepsilon-d)}{\Omega TB_g}$$

Any pronouncement of the flexible rate candidate that deviates from g^* will cause the coalition of exporters and speculators to fall apart.

Another implication of R being continuously decreasing in both b and g is that a common pronouncement in the sense that both political agents pronounce the same volatility is not plausible. Whatever the common pronouncement is, both candidates will have an incentive to deviate from it. An interior equilibrium of the Hotelling-type is therefore not possible⁵).

Proposition 3:

When two political support-maximizing candidates running for political office make their pronouncement in terms of the exchange rate volatility, knowing the sign of the country's net foreign currency exposure, the equilibrium pronouncements will consist of two extremes: a fixed exchange rate regime ($b = 0$) versus a flexible exchange rate regime with bounded volatility ($g = g^$).*

4. Concluding Remarks

The emphasis of this paper has been on the conflicts of interest associated to exchange rate regimes. A conflict arises only under the joint existence of a well developed forward market and of a forward risk premium. Given the forward risk premium a higher volatility of the exchange rate causes some market

participants to be affected adversely and some favorably, thereby establishing the coalition of gainers and losers from the policy and the political candidates they will support. The outcome of the endogenous political process is that both candidates make policy pronouncements at the extremes.

Footnotes

1. The use of a mean-variance objective function can be justified as a second-order Taylor approximation, with a negligible error, to a more general utility function. See Newbery (1988) for a discussion of these issues.
2. While a wide array of alternatives linking F and the subjective distributions of the exchange rate can be taken up, this is not the place to model the central bank's behavior explicitly. It must however be clear that policy pronouncements in terms of exchange rate volatility must be accompanied by legislated restrictions on the movement of the exchange rates (like in the EMS) or by well-defined circumstances warranting central bank interventions.
3. The second-order condition for an interior maximum is violated for risk-neutral or risk-loving firms. An interior maximum can however be assumed for risk-neutral or risk-loving speculators.
4. The presence of M in the numerator of eq. (25) reflects the conjectural contribution variation of the coalition of importers. When the

individual i makes a decision about how much to contribute, he has to make a guess about how the other individuals in the coalition will respond to this choice. The coalition implies, however, a collusive behavior so that a change in individual i 's contribution of one monetary unit will lead to a change in the coalition's contribution of $\sum_{j=1}^M \partial C_j / \partial C_i$ monetary units. By the assumptions of the model the agents within a coalition are all alike and the coalition's contribution will then change by M monetary units. A similar reasoning applies to eqs. (26) and (27).

5. Hillman and Ursprung (1988) using a similar political competition model arrive at a comparable conclusion in the case of a tariff. The political candidates either pronounce free trade or prohibitive tariffs.

References

- Baron, D.P. (1976), "Flexible Exchange Rates, Forward Markets and the Level of Trade", *American Economic Review*, 66, 253-266.
- Danthine, J.P. (1978), "Information, Futures Prices and Stabilizing Speculation", *Journal of Economic Theory*, 17, 79-98.
- Ethier, W. (1973), "International Trade and the Forward Exchange Market", *American Economic Review*, 63, 494-503.
- Feder, G., Just, R.E. and Schmitz, A. (1980), "Futures Markets and the Theory of the Firm Under Price Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics*, 95, 317-328.
- Feenstra, R.C. and Kendall, J.C. (1991), "Exchange Rate Volatility and International Prices", NBER, Working Paper No. 3644.
- Hillman, A. (1988), *The Political Economy of Protection*, Fundamentals of Pure and Applied Economics (New York: Harwood Academic Publishers).
- Hillman, A. and Ursprung, H. (1988), "Domestic Politics, Foreign Interests, and International Trade Policy", *American Economic Review*, 78, 729-745.

- Holthausen, D.M. (1979), "Hedging and the Competitive Firm Under Price Uncertainty", *American Economic Review*, 69, 989-995.
- Kawai, M. and Zilcha, I. (1986), "International Trade with Forward-Futures Markets under Exchange Rate and Price Uncertainty", *Journal of International Economics*, 20, 83-98.
- Newbery, D.M. (1988), "On the Accuracy of the Mean-Variance Approximation for Futures Markets", *Economic Letters*, 28, 63-68.
- Steinherr, A. and Perée, E. (1989), "Exchange Rate Uncertainty and Foreign Trade", *European Economic Review*, 33, 1241-1264.
- Viaene, J.-M., and de Vries, C.G. (1992), "International Trade and Exchange Rate Volatility", *European Economic Review*, forthcoming.
- Young, L. and Magee, S. (1986), "Endogenous Protection, Factor Returns and Resource Allocation", *Review of Economic Studies*, 53, 407-419.

LA RETRAITE / RETIREMENT

LONGEVITY: IMPACT and SOLUTIONS.

by Bob J.J. Alting von Geusau,
University of Amsterdam.

Introduction.

The impact of the longevity phenomenon can be illustrated with the aid of two different tables:

Year of birth	Expected duration of life in years	
	Male	Female

1840-51	36.2	38.5
50-59	36.4	38.2
60-69	37.2	39.1
70-79	38.4	40.7
80-89	42.5	45.0
1890-99	46.2	49.0
1900-09	51.0	53.4
10-20	55.1	57.1
21-30	61.9	63.6
31-40	65.7	67.2
1947-49	69.4	71.5
51-55	70.9	73.5
56-60	71.4	74.8
61-65	71.1	75.9
66-70	71.0	76.4
1971-75	71.2	77.2
76-80	72.1	78.6
81-85	72.9	79.5
86-90	74.6	81.0

Expected duration of life in years for
people born in the Netherlands since 1840.

Source: Dutch Central Bureau of Statistics

and also by:

Year: Number of people over 65 as a
 percentage of people age 20-64
 in the Netherlands

1960	16.8
1965	18.1
1970	18.8
1975	19.6
1980	20.1
1985	20.0
1990	20.8
2000	22.0
2010	24.2
2020	30.7

Source: Dutch Central Bureau of Statistics
 The % of 2000 and later have been
 estimated according to the Demographic
 Prognosis 1990, middle variant.

Longevity will influence the activities in all areas of our society since - like in the two tables above - it will have its consequences both for the individual life of each member of our society (the micro-aspect) and for the composition of society itself (the macro-aspect).

In the classical actuarial sciences scholars tend to concentrate upon the micro-dimension of longevity in the sense that they try to correct the expected mortality experience of the individual lives with factors that reflect the expected influence of longevity. For most insurance policies where there is funding involved this seems to be sufficient.

However, if individual life assurance or Social Security is funded by the apportionment of all the benefits in a specific year over all the payers of premium during that same year - the system in the Netherland for the Old Age Pension which is paid out by Social Security - there will be a problem which the second table illustrates clearly. The platform of premium payment decreases over the years in comparison with the number of beneficiaries. The system of "Répartition"-funding like they know in France has the same implicit deficiency. And also in the Disability Part of the Dutch Social Security system there is the same problem.

This paper tries to describe the longevity problem both for the macro- and the micro-aspects. Also it provides some solutions.

The macro-aspects of longevity.

Let us start with some modelling. A population at time n is described in three classes of age:

- 1- People younger than 20 years of age,
- 2- People between 20 and 65, and
- 3- People over 65.

These people remain in their class until they exceed the relevant age or until they die. Also, newly born are included in the first class -1- with a certain speed year by year while there is the phenomenon of migration as well.

For all these people we introduce a fourth fictitious class:

- 4- The meta-actuarial class.

The people in this class do not exist. They will be born next year, or they will emigrate from foreign countries to the Netherlands in the future. It is also possible that some of them are the deceased from the past.

There is a striking similarity between the introduction of this meta-actuarial class of non-existing people and the introduction of the square root of minus 1 in the practical calculations around electricity: both do not exist but they are very handy for practical purposes as will be shown shortly.

The next step is to introduce the vector of number of people in each of the four classes at time n :

x_n

and the matrix with the transition probabilities from each of the classes to each of the classes:

$P = (p_{ij})$ the probabilities of transition from row i at the beginning of the period to column j at the end of the period.

All this leads to the matrix-equation:

$$x_n = P^t x_{n-1}$$

This is all straightforward: the superfix t stands for the transposition of matrix P while in this equation it is also assumed that the matrix of transition probabilities is time independent. The latter, of course, is not true, as every expert in Demographics can demonstrate. But we donot need to have a very precise and accurate tool to describe the phenomenon of longevity in the sense that we want to have exact estimates for the future. No, they only thing we need is a rough method which can show us the trends which can be expected to be seen in longevity.

Therefore we will use ten years periods as well, starting in 1960 with the Dutch population in thousands:

-1- People younger than 20 years of age:	4,400
-2- People between 20 and 65:	6,100
-3- People over 65:	1,000
-4- The meta-actuarial class:	20,000

Total	31,600

Let us discuss this in connection with the matrix of transition probabilities:

$$P = \begin{bmatrix} 0.50 & 0.49 & 0 & 0.01 \\ 0 & 0.77 & 0.16 & 0.07 \\ 0 & 0 & 0.41 & 0.59 \\ 0.11 & 0.02 & 0 & 0.87 \end{bmatrix}$$

The numbers of people in the classes -1- to -3- have been derived from the census of population in 1960. For the probabilities of transition with regards to these classes the very strict application of the official population mortality table GBM 1985-1990 has been used both for the number of people who form the classes as for the probabilities of exit from each of these classes.

In the meta-actuarial classes both the probabilities and the initial number have been gauged to the effect of giving reasonable results for the number of births and the balances of migration between 1960 and now.

With the aid of the matrix-equation we get these results:

Year	Number of people in the classes:				Longevity rate -3-/-2- in %
	-1-	-2-	-3-	-4-	
1960	4,400	6,100	1,000	20,000	16.39
1970	4,400	7,253	1,386	18,461	19.11
1980	4,231	8,110	1,729	17,431	21.32
1990	4,033	8,666	2,006	16,795	23.15
2000	3,864	8,985	2,209	16,442	24.59
2010	3,740	9,141	2,343	16,276	25.64
2020	3,661	9,197	2,423	16,220	26.35
etcetera, converging to:					27.21

For a rough estimate this looks quite satisfying in light with the information in the second table of this paper.

Let us assume now that the medical profession improves to the point that all probabilities in matrix P remain the same except that the probability for people over 65 to remain alive in the 10-years period will become 44% in stead of 41% after 1/1/1990. Of course this is just a tiny alteration, but it leads to the table:

Year	Number of people in the classes:				Longevity rate -3-/-2- in %
	-1-	-2-	-3-	-4-	
1960	4,400	6,100	1,000	20,000	18.39
1970	4,400	7,253	1,386	18,461	19.11
1980	4,231	8,110	1,729	17,431	21.32
1990	4,033	8,666	2,006	16,795	23.15
2000	3,864	8,985	2,269	16,382	25.26
2010	3,734	9,139	2,436	16,191	26.56
2020	3,648	9,191	2,534	16,127	27.58
etcetera, converging to:					28.57

From a theoretical point of view it is interesting to see that the limit for x_n exists when n goes to infinity and that it is independent of the initial composition of the four classes.

So, even with an empty meta-actuarial class in 1960 - with, consequently, highly inaccurate estimates for the number of people later on - we will, at least in theory, reach the same ultimate rate of longevity:

Year	Number of people in the classes:				Longevity rate -3-/-2- in %
	-1-	-2-	-3-	-4-	
1960	4,400	6,100	1,000	0	16.39
1970	2,200	6,853	1,386	1,061	20.22
1980	1,217	6,376	1,665	2,243	26.11
1990	855	5,551	1,703	3,392	30.68
transition probability $p_{33} = 0.44$ and $p_{34} = 0.56$					
2000	801	4,761	1,637	4,301	34.33
2010	873	4,144	1,482	5,000	35.76
2020	987	3,719	1,315	5,479	35.36
2030	1,098	3,457	1,174	5,774	33.95
etcetera, converging to:					28.57

So, assuming that there is some value in these calculations one can predict that under ceteris paribus conditions the longevity-aspect in a macro-sense is still under full development that we may expect a further greying of the population from 23% right now to over 27% in the future.

If, on top of that, the probabilities of mortality increase to improve for older people the longevity rate will increase to some 30%. So the risk of long life may be replaced by something much more spectacular and thus, more worrying: the risk of much longer life!

Let us see how the consequences of this are on the micro-side. -

The micro-aspects of longevity.

The Dutch Commissioner of Insurance has decided that from now on all Immediate Annuities in the Netherlands will have to be rated and to be reserved on the basis of the Mortality Table GBM 1980-1985, 4% with an age reduction of 4 years for males and on the basis of the Mortality Table GBV 1980-1985, 4% with an age reduction of 5 years for females.

The Commissioner defends this decision with aid of this information of mortality experience with insureds in the period 1986-1990:

Observed mortality in % of table mortality

Male, GBM 1980-1985	
Risk covers	65%
Annuities	81%
Female, GBV 1980-1985	
Risk covers	63%
Annuities	82%

Of course it is true that undermortality in risk covers leads to profits while undermortality in annuities is unprofitable every year.

So in a balancing position between a portfolio with Risk Covers and with Annuities one can say that the obvious losses from the longevity risk in Annuities will be compensated - presumably, will be even more than compensated - by the profits from the Risk portfolio.

Perhaps this is true today.

But tomorrow, as we have seen from the analysis of the macro aspects of longevity in the previous chapter, this same portfolio will have a problem because also at that time the portfolio will be reflected by the actual composition of the population at that time. And from a longevity point of view, that will be less favourable as we have seen.

So if the Commissioner of Insurance considers a mortality of 65% of the Risk portfolio as acceptable, he will also want to have a similar situation at the Annuity side. And that will be reached with a mortality of (say) 110 or 120% of the table mortality. That is: with an age-reduction of 4 to 5 years.

For Assurance Companies however and for Pensionfunds this causes a considerable problem. At very short notice they will have to strengthen their premiumreserves for Annuity policies with 10 to 15% (dependent of the amount of age-reduction they already have put in these reserves).

For an average portfolio one can calculate:

Annuities	35 million
Reserves	340 million

- > a theoretical age of 67 years
- + age reduction of 4 years
- > strengthening of the reserves with 50 million

Fifty million Dutch guilders is equivalent with around US\$ 30 million and that is also for an average Assurance Company a considerable amount.

Apart from all aspects with regards to our IRS - and this subject itself is interesting enough for a paper - there are a couple of features around this 50 million which are interesting enough to be mentioned here:

- 1- 50 million is an additional liability which can be partly offset by an additional asset called Future Excess Interest which will be around 16 million. This asset can be amortised in 10 years.
- 2- 50 million can be reinsured for a single premium of around 10 million. Of course there is always the risk of failure of reinsurance.
- 3- The risk can be reinsured with a stoploss cover, both on the risk part and the annuity part of the portfolio. Such a cover is not available everywhere.
- 4- The 50 million can be offset by a letter of credit. This is an interesting albeit difficult possibility.
- 5- The money or the letter of credit can be provided by a rich Parent Company.

Yes, it is very worthwhile to investigate all these possibilities in full on the spot.

Bob J.J. Alting von Geusau,
March 1992.

CENTRO INTERAMERICANO DE ESTUDIOS DE SEGURIDAD SOCIAL

**"REFLEXIONES SOBRE EL ENVEJECIMIENTO DE LA POBLACION Y SUS
INFLUENCIAS EN LOS SISTEMAS DE PENSIONES"**

**ACT. FERNANDO ARGUELLES TEJEDA
TITULAR DE LA DIVISION DE ACTUARIA Y
PLANEACION FINANCIERA**

NOVIEMBRE DE 1991

INDICE

- PRESENTACION.
- INTRODUCCION.
- ENVEJECIMIENTO DE LA POBLACION.
- FACTORES DE CAMBIO DEMOGRAFICO.
- INDICADORES DE CAMBIO DE MORTALIDAD Y FECUNDIDAD.
- CAMBIO EN LA ESTRUCTURA DE EDADES.
- ALGUNAS INPLICACIONES.
- MEDIDA DEMOGRAFICA DE LA DEPENDENCIA DE LA VEJEZ (CASO: MEXICO).
- DEPENDENCIA EN LA VEJEZ Y ACTIVIDAD ECONOMICA.
- SEGURIDAD SOCIAL Y PENSIONES DE RETIRO.
- ANEXOS.

PRESENTACION

El fenómeno del envejecimiento demográfico, avanzado en países industrializados e incipiente o en paulatina evolución en las áreas menos desarrolladas económicamente en el mundo, tiende a convertirse en complicado problema de población con aristas económicas, sociales y éticas de insoslayable atención. En América Latina, tal proceso demográfico -que se expresa en el más alto y acelerado crecimiento del grupo de edad avanzada en el conjunto de la población total- refleja una variedad de situaciones y perspectivas en función de los respectivos estadios por los cuales atraviesan los países su transición demográfica. En el cono sur del Continente es más pronunciado el envejecimiento que se advierte, tanto en la base como en la cúspide, de la pirámide de edad. En cambio, donde es más reciente la disminución de la fecundidad, como en algunos países y territorios del Caribe y Centro América, y en los cuales la prolongación de la longevidad es manifiesta, el envejecimiento se observa principalmente en la cúspide y produce hasta ahora cargas de dependencias menores. Este fenómeno de envejecimiento, de caracteres irreversibles en el corto y mediano plazo, reviste implicaciones que deben ser cauteladas por los gobiernos, especialmente ante realidades y posibilidades poco halagüeñas determinadas por un marco de dependencia económica, financiera, cultural, tecnológica y política que proyecta serias inestabilidades institucionales. El documento aspira a contribuir a llenar un vacío de información en este aspecto del desarrollo demográfico en América Latina y a advertir sobre sus consecuencias y las políticas que se perfilen necesarias.

REFLEXIONES SOBRE EL ENVEJECIMIENTO DE LA POBLACION Y SUS INFLUENCIAS EN LOS SISTEMAS DE PENSIONES

INTRODUCCION.

A medida que nos acercamos al año 2000 nos anticipamos al Siglo XXI y a lo que éste nos depara, particularmente en lo que se refiere a las poblaciones de los países de América. En términos demográficos y desde el punto de vista actuarial no nos interesa adivinar o estimar su futuro, sino más bien determinar lo que se puede hacer previamente para guiar dinámicos demográficos, económicos y sociales hacia un continuo mejoramiento de la población con miras a establecer un óptimo global encaminado a un mejor aprovechamiento de los recursos para el próximo siglo.

Los demógrafos comparten la opinión de que se logrará una estabilidad natural de la población, condición indispensable para asegurar una medida finita de los límites de su crecimiento.

Los supuestos de las Naciones Unidas consideran diversos rangos con el punto de vista del tiempo necesario para alcanzar tal estabilización y el nivel del número total de habitantes.

La vejez de una población, medida por el porcentaje de habitantes de al menos un mínimo específico de edad avanzada, por ejemplo 65 años, varía de país a país y de región a región. Lo mismo se puede decir del proceso que conduce a una población a la estabilización.

Por las características de su población, los países pueden clasificarse en una gama, desde las naciones esencialmente jóvenes y en vías de desarrollo, que envejecerán lentamente y probablemente necesitarán alrededor de un siglo para alcanzar la estabilidad y el máximo envejecimiento, hasta las naciones que ya son viejas, que alcanzarán su máximo envejecimiento dentro de un período de tiempo muy corto.

El propósito de este trabajo, es el de hacer algunas reflexiones sobre las características del envejecimiento de países como los latinoamericanos que cuentan con una estructura de población notablemente joven y aunque tienen

todavía un camino muy largo que recorrer para lograr el nivel de desarrollo socioeconómico deseado, se desenvuelven en un camino de perspectivas algo favorables.

En América Latina, cuyos países cuentan con diferentes grados de desarrollo, desde el punto de vista económico el problema demográfico se encuentra en el más alto y acelerado crecimiento del grupo de edad avanzada en relación a su población total. Este fenómeno puede ser analizado por regiones, sin embargo es notable que en el cono Sur del Continente es más pronunciado el envejecimiento que se advierte, tanto en la base como en la cúspide en la pirámide de edad; ésto es, considerando el análisis poblacional que se hizo durante el Seminario que sobre Sistemas de Pensiones se llevó a cabo en días pasados en la Ciudad de Montevideo Uruguay, donde se encontró que además de los movimientos internos propios de la población existe una gran emigración de población en edades jóvenes.

En cambio, donde es más reciente la disminución de la fecundidad como en algunos países y territorios del Caribe y Centro América en los cuales la prolongación de la longevidad es manifiesta, el envejecimiento se observa en la cúspide de la pirámide y produce hasta ahora cargas de dependencias menores. Este fenómeno de envejecimiento a corto y mediano plazo reviste implicaciones que deben ser cuidadosamente analizadas por los gobiernos especialmente para aplicar la política social que afecta la dependencia económica provocando seria inestabilidad de las instituciones.

Se puede argumentar que el desarrollo actual de los países o la problemática que ha frenado dicho desarrollo es producto del avance o del atraso experimentado en los últimos 50 años en cuyo período se consolidaron las instituciones públicas, las condiciones económicas favorecieron un crecimiento demográfico acelerado que más o meno se intensificó a partir de 1940.

Esta aceleración se refleja en las altas tasas de crecimiento demográfico en las últimas décadas, de acuerdo con los datos de los últimos censos, algunos de ellos recopilados por el sistema de información de Seguridad Social que actualmente lleva el Comité Permanente de Instituciones de Seguridad Social.

La obtención de la estabilidad demográfica, el nivel al cual ocurrirá y el tiempo necesario para alcanzarla dependerá principalmente de la disminución de las tasas de fertilidad y mortalidad. De estas dos variables, la fertilidad produce el efecto más importante para determinar la estabilidad. - El comportamiento demográfico del futuro, aún cuando haya una posible estabilización, no será un fenómeno uniforme en todo el Continente.

Las diferencias demográficas, económicas y sociales que prevalecen entre regiones y naciones manifiestan diferentes procesos de desarrollo.,

En un extremo de la balanza nos encontramos con países de población joven y con altas tasas de fertilidad y mortalidad, acompañadas por un subdesarrollo socioeconómico, en el otro extremo, hay países con una alta proporción de gente vieja, tasas de fertilidad y mortalidad más bajas y con mayor desarrollo. En estos dos polos existe toda una gama de situaciones, - ésto indica que las futuras poblaciones del Continente evolucionarán de -- distinta manera y por lo tanto tendrán diferentes problemas, de acuerdo -- con la región y al país que pertenecen.

ENVEJECIMIENTO DE LA POBLACION

El descenso en el crecimiento demográfico, debido a una disminución en la tasa de fertilidad da origen, entre otras cosas, al envejecimiento de la población.

El término envejecimiento cuando se utiliza en referencia a una población, como cuando se aplica a un individuo, no es tan claro, puesto que depende de su aplicación. Las características de la estructura por edades y en -- especial las proporciones que en ésta representen las personas de "edad -- avanzada", son justamente las que permiten calificar al proceso de envejecimiento demográfico, noción algo más compleja que la del envejecimiento -- del individuo, de cuyos problemas médicos se ocupa la Geriatria y de los -- sociales la Gerontología. Es bien sabido que cada sociedad, dependiendo -- del tiempo, lugar y costumbres, reconoce cuando un individuo que alcanza -- cierta edad se vuelve o pasa a ser una persona "de edad avanzada". Para --

los propósitos del presente documento se adopta convencionalmente el criterio de que tales personas son aquellas que tienen 65 años de edad en adelante. De acuerdo con ello los demógrafos consideran que una población envejece cuando es creciente la proporción que representa respecto a la total o si la proporción de jóvenes disminuye. Por el contrario, rejuvenece cuando la proporción de personas de edad avanzada disminuye y aumenta la de los jóvenes. De lo anterior se infiere la combinación de situaciones que ha caracterizado la experiencia de las regiones más desarrolladas, es decir un envejecimiento demográfico desde la base, debido a la tendencia de la fecundidad, ya sea baja y estabilizada y en la cúspide de la pirámida causa de la prolongación de la longevidad.

A la América Latina cuyas tendencias demográficas también han sido afectadas en forma exogena parece aguardarle el mismo proceso, según se desprende de las proyecciones y estimaciones demográficas más recientes publicadas por las Naciones Unidas del cual se dan algunas referencias en los cuadros anexos.

FACTORES DE CAMBIO DEMOGRAFICO

Haciendo un análisis de la información del Centro Interamericano de Demografía y recopilada por Hildebrando Araica en la cual nos habla de que los factores determinantes de la variación numérica de una población cerrada en la cual no hay ingresos ni salidas por migración, como es la del mundo en su conjunto, son los nacimientos y defunciones. Naturalmente, entre y dentro de regiones del mundo, además de las fuerzas biológicas de las cuales depende la variación numérica, influye el traslado de personas, vale decir, las migraciones. Durante el Siglo XX, transformaciones económicas y avances científicos y tecnológicos que permitieron a naciones más adelantadas importantes conquistas en el campo de la medicina y del saneamiento ambiental, se tradujeron en una declinación de la mortalidad. Muchos de tales conocimientos, técnicas y medicamentos accedieron a países más atrasados económicamente y también provocaron más tarde una espectacular disminución de la mortalidad, especialmente después de la Segunda Guerra Mundial. Esta disminución de mortalidad produjo una aceleración en el creci-

miento demográfico en vista de que las parejas habían continuado con patrones de reproducción sin mayores cambios, o sea que ha venido muriendo menos gente relativamente, pero la procreación en las regiones menos desarrolladas siguió igual que antes hasta alrededor de 1960, cuando comenzó a propagarse el conocimiento -ya existente en las naciones industrializadas-, de métodos que permiten regular la fecundidad, ésto es, tener el número de hijos deseados con el espaciamiento preferido.

Estos países más avanzados industrialmente también lo están en su desarrollo demográfico, de modo que no sólo han experimentado declinaciones en su mortalidad, sino que también han conocido disminuciones de su fecundidad -por mucho más tiempo e intensidad que la que inició en países de menor desarrollo económico hace un par de décadas. En estos últimos, como ha acontecido en América Latina, el crecimiento demográfico ha sido mayor a causa de que las transformaciones socioeconómicas que contribuyen a modificar actitudes y comportamientos frente a la procreación no han ocurrido al nivel y ritmos debidos y tampoco ha habido un desarrollo autónomo del conocimiento y recursos para regular la fecundidad. En consecuencia, se observa un rezago en el proceso de transición demográfica en nuestros países, que al alcanzar niveles de mortalidad general más bajos que en los países más industrializados crecen más rápidamente que éstos, dado que mantienen una fecundidad más elevada y presentan una estructura o distribución de edades -que favorece tal ritmo de incremento.

INDICADORES DE CAMBIO DE MORTALIDAD Y FECUNDIDAD

Aún cuando las migraciones internacionales pueden alterar la estructura de edades de la población de regiones, áreas y países y de hecho ha habido diversas evidencias de sus efectos que se manifiestan en una elevación de la mediana de edad de poblaciones nacionales y aumento posterior en la proporción de personas de "edad avanzada", particularmente de hombres, es este -un campo de investigación que reclama atención y que no ha podido ser abordado en el presente documento por falta de información. Igual tipo de limitación existe para intentar algún examen del proceso de envejecimiento -según estratos sociales. Hay, pues, importantes lagunas por colmar en --- este campo.

- Mortalidad.

Sin embargo, la información disponible sobre los otros dos componentes de la dinámica demográfica arroja suficiente luz sobre el fenómeno de envejecimiento, incipiente en algunos países y claramente establecido en otros. Importa destacar, por ejemplo, el extraordinario aumento de la esperanza de vida al nacimiento observado en América Latina, que a mediados de siglo se situaba en el medio de las diferencias de los correspondientes valores registrados por las regiones más y menos desarrolladas del mundo, distanciándose de las primeras en 14 años menos. Ya entrado el Siglo XXI se proyecta América Latina en la misma posición intermedia, pero entonces la distancia en años de esperanza de vida al nacimiento se espera que se reduzca a cinco años. Esta evolución se prevé, esencialmente, por el descenso observado en la mortalidad infantil durante los últimos 30 años, el cual se estima que podrá acelerarse en el futuro.

Es realmente debido al curso seguido y probable de la mortalidad infantil y de la niñez por lo que se ha observado y proyectado una mayor longevidad para todas las áreas y países de América Latina.

Lo antes dicho lo comprueba la diferencia de 13 años más que se abrevia -- entre la esperanza de vida al nacimiento que muestra la región entre 1950-1955 y 1985-1990, en comparación con una diferencia de menos de tres años que se calcula entre ambos períodos para la esperanza de vida a los 60 --- años. También se revela la mayor influencia de la disminución de la mortalidad a edades jóvenes sobre la evolución de la esperanza de vida al nacimiento cuando se examina los valores de la probabilidad de llegar con vida hasta los 60 años, que señala un aumento promedio en América Latina del orden de 43% durante los últimos 30 años. Puede estimarse, por ejemplo, que del aumento de casi 14 años en la esperanza de vida al nacimiento de la mujer latinoamericana entre 1950-1955 y 1985-1990, sólo 18% sería atribuible a ganancias en la esperanza de vida a los 60 años de edad. Las desviaciones de este porcentaje promedio entre áreas y países de la región parecen -- tener poca significación.

Tal como fue expresado antes, la tendencia a la mayor longevidad es genera

lizada en América Latina y se advierte tanto una reducción de las disparidades extremas, como una ampliación de países que superan hoy día una expectativa de vida al nacimiento de 60 años. En efecto, a mediados de siglo, Haití y Uruguay exhibían el valor mínimo (38.9) y máximo (69.4) de la vida media al nacer con una diferencia de más de 30 años, en tanto que en la actualidad la diferencia entre la esperanza de vida más baja y la más alta calculada para Bolivia (53.4) y Puerto Rico (74.6), respectivamente, asciende a casi 22 años. En la actualidad, todos, con la excepción de Haití y Bolivia, tienen valores superiores a los 60 años y se estima que 14, incluyendo especialmente países pequeños del Caribe y algunos de América Central, superan los 70 años.

Como es bien conocido, las diferencias de mortalidad por sexo favorecen a las mujeres y tienden a acentuarse a medida que la esperanza de vida es mayor. Ya a principios del Siglo XXI, momento más cercano de lo que pareciera, se estima que todos los países de la región tendrán, cuando menos, una vida media al nacer de 60 años y habrá 15 casos en que la mujer nacida entonces podrá esperar una vida media de por lo menos 70 años.

Estas tendencias de la mortalidad someramente descritas suelen crear confusión a ciertas personas que ven en la reducción de aquella la causa del envejecimiento demográfico porque la gente vive más en promedio. En realidad, la mortalidad afecta mucho menos que la fecundidad la estructura de edades de una población y lo que resulta aún más sorprendente es que lo hace en el sentido contrario de lo que pueda pensarse, esto es, que la prolongación de la longevidad a través de la disminución de las tasas de mortalidad tienden a hacer algo más joven a las poblaciones. Ello es así porque, aunque ciertamente, cuando las tasas de mortalidad se reducen, aumenta la edad a la cual fallecen las personas, la edad promedio de una población es el promedio de la gente que está con vida y no de la que muere. Por otra parte, aunque es un hecho que a medida que las tasas de mortalidad disminuyen aumenta el número absoluto de personas de edad avanzada en la población, también aumenta la población joven. Sobrevive más gente a la edad uno, dos, diez, veinte... y más personas alcanzan la edad de procreación y, por lo tanto, podrían ocurrir más nacimientos.

- Fecundidad.

En realidad, la causa principal de que una población sea joven o vieja reside en el nivel y tendencia de su fecundidad, o sea, el número de nacimientos procreados por la mujer. Cuando la fecundidad es elevada, la población es joven (si hay alteraciones en su estructura a causa de migraciones) y cuando es baja la población envejece. Una elevada fecundidad produce una cantidad relativa mayor de niños y si ha persistido así durante una generación, los padres del momento son más numerosos relativamente en comparación con sus respectivos progenitores y, en consecuencia, la población de más edad es proporcionalmente menor en el conjunto. El fenómeno opuesto se da cuando la fecundidad es baja. Entonces la proporción de niños es menor en relación a la cantidad de padres en la población y estos no son tan numerosos en relación con sus progenitores, lo cual se traduce en una proporción más alta de efectivos de mayor edad y un promedio más alto de edad en el conjunto de la población.

América Latina mantuvo, en general, hasta mediados de la década del 60 una elevada y relativamente constante fecundidad, superada sólo por el continente africano. La tasa global de fecundidad, vale decir, la cantidad de hijos que tendría una mujer al final de su intervalo reproductivo si estuviese expuesta a los riesgos de procrear por tasas específicas de fecundidad por edades observadas o estimadas, en un período dado, mantuvo valores próximos a los seis hijos hasta alrededor de 1965. Desde entonces se ha manifestado un claro descenso de la fecundidad que se ha generalizado por país y dentro de éstos probablemente entre sectores geográficos y estratos socio económicos más favorecidos por diversas circunstancias. Para mediados del segundo quinquenio de la presente década (1990-1995) se espera que la tasa global de fecundidad descienda a menos de cuatro hijos y que se reduzca a casi tres cuando comience el Siglo XXI. Para entonces se estima que 20 de los 30 países de la región, incluyendo aquellos más habitados, tendrán una fecundidad equivalente a menos de tres hijos por mujer que termine su período fértil. Tal tendencia acercará a algunos países a su nivel de reemplazo en materia de reproducción y determinará su potencial de crecimiento. Como es de esperar, aquellos que mantengan durante más tiempo menores niveles de fecundidad, avanzarán más en su transición demográfica,

CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA DE EDADES

De conformidad con las tendencias de mortalidad y fecundidad, analizadas y proyectadas por las Naciones Unidas, América Latina experimentó un rejuvenecimiento de su población a la par de un envejecimiento en la cúspide de la pirámide de edad entre 1950 y 1985. A partir de este último año, al establecerse y generalizarse el descenso continuo de la fecundidad, se advierte ya al presente el incipiente envejecimiento demográfico, tanto desde la base, como en la cúspide de la pirámide, proceso que se acentuará según las proyecciones hasta el grado de que uno de cada ocho habitantes de América Latina en el año 2025 sería de 60 años de edad o más. Dadas las características de este proceso, la carga de dependencia, o sea, la relación entre personas en edades potencialmente inactivas desde el punto de vista económico (menores de 15 años y mayores de 59 años) y aquellas en edades potencialmente activas (15 a 59 años), que valía 85% en 1950, y había descendido a 81% en 1985, se estima que se reducirá a 69% en el año 2000 y a 62% en el 2025.

En la actualidad se estima que Puerto Rico tiene el más alto porcentaje (26%) de población de 60 años y más de edad, lo cual puede ser resultado de la acción conjunta de los factores determinantes de cambios demográficos, pero en particular de una emigración de adultos. Uruguay es el país latinoamericano con el más alto porcentaje de población de 60 años y más de edad en 1985 (15%), mientras que Nicaragua se sitúa en el otro extremo (4%). En general, los países del cono sur del continente presentan el mayor envejecimiento tanto desde la base como en la cúspide de la pirámide, seguidos muy de cerca por la mayor parte de los países del Caribe. Sin embargo, en estos últimos la relación de dependencia se proyecta decreciente, en tanto que en los primeros fluctuará con ligeras modificaciones.

Las transformaciones en la estructura de edades de los países latinoamericanos señala claras tendencias del proceso de envejecimiento demográfico, con una mayor carga de personas de edad, que, sin embargo, es contrarrestada por una menor carga de jóvenes. En 1950, sólo Uruguay presentaba un 10%, o más, de su población en el grupo de 60 años de edad y más. Actualmente, empero, se estima que siete países y territorios superan tal porcen

taje y en el 2025 únicamente Haití, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Bolivia, Ecuador, Paraguay y Surinam no alcanzarán dicha cifra. Estos son, con la excepción de Surinam los mismos países para los cuales se estima la más alta fecundidad al finalizar el primer cuarto del próximo siglo.

El envejecimiento, demográfico latinoamericano previsto en las proyecciones se ve claramente a través de las tasas de crecimiento calculadas para distintos períodos. Aproximadamente desde ahora y hasta finales de siglo, cuando se calcula que la población total de América Latina crezca a un dos por ciento por año, se estima que 21 países y territorios de la región experimentarán un crecimiento de ese mismo orden de magnitud, o mayor, en su población de 60 años y más de edad. Ello implica que en todos ellos esta población cuando menos se duplicaría antes del año 2020.

Como cabe suponer, dada la mayor longevidad femenina sobre la masculina --- que suele ampliarse cuando es más elevada la esperanza de vida al nacimiento--, la población de mujeres en el grupo de 60 años y más de edad es predominante, salvo en tres países en dos fechas diferentes pasadas, lo -- cual puede obedecer al efecto combinado de deficiencias en la información estadística básica y a la acumulación de la influencia de movimientos internacionales de población, así como variaciones accidentales o erráticas del crecimiento negativo.

Por otra parte, la población de 75 años y más de edad, que en su casi totalidad está fuera de la fuerza de trabajo, representa entre un sexto y un cuarto del total del grupo de 60 años y más. Para finales de siglo pareciera que esta relación crecerá prácticamente en todos los países. Sin embargo, para el año 2025 se observan fluctuaciones en esta proporción que pueden estar relacionadas a los diferentes períodos observados de descenso de la fecundidad y a la intensidad diferencial de este fenómeno en la región.

La distribución de la población de 60 años y más de edad en las áreas urbanas y rurales, tal como son definidas estas por los censos latinoamericanos parece seguir el mismo patrón observado por la población total. Podría

así decirse que en 1980 el grado de urbanización de la población de 60 -- años y más de edad es del orden de 67% y en el mismo hay una clara predominancia de mujeres. Este grado particular de urbanización variaba en ese - año entre un mínimo de 19% en Haití a un máximo de 87% en Uruguay. Para - el año 2000 las proyecciones del Centro Latinoamericano de Demografía señalan que tres de cada cuatro personas de 60 años y más de edad estará vi--- viendo en áreas urbanas y la cifra puede ser tan alta como un 90% en Argentina. El diferencial según el sexo también se advierte cuando se examina las proporciones que representa de la población de 60 años y más edad, la población femenina en los contextos urbanos y rurales en 1990. Aquí, sin excepción, en las 20 repúblicas de América Latina se observan más altos valores en las zonas urbanas que en las rurales, así como el predominio neto del sexo femenino.

ALGUNAS IMPLICACIONES

Las modificaciones que experimenta la estructura de edades de la población de América Latina y las previstas, a la luz del proceso de envejecimiento demográfico en marcha, tienen y tendrán repercusiones de diverso grado de carácter económico y de otra naturaleza en la sociedad, a través de expe-- riencias y comportamientos del individuo. Aspectos tales como la enseñan- za, empleo, productividad, consumo, ahorro, inversión, seguridad social, - atención médica, recreación y otros tejen una enmarañada red de relaciones que será preciso examinar en cada caso oportunamente a la hora de formular y aplicar políticas con las correspondientes decisiones y asignación de recur cursos que envuelven tácita o explícitamente prioridades difíciles con un trasfondo ético insoslayable. Esta parte final del presente documento es- tá muy lejos de pretender un examen exhaustivo de las consecuencias del enve jecimiento demográfico en América Latina, máxime cuando apenas ha podido intentar una descripción resumida del fenómeno, dadas las limitaciones de información existentes y las restricciones impuestas a la extensión de es- ta presentación.

MEDIDA DEMOGRAFICA DE LA DEPENDENCIA EN LA VEJEZ
(CASO: MEXICO)

Si un individuo ha sido económicamente activo y logra sobrevivir y asentar se hasta la vejez, lo más probable es que en determinado momento deje de ser productivo y se una a la población pasiva. En otras palabras, existe un cambio de situación, deja de ser un componente de producción y consumo, y pasa a ser exclusivamente un consumidor, uniéndose a la parte de población cuyo mantenimiento depende del sector económicamente capacitado y activo.

Se admite que en general la sociedad contemporánea no es indiferente al -- destino de sus elementos no productivos. La persona que por razones de in capacidad no puede defenderse por sí misma tiene el derecho de que el resto de la sociedad vea por ella.

De aquí se sigue una persona incapaz de trabajar debido a su edad, debería recibir de la comunidad los medios necesarios para subsistir. Desgraciadamente, la sociedad que vivimos (o sufrimos) se encuentra muy lejos de esta utopía. Hasta cierto punto, la persona incapacitada es abandonada a sus escasos recursos y algunos viejos son víctimas de un virtual "gerontici---dio".

Sea lo que sea, se trata de una persona de edad avanzada que tiene caren--cias y necesidades como algunas que viven de la caridad pública, el hecho es que estamos tratando con un sector de la población que en mayor o menor grado representa una carga económica y social para la población activa.

Cuando se discute la dependencia de la población vieja de la población productiva, una de las preguntas que surge inmediatamente es cómo cuantificar esta dependencia. Posiblemente, como sucede con muchos otros aspectos de las estadísticas sociales, la solución conceptual para establecer esta medida no presenta ningún problema en particular. Sin embargo, lo que nos - desorienta es la practicabilidad de los conceptos debido a nuestro problema de vejez, a la falta de información y la desorganización de aquello que existe. Por tanto, en este momento, solamente podemos basarnos en aproximaciones.

Una de estas aproximaciones, que por virtud de su simplicidad es también - una de las más superficiales, considera sencillamente la relación de porcentaje que existe entre el número de personas mayores de 64 años de edad. Este índice está basado en la suposición de que de los 65 años en adelante, la persona se vuelve dependiente de la población activa, compuesta esta última por las personas entre los 15 y los 64 años de edad. Por ejemplo, el caso de México (Cuadro 1), muestra los porcentajes de la población correspondiente a grupos cuyas edades van de 0-14, 15-64 y 65 o más. Estas cifras están de acuerdo con el desarrollo observado en los datos proporcionados por los censos levantados entre 1910 y 1990, y con las proyecciones -- para los períodos quinquenales entre 1995 y 2040. En el mismo Cuadro 1 y en la última columna se ha incluido el cociente de dependencia, de acuerdo a las medidas de aproximación descritas con anterioridad.

Un análisis de estas cifras, particularmente las de la última columna, revela una vez más la tendencia hacia un incremento en el cociente bajo observación.

Este se eleva de un 4.09 a principios del siglo a un 5.61 en 1990. En el intervalo de 10 años entre 1990 y 2000, las cifras muestran un ascenso. - Las cifras disminuyen cada 5 años, hundiéndose a un 5.58 en 1985 y no es - sino hasta principios del siguiente siglo que dichas cifras retendrán el - nivel correspondiente a 1970. Esto se debe a dos factores. Un coeficiente es menor cuando el numerador disminuye, el denominador aumenta, u ocurren ambas situaciones.

En el intervalo mencionado tenemos una combinación de este doble efecto. - Por un lado, tenemos el efecto de un número proporcional más bajo de personas de 65 años o más como resultado de una fertilidad más baja y una mortalidad más elevada durante el período revolucionario y en el período de --- 1940-1975 las altas tasas de fertilidad que se discutieron anteriormente. Por otro lado, el descenso esperado en las tasas de fertilidad disminuirá considerablemente el porcentaje de menores de 15 años de edad, como aparece claramente en la segunda columna. Este descenso provocará el incremento de otras cifras, particularmente aquellas que aparecen en la tercera columna correspondiente a la población entre 15 y 64 años de edad.

CUADRO 1

PORCENTAJE DE POBLACION PROYECTADOS POR GRUPOS DE EDAD PARA LOS AÑOS
SELECCIONADOS DE 1910 A 2040 PARA MEXICO.

Año	Porcentaje edad 0-14	Porcentaje edad 15-64	Porcentaje edad 65+	Coefficiente de dependencia 65+/15-64 (por ciento)
1910	42.10	55.63	2.27	4.09
1921	38.78	58.57	2.65	4.52
1930	39.22	57.83	2.95	5.11
1940	41.21	55.81	2.98	5.35
1950	41.78	54.86	3.36	6.13
1960	44.39	51.18	3.43	6.58
1970	46.21	50.07	3.72	7.42
1975	45.97	50.73	3.30	6.51
1980	43.84	53.02	3.14	5.92
1985	39.84	56.98	3.18	5.58
1990	34.50	62.10	3.48	5.61
1995	30.78	65.28	3.94	6.04
2000	28.73	66.76	4.50	6.74
2005	27.41	67.48	5.11	7.57
2010	25.31	68.90	5.80	8.42
2015	23.74	69.58	6.68	9.60
2020	22.48	69.69	7.33	11.24
2025	21.43	69.27	9.30	13.43
2030	20.70	68.22	11.08	16.24
2035	20.11	66.90	12.99	19.42
2040	19.58	65.20	15.22	23.34

FUENTE: Cifras obtenidas de censos, proyecciones de población. Camposortega (1990).

CUADRO 2

TASAS DE PARTICIPACION DE FUERZA DE TRABAJO PROYECTADAS POR GRUPO DE EDAD Y SEXO PARA LOS AÑOS SELECCIONADOS DE 1970 A 2000 PARA MEXICO.

Edad	Año						
	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Hombres							
10-14	18.87	15.48	12.08	10.01	7.94	6.53	5.05
15-19	72.09	67.84	63.56	59.94	56.52	53.87	49.93
20-24	94.67	92.95	91.23	89.90	88.16	86.62	85.13
25-44	97.09	96.95	96.81	96.66	96.39	96.24	96.09
45-54	96.99	96.51	96.03	95.44	94.91	94.35	93.79
55-64	93.15	92.60	91.96	91.23	90.42	89.53	88.64
65+	84.20	76.50	68.80	62.72	54.12	46.75	39.38
Mujeres							
10-14	2.09	1.78	1.47	1.28	1.09	0.96	0.74
15-19	20.94	21.49	22.04	22.79	22.04	23.71	25.11
20-24	24.07	24.70	25.33	26.19	26.36	27.25	28.36
25-44	16.33	16.34	16.34	16.44	16.48	16.49	16.50
45-54	16.18	16.18	16.18	16.18	16.18	16.18	16.18
55-64	14.65	14.56	14.46	14.35	14.22	14.08	13.94
65+	10.93	9.93	8.93	8.14	7.02	6.06	5.10

FUENTE: Cifras obtenidas de censos, proyecciones de población. Camposortega (1990).

CUADRO 3

PROYECCIONES PARA LOS AÑOS SELECCIONADOS DE POBLACION INACTIVA ECONOMICA-
 MENTE DE 65 AÑOS O MAS (PEI) DIVIDIDA POR LA POBLACION ACTIVA ECONOMICA--
 MENTE (PEA) PARA MEXICO.

Año	PEI 65+/PEA	Año	PEI 65+/PEA
1970	6.37	2005	10.67
1975	6.48	2010	11.96
1980	6.53	2015	13.55
1985	6.58	2020	15.75
1990	7.23	2025	18.67
1995	8.24	2030	22.36
2000	9.67	2040	31.30

FUENTE: Cifras obtenidas de censos, proyecciones de poblacion. Camposor_
 tega (1990).

La importancia de las cifras en la última columna para el año 2000 y más allá de dicho año, debiera discutirse por separado. La acción de un numerador ya evidentemente creciente, indicando el rápido crecimiento esperado en la población de 65 años o más y la interrupción del crecimiento de la población entre 15 y 64 años, junto con su descenso inicial, provocan que las cifras previstas para el indicador sean extremadamente elevadas. Esto nos indica que, suponiendo que las hipótesis de proyección se realicen, no debemos esperar en principio para este siglo que los viejos sean una carga mayor para la población productiva. Más bien, parecería que esta carga se está volviendo más ligera. Inmediatamente después, todavía dentro del mismo siglo, podemos esperar un notable incremento en el índice mencionado, que por el año 2040 debería llegar a 23.34 personas de 65 años o más por cada 100 entre 15 y 64 años de edad.

DEPENDENCIA EN LA VEJEZ Y ACTIVIDAD ECONOMICA

Hasta aquí hemos discutido la tasa de dependencia basada exclusivamente en relaciones entre grupos de edades, aunque reteniendo un grado de significado e importancia. La simplicidad de este indicador no permite una interpretación suficientemente precisa para una aplicación directa y práctica. El hecho es que la improductividad, juntamente con la independencia que trae consigo, no ocurre simplemente porque una persona llegue a los 65 años; como tampoco es verdad que la productividad económica sea necesariamente una característica exclusiva de todas las personas entre los 15 y 64 años de edad. En una exposición como ésta, nuestro siguiente paso en la discusión de tasa de dependencia debe ser relacionarlas con la población activa económicamente. Obteniendo el número de personas de 65 años y más económicamente inactivas por cada 100 personas activas, se obtiene una medida más acertada de la dependencia de la vejez. De acuerdo con las cifras del censo de 1990, este número llega a 6.37.

SEGURIDAD SOCIAL Y PENSIONES DE RETIRO

En los países en que las personas de edad avanzada representan un alto porcentaje del total de la población surgen problemas sociales, económicos y demográficos.

Entre estos se encuentran los importantes problemas de seguridad social y pensiones de retiro.

Cuanto más y más viejos se retiran de la fuerza de trabajo, las cargas económicas depositadas en las generaciones más jóvenes se vuelven más y más difíciles de resolver, como se mostró anteriormente. Será muy posible que México alcanzará tal envejecimiento de su población, creando de este modo una crisis financiera en los sistemas de seguridad social como las que en la actualidad están sufriendo muchos países desarrollados.

Aparentemente el modo más deseable de que la sociedad pueda ayudar a quienes están en el período de la vejez y que no pueden mantenerse así mismos son los sistemas de pensiones. Proporcionar una pensión a un trabajador en edad avanzada, darle seguridad con un ingreso adecuado y estabilidad dentro de la justicia social como premio a una vida activa llena de satisfacciones para beneficio de la misma sociedad. No se debe olvidar que los sistemas actuales hacen uso de los fundamentos básicos de las enseñanzas heredadas de las generaciones pasadas; tampoco se debe olvidar que las generaciones futuras recibirán el beneficio de las inversiones que hagan las generaciones actuales. Esto es lo que permite la solidaridad pragmática entre generaciones, la base de los sistemas de pensiones. En lugar de recurrir a asilos para ancianos buenos (o malos), a instalaciones a cargo de los parientes, o a la caridad pública, el trabajador se gana el derecho a una pensión. Se trata pues, de un sistema en el que los beneficiarios no necesiten apoyarse en otros, sino hacer uso de un derecho ganado mediante su trabajo.

Cuando se analiza la seguridad social, se advierte como un hecho obvio que el bienestar y la seguridad social de un país son bienes reales, sociales y económicos, y que su cualidad está estrechamente relacionada con el grado de desarrollo económico específico del país y la armonía social.

Considerando que las pensiones son parte de los programas de bienestar y seguridad social, queda claro que una desventaja de un país menos desarrollado social y económicamente como México es una concesión insuficiente y desbalanceada de pensiones.

Los sistemas de pensiones existentes, con todas sus variaciones internas, son el resultado de prioridades sociales, económicas internas y sobre todo, políticas, que originalmente influyeron en su desarrollo. Tienen una efectividad y organización variantes y las principales diferencias entre ellos se encuentran en:

- 1) Las personas a quienes beneficia un determinado programa,
- 2) Los modelos utilizados para determinar el derecho a una pensión,
- 3) El nivel de beneficios en relación al monto real de remuneraciones,
- 4) La manera como son financiadas las pensiones, y
- 5) Los fundamentos legales sobre los cuales está basado el sistema.

Una característica de los sistemas de pensiones consiste en que casi siempre se derivan de relaciones de trabajo, son otorgadas bajo normas establecidas, mediante negociaciones colectivas, leyes o reglamentos de trabajo.

Existe otro aspecto interesante de los beneficios de bienestar duradero que toman la forma de pensiones: cambian cada vez con más frecuencia de la -- competencia y posibilidades de grupos individuales y privados a instituciones públicas a cargo de la seguridad social. La gran mayoría de los beneficios de sistemas de pensiones se van a encontrar en estas instituciones.

ANEXOS.

Porcentaje de personas mayores de 65 años

PAISES	1970	1975	1980	1985
Argentina	7,2	8,0	8,7	8,5
Barbados	8,2	8,8	8,9	—
Bolivia	3,3	3,3	3,3	3,3
Brasil	3,5	3,7	4,0	4,3
Costa Rica	3,2	3,4	3,7	5,2
Colombia	3,0	3,2	3,5	3,2
Cuba	5,9	6,5	7,3	8,2
Chile	4,8	5,2	5,5	5,8
Ecuador	3,8	3,7	3,5	3,7
El Salvador	3,2	3,3	3,4	3,8
Guatemala	2,7	2,8	2,9	2,9
Haití	3,7	3,8	3,8	3,1
Honduras	2,4	2,6	2,7	2,8
Jamaica	5,6	5,8	6,0	7,3
México	3,5	3,5	3,5	3,8
Nicaragua	2,4	2,4	2,4	—
Panamá	3,7	3,8	4,2	4,4
Paraguay	3,3	3,4	3,4	4,3
Perú	3,8	3,5	3,4	3,5
R. Dominicana	2,7	2,7	2,8	—
Santa Lucía	—	—	—	5,8
Trinidad y Tobago	3,7	4,0	4,7	5,3
Uruguay	3,8	3,5	10,3	—
Venezuela	2,5	2,8	2,8	3,1

Cuadro 2. Crecimiento estimado de la población urbana y la población rural, países de la América Latina, 1975-1990

Regiones y países	Población (en miles)									
	U r b a n a					R u r a l				
	1975	1980	Absoluta	Porcentaje	1975	1990	Absoluta	Porcentaje	Diferencia	Porcentaje
TOTAL, AMERICA LATINA	193,037	337,046	144,039	75	123,351	140,923	16,872	14		
Región Andina	49,428	84,392	35,964	74	28,116	31,840	3,724	13		
Bolivia	2,119	3,709	1,590	75	3,291	4,265	974	30		
Colombia	16,392	30,098	13,704	84	9,498	10,227	729	8		
Chile	8,010	11,548	3,538	44	2,243	2,005	-238	-11		
Ecuador	2,988	5,678	2,690	90	4,102	5,573	1,471	36		
Perú	9,091	17,603	7,912	82	5,997	6,822	825	14		
Venezuela	9,523	15,758	6,530	71	2,984	2,948	-36	-1		
Región Atlántica	90,144	150,140	59,996	67	50,728	53,497	2,769	5		
Argentina	20,492	28,027	5,535	27	4,892	4,182	-730	-15		
Brasil	65,959	119,959	53,000	80	43,771	46,797	3,026	7		
Paraguay	1,049	1,918	869	83	1,598	2,156	558	35		
Uruguay	2,644	3,236	592	22	467	382	-85	-18		
Italo Centroamericano	7,970	14,992	6,922	87	11,329	14,957	3,628	32		
Costa Rica	842	1,547	705	84	1,152	1,407	255	22		
El Salvador	1,739	3,209	1,470	85	2,404	3,275	871	36		
Guatemala	2,199	3,998	1,797	82	3,883	5,205	1,322	34		
Honduras	1,112	2,380	1,268	114	1,925	2,617	692	36		
Nicaragua	1,174	2,323	1,149	98	1,144	1,450	312	27		
Panamá	855	1,527	672	79	821	997	176	21		
México y Caribe	48,515	87,531	41,016	88	83,176	30,929	6,763	20		
Cuba	5,874	8,860	2,986	51	3,607	3,994	387	11		
Haití	1,312	2,647	1,335	102	4,576	5,879	1,303	28		
México	37,117	71,371	34,254	92	22,086	26,214	4,128	19		
Rep. Dominicana	2,211	4,654	2,443	110	2,907	3,841	934	32		

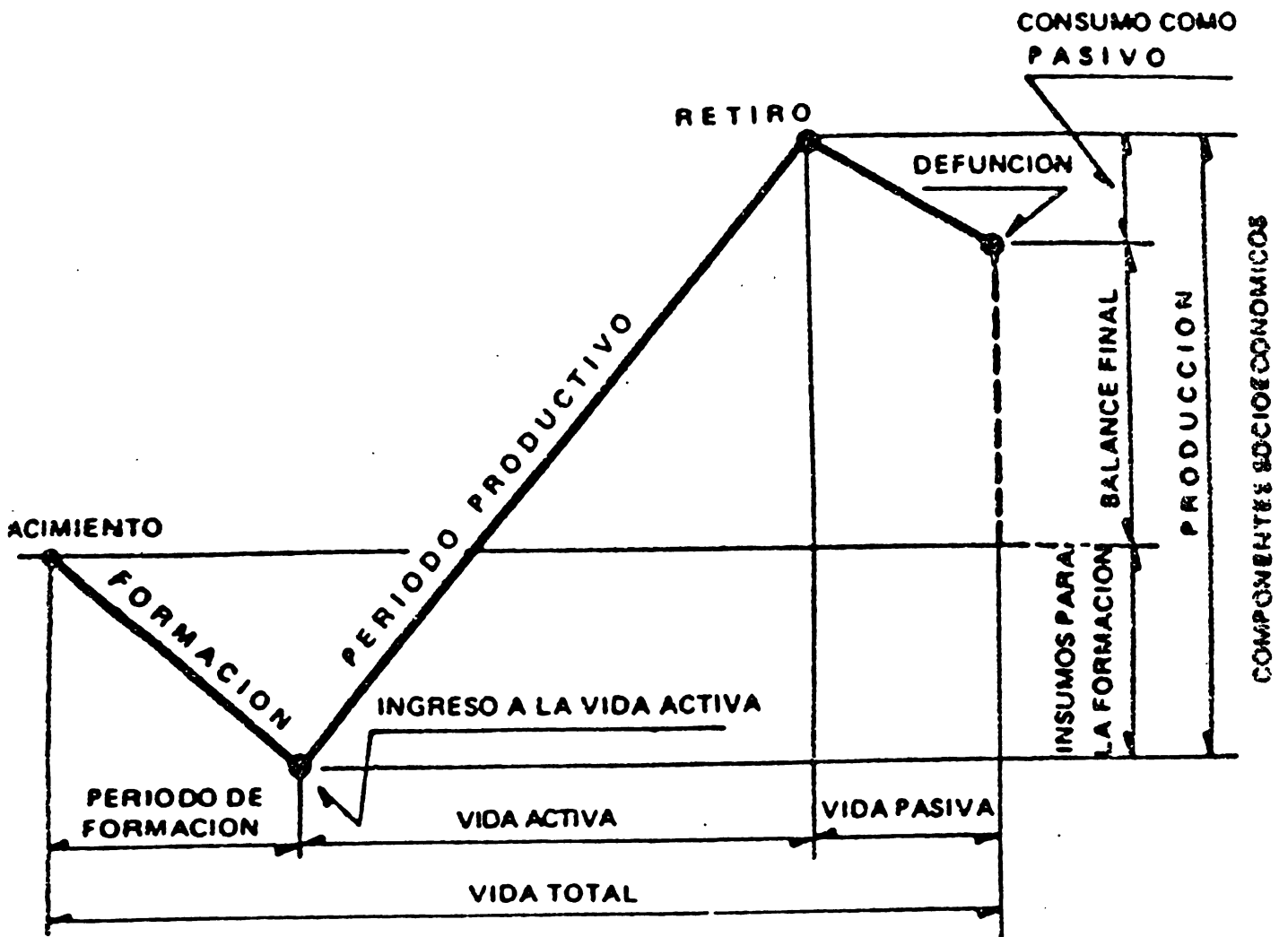
FUENTE: CELADE. Boletín Demográfico. Año IX, No. 12, Santiago de Chile, julio, 1976.

Estimaciones de la población total de los países de la América Latina, 1975 y 1990

Países	Población (en miles)			
	1975	1990	Aumento absoluto	Por ciento
Total de la Región	316 323	477 380	161 057	51
Área Andina	76 545	118 223	39 678	52
Bolivia	5 410	7 974	2 564	47
Colombia	25 890	40 324	14 434	56
Chile	10 253	13 553	3 300	32
Ecuador	7 090	11 251	4 161	59
Perú	15 689	24 425	8 736	56
Venezuela	12 213	18 706	6 493	53
Área Atlántica	140 872	203 637	62 765	45
Argentina	25 384	30 189	4 805	19
Brasil	109 730	165 757	56 027	51
Paraguay	2 647	4 074	1 427	54
Uruguay	3 111	3 617	506	16
Istmo Centroamericano	19 215	30 050	10 835	56
Costa Rica	1 994	2 954	960	48
El Salvador	4 108	6 595	2 487	61
Guatemala	6 082	9 201	3 119	51
Honduras	3 037	4 997	1 960	65
Nicaragua	2 318	3 778	1 460	63
Panamá	1 676	2 525	849	51
México y Caribe	79 691	127 460	47 769	60
Cuba	9 481	12 855	3 374	36
Haití	5 838	8 525	2 687	46
México	59 204	97 585	38 381	65
República Dominicana	5 118	8 495	3 377	66

FUENTE: CELADE, *Boletín Demográfico*. Año IX. N° 17. Santiago, Chile, enero de 1976.

absolutos, en Argentina, Chile y Venezuela. El crecimiento urbano es particularmente intenso en Honduras, Nicaragua, Haití y República Dominicana, países en los cuales se estima que la población que vive en la región urbana se duplicará en estos 15 años.



COMPONENTES DE LA BIOLOGIA SOCIAL.

ESPERANZA DE VIDA AL NACIMIENTO EN AMERICA LATINA: 1950-2025

AREA Y PAIS	1950 / 1955	1985 / 1990	2000 / 2005	2020 / 2025
AMERICA LATINA	51.0	65.6	69.4	72.2
Hombres	49.3	63.2	66.8	69.6
Mujeres	52.7	68.1	72.0	75.0
Caribe	51.9	65.3	67.8	70.8
Hombres	50.2	63.3	65.7	68.4
Mujeres	53.6	67.4	70.1	73.3
- Barbados	57.5	72.7	75.0	76.7
Hombres	56.0	69.9	72.0	73.4
Mujeres	59.0	75.6	78.2	80.2
- Cuba	58.8	74.0	74.9	75.1
Hombres	56.7	72.2	72.8	73.0
Mujeres	61.0	75.8	77.0	77.4
- República Dominicana	45.1	64.6	69.2	72.4
Hombres	43.6	62.7	67.2	70.4
Mujeres	46.7	66.7	71.3	74.6
- Guadalupe	56.5	71.5	74.3	76.5
Hombres	55.0	68.8	71.3	73.1
Mujeres	58.1	74.4	77.5	80.0
- Haití	37.6	54.7	60.3	66.0
Hombres	36.3	53.1	58.5	63.8
Mujeres	38.9	56.4	62.2	68.4
- Jamaica	57.2	71.4	74.2	76.5
Hombres	55.7	69.1	71.4	73.2
Mujeres	58.7	73.9	77.1	80.0
- Martinica	56.5	72.0	74.6	76.7
Hombres	55.0	69.4	71.7	73.3
Mujeres	58.1	74.7	77.7	80.2
- Puerto Rico	64.8	74.6	76.3	77.3
Hombres	63.0	71.3	72.8	74.0
Mujeres	66.7	78.1	80.0	80.8
- Islas Windward y Otras ¹	53.3	70.4	73.4	76.0
Hombres	52.2	68.0	70.7	72.9
Mujeres	54.5	72.9	76.3	79.5

(continuación)

	1950/ 1955	1985/ 1990	2000/ 2005	2020/ 2025
- Trinidad y Tobago	57.9	71.3	74.1	76.4
Hombres	56.4	68.8	71.3	73.1
Mujeres	59.4	73.9	77.0	79.9
- Otros del Caribe ²	57.6	71.8	74.4	76.6
Hombres	56.2	69.5	71.7	73.3
Mujeres	59.1	74.2	77.3	80.0
AMERICA CENTRAL ³	49.3	66.7	70.5	73.0
Hombres	47.9	64.6	68.3	70.6
Mujeres	50.8	68.9	72.9	75.6
- Costa Rica	57.3	73.7	74.6	75.2
Hombres	56.0	71.1	72.0	72.5
Mujeres	58.6	76.4	77.5	78.0
- El Salvador	45.3	67.1	72.1	73.1
Hombres	44.1	64.9	70.2	71.1
Mujeres	46.5	69.3	74.1	75.1
- Guatemala	42.7	63.4	69.1	72.2
Hombres	42.1	62.3	67.7	70.2
Mujeres	43.3	64.5	70.6	74.3
- Honduras	42.2	62.6	69.4	72.2
Hombres	40.9	60.9	67.4	70.2
Mujeres	43.5	64.5	71.4	74.3
- México	50.7	67.2	70.5	73.2
Hombres	49.2	64.9	68.1	70.6
Mujeres	52.4	69.6	73.1	75.0
- Nicaragua	42.3	63.3	70.1	72.6
Hombres	40.9	62.0	68.5	70.9
Mujeres	43.7	64.6	71.8	74.4
- Panamá	55.3	72.1	73.6	74.3
Hombres	54.4	70.1	71.4	72.0
Mujeres	56.2	74.1	75.9	76.7
AMERICA DEL SUR templada ⁴	60.3	70.0	72.2	73.4
Hombres	58.1	66.7	68.9	70.1
Mujeres	62.6	73.4	75.6	77.0
- Argentina	62.7	70.6	72.6	74.0
Hombres	60.4	67.3	69.2	70.7
Mujeres	65.1	74.0	76.0	77.5

(continuación)

AREA Y PAIS	1950 / 1955	1985 / 1990	2000 / 2005	2020 / 2025
- Chile	54.1	68.3	71.1	71.9
Hombres	52.3	65.0	67.9	68.5
Mujeres	56.0	71.7	74.5	75.5
- Uruguay	66.3	71.0	72.5	73.4
Hombres	63.3	67.8	69.1	70.0
Mujeres	69.4	74.4	76.0	77.0
AMERICA DEL SUR TROPICAL ⁵	49.9	64.5	68.6	71.8
Hombres	48.3	62.0	65.9	69.1
Mujeres	51.7	67.0	71.3	74.7
- Bolivia	40.4	53.1	61.6	67.2
Hombres	38.5	50.9	59.1	64.5
Mujeres	42.5	55.4	64.3	70.0
- Brasil	51.0	64.9	68.6	72.1
Hombres	49.3	62.3	65.7	69.1
Mujeres	52.8	67.6	71.6	75.3
- Colombia	50.6	64.8	67.9	71.3
Hombres	48.8	62.6	65.6	69.0
Mujeres	52.6	67.2	70.3	73.8
- Ecuador	46.9	64.9	69.6	71.5
Hombres	46.0	62.9	67.6	69.3
Mujeres	47.9	67.0	71.7	73.8
- Guayana	55.2	69.8	73.0	75.9
Hombres	53.5	67.3	70.2	72.7
Mujeres	57.0	72.5	76.0	79.2
- Paraguay	51.9	66.1	68.7	71.7
Hombres	50.0	63.7	66.1	69.0
Mujeres	54.0	68.6	71.4	74.5
- Perú	43.9	61.4	68.8	72.0
Hombres	42.9	59.5	66.8	70.1
Mujeres	45.0	63.4	70.8	73.9

(conclusión)

	1950/1955	1985/1990	2000/2005	2020/2025
- Surinam	56.0	70.6	73.6	76.2
Hombres	54.4	68.1	70.7	72.9
Mujeres	57.7	73.3	76.6	79.7
- Venezuela	52.3	69.0	71.7	73.9
Hombres	50.3	66.3	68.9	71.0
Mujeres	54.4	71.9	74.6	77.0

¹ Incluye Dominica, Granada, Santa Lucía, San Vicente y Las Granadinas.

² Incluye Antigua, Bahamas, Islas Vírgenes, Británicas, Islas Caimán, Montserrat, Antillas Neerlandesas, Saint Kitts-Nevis, Anguila, Islas Turcas y Caicos y las Islas Vírgenes de los Estados Unidos de América.

³ Incluye Belice

⁴ Incluye Islas Malvinas (Falklands)

⁵ Incluye la Guayana Francesa

FUENTE: World Population Prospects, Estimates and Projections as Assessed in 1982. United Nations, Population Studies Nº 86, New York, 1985.

ESPERANZA DE VIDA A LOS 60 AÑOS DE LA POBLACION FEMENINA DE
AMERICA LATINA: 1950 - 2025

AREA Y PAIS	1950 / 1955	1985 / 1990	2000 / 2005	2020 / 2025
AMERICA LATINA	15,089	17,550	18,554	19,444
Caribe	15,213	17,425	17,947	18,784
Barbados	15,976	19,857	20,661*	21,189*
Cuba	16,397	20,145	20,270	20,435
República Dominicana	14,051	17,291	18,278	19,310*
Guadalupe	15,860	19,244	20,476	21,137*
Haití	12,908	15,608	18,126	17,477
Jamaica	15,968	18,976	20,311	21,137*
Martinica	15,860	19,344	20,529*	21,189*
Puerto Rico	17,291	20,793*	21,137*	21,348*
Trinidad y Tobago	16,061	18,976	20,270	21,110*
Islas Windward y Otros (1)	15,336	18,945	19,981	20,952*
Otros países del Caribe (2)	16,014	19,177	20,393	21,137*
América Central (3)	14,831	17,647	18,743	19,692
Costa Rica	15,443	20,022	21,326	20,608*
El Salvador	14,082	17,783	19,143	19,485
Guatemala	13,641	16,901	18,084	19,209
Honduras	13,675	16,901	18,305	19,209
México	15,048	17,841	18,810	19,856
Nicaragua	13,708	16,884	18,415	19,243
Panamá	15,578	19,143	19,815	20,146
América del Sur Templada (4)	16,663	18,910	19,692	20,270
Argentina	17,166	19,110	19,856	20,471
Chile	16,409	18,388	19,277	19,650
Uruguay	17,802	19,243	19,856	20,270
América del Sur Tropical (5)	14,953	17,344	18,278	18,361
Bolivia	13,511	15,462	16,967	17,919
Brasil	15,103	17,627	18,361	19,568
Colombia	15,076	17,380	18,002	19,042
Ecuador	14,391	17,344	18,388	19,042
Guyana	18,695	18,609	19,856	20,925*
Paraguay	15,267	17,647	18,223	19,277
Perú	13,921	16,713	18,140	19,110
Surinam	15,789	18,976	22,152	21,057*
Venezuela	15,322	18,443	19,344	20,270

* Extrapolación

(1) Incluye Dominica, Granada, Santa Lucía, San Vicente y Las Granadinas

(2) Incluye Antigua, Bahamas, Islas Vírgenes Británicas, Islas Caimán, Monserrat, Antillas Neerlandesas, Saint Kitts-Nevis, Anguila, Islas Turcas y Caicos y las Islas Vírgenes de los EE.UU. de América.

(3) Incluye Belice

(4) Incluye las Islas Malvinas (Falklands).

(5) Incluye la Guayana Francesa.

FUENTE: Coale, Ansley J. and Demery Paul, "Regional Model Life Tables and Stable Populations" Princeton, New Jersey, 1966. Los valores estimados son resultados de interpolaciones basadas en tablas de la "familia ceste" de la publicación citada, que correspondería a las esperanzas de vida al nacimiento del Cuadro 111

**PROBABILIDAD DE SUPERVIVENCIA FEMENINA HASTA LOS 60 AÑOS DE
EDAD EN AMERICA LATINA: 1950 - 2025**

	1950/ 1955	1985/ 1990	2000/ 2005	2020/ 2025
AMERICA LATINA	54,515	78,137	84,159	88,619
Caribe	56,314	77,050	81,243	86,108
Barbados	64,068	89,443	92,883*	95,259*
Cuba	67,148	89,717	91,365	91,915
República Dominicana	45,728	75,967	83,085	88,028
Guadalupe	62,686	87,732	92,052	95,021*
Haití	34,142	59,635	69,001	78,603
Jamaica	63,761	86,551	91,503	95,021*
Martinica	62,686	88,176	92,290*	95,259*
Puerto Rico	75,194	92,765*	95,021	95,972*
Trinidad y Tobago	64,681	86,993	91,364	94,903*
Islas Windward y Otros (1)	57,214	85,517	50,404	94,190*
Otros países del Caribe (2)	64,221	87,436	91,778	95,021*
América Central (3)	51,747	79,380	85,517	89,442
Costa Rica	63,453	90,541	92,052	92,646*
El Salvador	45,435	80,002	87,289	88,756
Guatemala	40,786	72,563	82,010	87,585
Honduras	41,075	72,563	83,239	87,585
México	54,069	80,469	85,813	89,992
Nicaragua	41,363	72,408	83,852	87,732
Panamá	59,788	87,289	89,855	90,953
América del Sur Templada (4)	69,619	86,256	89,442	91,364
Argentina	74,884	87,141	89,992	92,052
Chile	59,484	83,699	87,880	89,305
Uruguay	80,157	87,732	89,992	91,364
América del Sur Tropical (5)	53,054	76,431	83,084	88,176
Bolivia	39,632	58,572	72,253	81,090
Brasil	54,664	78,759	83,545	89,031
Colombia	54,354	76,740	81,550	86,847
Ecuador	47,489	76,431	83,699	86,847
Guyana	61,004	84,926	89,992	24,071*
Paraguay	56,464	79,380	83,239	53,910
Perú	43,239	70,859	82,317	87,141
Surinam	62,072	86,108	90,816	94,665*
Venezuela	57,064	84,006	88,028	91,364

* Extrapolaciones

- (1) Incluye Dominica, Granada, Santa Lucía, San Vicente y las Granadinas
 (2) Incluye Antigua, Bahamas, Islas Vírgenes Británicas, Islas Caimán, Montserrat, Antillas Neerlandesas, Saint Kitts - Nevis, Anguila, Islas Turcas y Caicos y las Islas Virgenes de los Estados Unidos de América.
 (3) Incluye Belice
 (4) Incluye las Islas Malvinas (Falklands)
 (5) Incluye la Guayana Francesa.

FUENTE: Interpolaciones de valores correspondientes a la "familia" Ceste REGIONAL MODEL LIFE TABLES AND STABLE POPULATIONS, de Coale, Ansley J. y Demeny, Paul, Princeton, New Jersey, 1966, basadas en las estimaciones y proyecciones de la Esperanza de Vida al Nacimiento del Cuadro III.

TASA GLOBAL DE FECUNDIDAD EN AMERICA LATINA: 1950 - 2025

	1950/1955	1985/1990	2000/2005	2020/2025
AMERICA LATINA	5.86	3.75	2.91	2.42
Caribe	5.17	3.16	2.87	2.60
Barbados	4.10	2.15	2.09	2.09
Cuba	4.00	1.97	2.07	2.09
República Dominicana	7.50	3.63	2.69	2.36
Guadalupe	5.64	2.26	2.09	2.09
Haití	6.15	5.56	4.86	3.49
Jamaica	4.24	2.87	2.15	2.09
Martinica	5.74	2.15	2.09	2.09
Puerto Rico	5.02	2.46	2.15	2.09
Trinidad y Tobago	5.33	2.67	2.15	2.09
Islas Windward y otras (1)	6.56	2.97	2.26	2.09
Otros Países del Caribe (2)	4.92	2.56	2.15	2.09
América Central (3)	6.77	4.16	2.99	2.42
Costa Rica	6.72	3.26	2.69	2.21
El Salvador	6.46	5.10	3.98	2.81
Guatemala	7.09	4.76	3.85	2.97
Honduras	7.05	5.60	4.74	3.20
México	6.74	3.98	2.71	2.26
Nicaragua	7.34	5.49	4.02	2.69
Panamá	5.68	3.14	2.48	2.17
América del Sur Templada (4)	3.53	3.08	2.52	2.21
Argentina	3.18	3.28	2.58	2.23
Chile	4.84	2.75	2.42	2.19
Uruguay	2.73	2.60	2.30	2.15
América del Sur Tropical (5)	6.38	3.77	2.93	2.40
Bolivia	6.74	6.05	5.15	3.51
Brasil	6.15	3.46	2.71	2.28
Colombia	6.72	3.59	2.79	2.32
Ecuador	6.99	5.64	4.26	3.18
Guyana	6.68	2.75	2.09	2.09
Paraguay	6.62	4.47	3.42	2.56
Perú	6.87	4.49	3.10	2.26
Surinam	6.56	3.59	2.46	2.09
Venezuela	6.64	3.94	3.03	2.50

(1) Incluye Dominica, Granada, Santa Lucía, San Vicente y las Granadinas

(2) Incluye Antigua, Bahamas, Islas Vírgenes Británicas, Islas Caimán, Montserrat, Antillas Neerlandesas, Sanint Kitts- Nevis, Anguila, Islas Turcas y Caicos y las Islas Vírgenes de los Estados Unidos de América.

(3) Incluye Belice

(4) Incluye las Islas Malvinas (Falklands).

(5) Incluye Guayana Francesa.

FUENTE: World Population Prospects, Estimates Projections as Assessed in 1982.
United Nations, Population Studies Nº 86, New York, 1985.

**POBLACION POR GRUPOS DE EDADES EN AMERICA LATINA Y EN OTRAS
REGIONES DEL MUNDO: 1950 - 2025**

(En miles de habitantes)

REGION Y EDAD	1950	1975	1985	2000	2025
TOTAL MUNDIAL	2,504.203	4,076.045	4,842.048	6,127.117	8,177.052
0 - 14	860.189	1,514.116	1,631.768	1,862.194	2,020.043
15 - 59	1,440.833	2,224.311	2,794.710	3,669.622	5,021.552
60 y más	203.181	337.618	415.570	595.301	1,135.457
Regiones más Desarrolladas	831.857	1,094.851	1,172.863	1,275.655	1,396.673
0 - 14	231.117	271.713	260.061	265.089	276.139
15 - 59	506.181	656.715	727.603	780.205	791.041
60 y más	94.559	167.423	185.199	230.361	321.493
Regiones menos Desarrolladas	1,672.346	2,981.195	3,669.185	4,851.462	6,780.379
0 - 14	649.073	1,242.404	1,371.706	1,597.108	1,743.904
15 - 59	914.651	1,567.594	2,067.108	2,892.735	4,230.512
60 y más	108.622	171.197	230.371	361.619	805.963
Africa	222,482	409,781	553.210	877.439	1,642.903
0 - 14	93.894	184.390	251.427	396.513	583.731
15 - 59	115.738	205.071	275.183	439.103	960.956
60 y más	12.850	20.320	26.600	41.823	98.216
América Latina	164.931	321.636	406.223	549.971	786.584
0 - 14	66.793	132.382	154.421	183.609	205.357
15 - 59	89.242	169,109	224.652	324.595	484.943
60 y más	88.896	20.145	27.150	41.767	96.284
América del Norte	166.075	238.818	263.404	297.683	347.348
0 - 14	45.093	60.404	57.723	64.202	69.930
15 - 59	100.920	143.469	163.800	186.617	194.976
60 y más	20.062	34.945	41.881	45.864	82.442
Este de Asia	670.921	1,101.755	1,252.954	1,470.036	1,696.050
0 - 14	237.606	421.118	374.167	347.305	312.418
15 - 59	393.986	601.810	771.339	960.609	1,060.652
60 y más	39.329	78.827	106.448	162.122	322.980
Sur de Asia	695.117	1,255.062	1,572.054	2,073.657	2,770.644
0 - 14	279.394	529.720	615.103	689.051	661.256
15 - 59	361.891	661.273	869.841	1,242.570	1,788.313
60 y más	53.832	64.727	87.110	142.036	321.075
Europa	391.955	474.402	492.009	513.110	526.888
0 - 14	99.491	113.287	102.917	99.213	97.378
15 - 59	241.910	278.689	302.288	312.192	298.049
60 y más	50,554	82.426	86.804	101.705	131.461

(continuación)

REGION Y EDAD	1950	1975	1985	2000	2025
Oceanía	12,647	21,199	24,820	30,403	39,507
0 - 14	3.762	6.587	7.054	7.950	9.063
15 - 59	7.457	12.251	14.770	18.616	23.521
60 y más	1.428	2.361	2.996	3.837	6.923
URSS	180,075	253,393	278,373	314.818	367.127
0 - 14	54.156	66.228	68.957	74.351	80.909
15 - 59	109.688	153.295	17.283	191.466	210.145
60 y más	16.231	33.870	36.579	49.091	76.073

DISTRIBUCION PORCENTUAL

(continuación)

	1950	1975	1985	2000	2025
TOTAL MUNDIAL	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	34.3	37.1	33.7	30.4	24.7
15 - 59	57.6	54.6	57.7	59.9	61.4
60 y más	8.1	8.3	8.6	9.7	13.9
Regiones más Desarrolladas	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	27.8	24.8	22.2	20.8	19.8
15 - 59	60.8	60.0	62.0	61.1	56.6
60 y más	11.4	15.2	15.8	18.1	23.6
Regiones menos Desarrolladas	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	38.8	41.7	37.4	32.9	25.7
15 - 59	54.7	52.6	56.3	59.6	62.4
60 y más	6.5	5.7	6.3	7.5	11.9
Africa	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	42.2	45.0	45.5	45.2	35.5
15 - 59	52.0	50.0	49.7	50.0	58.5
60 y más	5.8	5.0	4.8	4.8	6.0
América Latina	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	40.5	41.2	38.0	33.4	26.1
15 - 59	54.1	52.5	55.3	59.0	61.7
60 y más	5.4	6.3	6.7	7.6	12.2
América del Norte	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	27.2	25.3	21.5	21.6	20.1
15 - 59	60.7	60.1	62.2	62.7	56.1
60 y más	12.1	14.6	15.9	15.7	23.8
Este de Asia	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	35.4	38.2	25.9	23.6	18.4
15 - 59	58.7	54.5	61.6	65.4	62.5
60 y más	5.9	7.2	8.5	11.0	19.1
Sur de Asia	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	40.2	42.2	39.1	33.2	23.9
15 - 59	52.1	52.7	55.3	59.9	64.4
60 y más	7.7	5.1	5.6	6.9	11.6
Europa	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	25.4	23.9	20.9	19.3	16.5
15 - 59	61.7	58.7	61.4	60.9	56.6
60 y más	12.9	17.4	17.7	19.8	24.9
Oceanía	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	29.7	31.1	28.4	26.2	23.0
15 - 59	59.0	57.8	59.5	61.2	59.5
60 y más	11.3	11.1	12.1	12.6	17.5
URSS	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
0 - 14	30.1	28.1	24.6	23.6	22.0
15 - 59	60.9	60.5	62.1	60.9	57.9
60 y más	9.0	13.4	13.1	15.6	20.7

FUENTE: World Population Prospects. Estimates and Projections as Assessed in 1982
United Nations, Population Studies Nº 86 New York, 1985.

**L'impact des Systèmes de Pré-Retraite sur
les Taux d'Activité des Travailleurs Agés**

Analyse Econométrique

par

*Francis CALCOEN, Directeur de Recherche au CNRS,
CRESGE-LABORES, Lille ;*

*Jean-Michel COUSINEAU, Professeur
à l'Université de Montréal ;*

*Dominique GREINER, Chargé de Recherche,
CRESGE-LABORES, Lille.*

*La communication proposée s'appuie sur une recherche menée pour le Commissariat
Général du Plan en France, et sur un travail de modélisation conduit dans le cadre
du C.R.D.E. (Centre de Recherche de Développement en Economique)
de l'Université de Montréal.*

I. INTRODUCTION

Les interrogations sur le devenir des systèmes de retraite ont relancé l'intérêt pour l'analyse de la décision du retrait du marché du travail des personnes en fin de vie active. L'appréhension des déterminants de la décision d'activité des travailleurs âgés est en effet cruciale à une période où les pouvoirs publics modifient ou songent à modifier l'âge moyen de la cessation d'activité en raison de la transition démographique. Le succès d'une telle politique dépend de la réponse des individus aux incitations à poursuivre leur activité. De ce point de vue, les nombreuses mesures qui ont été développées au cours des vingt dernières années pour faciliter le départ en retraite dans un contexte de chômage persistant constituent une base de données riche d'enseignements pour mesurer le comportement d'activité des travailleurs âgés et apprécier ainsi la capacité de différer, à l'inverse, la date de cessation d'activité par des incitations diverses.

Dans cette contribution, nous étudions sur base économétrique les déterminants de la baisse du taux d'activité des travailleurs âgés au cours de la période 1967-1987. L'approche est réalisée en coupe et en séries chronologiques et porte sur cinq pays : Allemagne, Canada, France, Royaume-Uni et Suède. Elle vise à expliquer les écarts observés entre pays dans l'évolution des taux d'activité par la multiplication des filières de prise en charge de la cessation d'activité.

Après un rappel des principales évolutions observées dans les pays retenus et des approches théoriques et des résultats empiriques existant sur la question de la cessation d'activité (Section II), on présentera les modèles et les résultats obtenus par une double approche : avec un modèle intertemporel et international qui n'intègre pas les programmes spécifiques de protection sociale organisant ou accompagnant la sortie accélérée du marché du travail (Section III) ; avec des modèles par pays prenant en compte ces programmes (Section IV).

II. FAITS ET INTERPRETATIONS

La baisse spectaculaire des taux d'activité des travailleurs âgés constitue un des traits les plus caractéristiques de l'évolution sur le marché de l'emploi au cours des deux dernières décennies. La tendance, bien que générale, recouvre d'importantes différences entre pays, tant en termes de niveau que de rythme. Le tableau 1 donne un rapide aperçu de l'évolution de l'activité des hommes de 55-64 ans sur la période 1967-1987 dans quelques pays.

Au cours de la période 1967-1987, le taux d'activité de ce groupe d'âge a baissé de près de 28 points de pourcentage en Allemagne, de 25 points en France et au Royaume-Uni, de 19 points au Canada. De telles baisses ne sont pas sans conséquence sur le mode de vie, le financement des programmes de sécurité sociale et le potentiel de production d'une économie. Par ailleurs, les taux d'activité différaient d'un pays à l'autre, en début et en fin de période, et les écarts entre pays ont eu tendance à s'accroître. La question qui se pose alors est de savoir si on est à même de générer un modèle qui rende compte simultanément des différences de taux d'activité dans le temps et l'espace.

Tableau 1

Taux d'activité des hommes de 55-64 ans (en %) et rythme moyen annuel de la tendance (en %)

	1967	1987	rythme annuel
Allemagne	84.2	56.3	- 2.0
Canada	85.8	66.4	- 1.3
France	73.1	47.6	- 2.1
Royaume-Uni	92.1	67.1	- 1.6
Suède	89.2	74.9	- 0.9
Etats-Unis	82.2	67.0	- 1.0
Japon	86.6	82.6	- 0.2

Source : OCDE, Statistiques de la Population Active

II.1. Deux approches théoriques

La cessation d'activité en fin de vie active est avant tout une décision d'offre de travail. Elle est cependant particulière dans la mesure où l'individu renonce généralement de façon définitive à tout revenu d'activité en contrepartie du bénéfice d'une pension de vieillesse.

L'analyse économique aborde cette problématique de deux façons. Une première approche appréhende la décision de retrait d'activité comme une décision instantanée : l'individu arbitre entre le niveau de consommation auquel il doit renoncer s'il cesse son activité et le temps de loisir auquel il renonce s'il la poursuit. Dans cette perspective, la tendance de long terme à la baisse du taux d'activité s'explique par un effet de richesse découlant de l'augmentation générale des revenus d'activité et de transferts - ces derniers notamment en raison de l'arrivée à maturité des systèmes de pension.

La seconde approche est celle du cycle de vie. Les modèles de cycle de vie considèrent simultanément les profils de consommation, d'épargne et d'offre de travail. L'individu est supposé accumuler des actifs durant toute sa vie de travail en vue de financer sa consommation pendant la période d'inactivité. Il détermine donc la date de son retrait d'activité en fonction du niveau moyen de consommation qu'il désire atteindre sur l'ensemble de sa vie. Une hausse générale des revenus d'activité ou des transferts modifie le profil de consommation et d'épargne des ménages ainsi que l'offre de travail sur l'ensemble du cycle de vie. Dans le cadre d'un modèle du cycle de vie, Feldstein (1977) a mis en évidence l'existence de deux effets suite à l'introduction ou à l'expansion d'un système de sécurité sociale : un effet de substitution entre l'épargne privée et l'épargne "sociale", et un effet induit de retrait du marché du travail.

II.2. Résultats empiriques

Une des difficultés majeures rencontrées lors de l'analyse empirique de la décision de retrait d'activité est d'appréhender la ligne de budget des individus. La difficulté de l'exercice tient, d'une part aux fluctuations non anticipées des revenus d'activité et de transferts, et d'autre part aux distorsions introduites dans la ligne de budget par les systèmes de transferts.

Cette difficulté résolue, les travaux économétriques attestent tous l'effet des pensions sur la décision de retrait d'activité, et la consistance de cette variable augmente avec l'âge du salarié (Parsons, 1980). Les conclusions quant à l'influence de l'état de santé sont également bien établies (Hall et Johnson, 1980 ; Parsons, 1980, 1982), même si la construction de l'indicateur de santé n'est pas sans poser de problèmes.

Ces travaux empiriques s'appuient rarement sur des données internationales. Pour la plupart, ils portent sur la cas américain et sont menés en coupe instantanée. Une seule étude, à notre connaissance, contient à la fois des données en coupe et en séries chronologiques. Il s'agit des travaux de Duggan (1984) pour 34 grandes régions métropolitaines de recensement américaines sur la période 1974-1980. Le modèle retenu incorpore des variables de salaire, de revenus non salariaux, de caractéristiques socio-économiques, de chômage, et de prestations de sécurité sociale. Toutes choses égales par ailleurs, les variables de prestations sociales exercent un effet négatif et significatif sur l'activité des travailleurs âgés.

II.3. Spécificité de notre démarche

Notre recherche se distingue des travaux antérieurs sur deux points. Premièrement, l'étude prend en compte l'ensemble des programmes de protection sociale qui interviennent dans la prise en charge de la cessation d'activité. Deuxièmement, il s'agit d'une comparaison internationale réalisée en coupe et en séries chronologiques sur la période 1967-1987 portant sur cinq pays : Allemagne, Canada, France, Royaume-Uni et Suède.

III. UN MODELE INTERNATIONAL ET INTERTEMPOREL

Le modèle mis en oeuvre veut expliquer les écarts observés entre pays dans les taux d'activité des hommes âgés de 55 à 64 ans. Plusieurs interrogations guident notre démarche :

- dans les écarts et leurs évolutions, quelle part est attribuable aux prestations de sécurité sociale, aux conditions sur le marché de l'emploi ?

- quelle part est attribuable aux interventions spécifiques en faveur des travailleurs âgés ?

III.1. Modèle, variables et méthode

La variable expliquée est le taux d'activité (TA) des hommes de 55 à 64 ans. Trois grandes variables explicatives sont retenues : le salaire moyen (SRN : masse salariale divisée par le nombre de salariés), le ratio du total des prestations de sécurité sociale sur la masse salariale (PS) (1), le taux de chômage (TC). L'hypothèse qui prévaut dans le choix de ces variables est que l'offre de travail peut varier : en fonction des revenus de travail, d'une façon négative, i.e. dans un rapport inverse ; en fonction de l'effet de revenu et de richesse, négativement (les individus ou les pays les plus riches peuvent bénéficier de plus de loisirs sous la forme de retraite anticipée) ou d'une façon positive en raison de l'effet de substitution (de plus hauts salaires incitent au travail en raison du coût d'opportunité élevé du non-travail). L'effet du salaire sur le taux d'activité est donc a priori indéterminé ; il peut être positif ou négatif.

Le ratio "prestations sociales/masse salariale" est retenu en tant qu'indicateur des programmes de sécurité sociale. Sur le plan théorique, nous pouvons convenir qu'un programme plus généreux est susceptible de conduire à une réduction du taux d'activité. Par ailleurs, si ces programmes sont financés par une taxe sur la masse salariale, l'impact négatif attendu sur le niveau d'emploi devrait conduire également à une réduction du taux d'activité. L'effet global attendu de la variable de sécurité sociale est donc négatif.

(1) A partir des données fournies par l'OCDE, il nous était impossible de soustraire les paiements d'allocations familiales. Les données du BIT sur le coût de la Sécurité Sociale montrent une baisse générale de la part des prestations familiales dans le total des prestations de Sécurité Sociale.

Le taux de chômage est une autre variable importante a priori. On s'attend à ce que, faute d'opportunités d'emploi, les travailleurs âgés, et plus particulièrement ceux qui ont perdu leur emploi, abandonnent les rangs de la population active. Le signe attendu de la variable de chômage est négatif.

Enfin, nous avons pris en compte l'âge statutaire de la retraite dans le cadre des systèmes publics de pension en calculant la différence NR entre la borne supérieure de la classe d'âge étudiée (65 ans) et cet âge statutaire. La relation attendue entre cette variable et le taux d'activité des 55-64 ans est négative.

Dans un premier temps, ce modèle a été estimé en série/coupe par les MCO ou les MCG, en imposant une pente et un terme constant uniques pour les cinq pays, puis en différenciant les pays par le biais de variables dichotomiques.

Dans un deuxième temps, les pays ont été considérés séparément. L'intérêt de cette démarche est de pouvoir travailler avec le salaire moyen réel exprimé dans la monnaie nationale. Un effet d'interaction est également testé entre le taux de chômage et le ratio de prestations/salaire.

III.2. Estimations et problèmes économétriques

Sur le plan économétrique, l'estimation d'un modèle regroupant des données en série chronologique par pays pose divers problèmes. L'autocorrélation des résidus peut être variable d'un pays à l'autre. De même, peut-il en être de l'hétéroscédasticité. Et finalement, les résidus peuvent être plus ou moins corrélés d'un pays à l'autre. Diverses techniques peuvent être utilisées pour chercher à corriger ces problèmes. Pour notre part, nous avons retenu la méthode des moindres carrés généralisés, décrite par Kmenta (1986, pp. 622-625). Cette méthode permet de tenir compte simultanément de l'ensemble de ces différents aspects de la question (2). Dans les tableaux que nous présentons, nous comparons les résultats des moindres carrés ordinaires (MCO) à ceux des moindres carrés généralisés (MCG) tels que développés par Kmenta.

(2) Le logiciel utilisé modifie la procédure de Kmenta de façon à conserver la première observation de chaque coupe instantanée. Pour plus de détails, se référer à SHAZAM (1988, pp. 121-123).

Sur le plan statistique, puisque nous avons affaire à des unités monétaires différentes pour la variable salaire, se pose le problème de l'uniformisation des données dans une même unité de change. Deux approches distinctes ont été retenues. La première, plus grossière, a consisté à appliquer les taux de change et les indices de prix canadiens de façon à transformer toutes les valeurs en dollars canadiens constants (de 1981). Les résultats d'estimation qui se fondent sur cette approche sont présentés au tableau 2.

La seconde façon a été d'appliquer la technique des parités de pouvoir d'achat. Nous avons tout d'abord transformé les dollars canadiens en dollars américains pour l'année 1985, puis nous avons appliqué l'indice de transformation de ces dollars en dollars de parité de pouvoir d'achat (3). Une donnée de base étant ainsi obtenue pour chaque pays, nous lui avons appliqué l'indice de croissance du salaire réel par pays à partir de la formule suivante : (masse salariale/nombre de salariés) / IPC (4) de chaque pays. Les résultats d'estimation qui s'appuient sur cette approche sont présentés au tableau 3.

III.3. Résultats

Les résultats d'estimation présentés au tableau 2 opposent, comme il a été dit antérieurement, les estimations obtenues par MCO (trois premières colonnes) avec les résultats par application de MCG (trois dernières colonnes). A l'intérieur de chacun de ces groupes d'estimations, on trouve trois modèles distincts. Un modèle (colonnes 1 et 1') qui ne tient pas compte des variables dichotomiques par pays, un modèle (colonnes 2 et 2') qui en tient compte au niveau de leur effet sur le terme constant, et un modèle (colonnes 3 et 3') qui tient compte de leur influence sur l'ordonnée à l'origine et sur la pente des facteurs explicatifs de marché (chômage et salaires). Les données salariales sont exprimées en dollars canadiens selon la première technique décrite.

Ces résultats nous indiquent que les quatre variables économiques retenues exercent un effet significatif sur les taux d'activité. Le R^2 ou son équivalent [Statistique de Buse (1973)] varie de 60 % à 98 % selon la technique et le modèle

(3) Ceci a été fait par l'application du ratio du PNB per capita du pays exprimé en dollars US grâce au taux de change, sur le même PNB exprimé en dollars US, selon la technique des PPA (OCDE, 1990).

(4) IPC : Indice des prix à la Consommation.

utilisés. Dans le modèle sans variable décatomique par pays, et suivant la technique des MCO, il se situe à 78 %.

Le coefficient pour la variable de salaires est de -0,47. Chaque différence (positive) de 1 000 \$ canadiens par salarié dans les revenus de travail, entre pays ou à travers le temps, réduit le taux d'activité masculin des 55 à 64 ans de près d'un demi-point de pourcentage.

Le coefficient de la variable TC, pour sa part, indique que chaque accroissement de 1 % du taux de chômage des hommes de 25 à 54 ans contribue à réduire le taux d'activité des hommes de 55 à 64 ans de l'ordre de 1,2 point de pourcentage.

La variable PS exerce aussi une influence significative et déterminante sur le taux d'activité de ce groupe de population. Chaque augmentation d'un point de pourcentage dans le ratio "prestation/salaire" réduit les taux d'activité de 0,8 point de pourcentage. Le coefficient de la variable NR est très élevé. Il signifie qu'une réduction d'un an dans l'âge légal de la retraite réduit de 4,5 points de pourcentage ce même taux d'activité.

Cet effet est toutefois affaibli dans les autres résultats d'estimation, i.e. une fois prises en compte les différences par pays, soit au niveau de l'ordonnée à l'origine ou soit par interaction avec les deux variables de marché du travail.

Comme on pouvait s'y attendre, les résultats changent quelque peu selon le modèle et l'approche retenus. Dans le modèle MCO avec variables dichotomiques simples ou interactives, l'ajustement des taux d'activité au chômage augmente sensiblement (-1,92 vs -1,21) tandis que les variables de Sécurité Sociale PS et NR perdent quelque peu de leur force, en demeurant toutefois largement significatives (t de 7,54 et 8,96 respectivement). Dans le modèle avec pleine interaction, le Canada montre la plus forte sensibilité au salaire. Pour des pays comme la France, le Royaume-Uni et la Suède, cette sensibilité pourrait être non significative ou même supérieure à zéro (France). Dans le cas du taux de chômage, l'inverse se produirait. Le Canada aurait la plus faible sensibilité au chômage, à l'exception de la Suède. En effet, à l'exception de ce pays, toutes les variables croisées avec le chômage sont

négatives et significatives. Dans cette équation, les variables PS et NR demeurent significatives (t de -8,50 et -8,96 respectivement). L'influence de NR sur les taux d'activité est toutefois moins grande : 1,2 point de pourcentage de réduction du taux d'activité pour chaque réduction d'un an dans l'âge de la retraite.

Finalement, avec les résultats obtenus par les MCG, on trouve des coefficients qui sont toujours plus faibles pour la variable de salaire (dans le modèle sans variable dichotomique (1)', elle n'est plus significative). Il en est de même pour la variable de taux de chômage. Par contre, la variable PS prend de la force dans le premier modèle et a tendance à se situer entre 0,70 et 0,80 dans les deux autres modèles. En toutes circonstances, elle demeure significative, de même que la variable NR. L'impact de cette variable se situe maintenant entre 1 et 2 points de pourcentage pour chaque année de réduction de l'âge légal de la retraite.

Quand on raisonne en termes de parité de pouvoir d'achat (Tableau 3), d'autres différences apparaissent. Nous avons remarqué, à cet égard, que les écarts de sensibilité des taux d'activité au chômage et aux salaires disparaissent alors que les variables dichotomiques par pays deviennent non significatives à l'exception du cas de la France (5). Ces considérations se manifestent au niveau des MCG (colonne 3" du tableau 3), mais elles sont particulièrement visibles au niveau des MCO pour le modèle interactif (colonne 3 du même tableau). En somme, l'introduction de valeurs en PPA aurait pour effet d'atténuer, sinon d'éliminer, les différences internationales dans la sensibilité des taux d'activité aux variables de marché.

Il est à noter, par ailleurs, que les variables PS et NR demeurent toujours affectées par des coefficients de signe négatif et largement significatifs. Les statistiques t oscillent entre -8,1 et -28,8.

Dans l'ensemble, donc, nous pouvons conclure ainsi :

1) quel que soit le modèle et le type de données retenus, les prestations sociales exercent un effet négatif et largement significatif sur le degré d'activité des hommes de 55 à 64 ans ;

(5) Nous avons des réserves, notamment sur l'indicateur des salaires en dollars US ppa. A notre avis, cette mesure tendrait à sous-estimer le revenu réel relatif per capita. Cela pourrait expliquer la compensation qui se manifeste au niveau de la variable dichotomique France (F).

2) les quatre grandes variables expliquent, à elles seules, une grande partie de la variance internationale et intertemporelle dans le taux d'activité de ce groupe de la population. Ces quatre grandes variables sont le salaire, le chômage, les prestations de Sécurité Sociale et l'âge légal de la retraite.

Dans ce modèle agrégé, on ne reconnaît pas, cependant, les diverses spécificités de chacun des pays en matière de Sécurité Sociale, et tout particulièrement celles qui ont trait à la sortie du marché du travail. Dans le cadre d'une réflexion sur l'impact des politiques conduites, il peut être de grand intérêt de chercher à savoir lesquels des principaux programmes, ou paramètres de programmes, ont le plus d'incidence sur le comportement des travailleurs. La réponse à cette question requiert une étude pays par pays.

Tableau 2

Estimation par MCO et MCG tous pays confondus, dollars canadiens

	(1)	MCO (2)	(3)	(1)'	MCG (2)'	(3)'
Constante	98,91 (44,2)	101,96 (70,89)	120,11 (21,36)	94,40 (37,2)	98,3	119,82
SRN	-0,47 (-3,19)	-0,48 (-5,34)	-1,80 (-4,66)	-0,18 (-1,63)	-0,35 (-3,50)	-2,07 (-3,77)
ASRN	-	-	1,04 (2,57)	-	-	1,31 (2,26)
FSRN	-	-	1,95 (4,52)	-	-	2,33 (4,01)
RUSRN	-	-	1,63 (3,65)	-	-	1,64 (2,74)
SSRN	-	-	1,82 (4,16)	-	-	1,97 (3,47)
TC	-1,21 (-6,86)	-1,92 (-16,04)	-1,25 (-5,17)	-0,44 (-2,66)	-1,55 (-10,25)	-0,59 (-1,94)
ATC	-	-	1,42 (-4,35)	-	-	-1,98 (-4,48)
FTC	-	-	-1,52 (-2,40)	-	-	-2,19 (-3,78)
RUTC	-	-	-0,65 (-2,38)	-	-	-1,00 (-3,02)
STC	-	-	1,94 (1,34)	-	-	1,12 (1,70)
PS	-0,82 (-7,33)	-0,64 (-7,54)	-0,77 (-8,50)	-1,29 (-8,86)	-0,70 (-8,82)	-0,76 (-9,69)
NR	-4,50 (-10,72)	-2,12 (-8,96)	-1,23 (-2,72)	-1,44 (-4,75)	-1,93 (-7,09)	-1,18 (-3,41)
A	-	-10,3 (-10,2)	-22,1 (-3,67)	-	-8,3 (-4,8)	-22,2 (-2,56)
F	-	-11,5 (-9,7)	-33,4 (-5,47)	-	-9,5 (-5,7)	-34,8 (-4,08)
RU	-	1,82 (2,0)	-17,9 (-2,99)	-	2,8 (1,99)	-17,3 (-2,06)
S	-	-0,46 (-0,37)	-26,6 (-3,82)	-	-2,2 (1,47)	-24,8 (-2,86)
R2/R-2	,783/.775 ,774/.765	,955/.952 ,975/.973	,972/.967 ,979/.975	,598*	,909*	935*

* R2 de Buse (1973).

N.B. : A, F, RU et S expriment dans les modèles (2), (2'), (3) et (3'), la différentielle de la constante respectivement pour l'Allemagne, la France, le Royaume-Uni et la Suède par rapport à l'estimation obtenue pour le Canada.

Dans les modèles (3) et (3'), il en est de même pour ASRN, FSRN, RUSRN et SSRN par rapport au coefficient de SRN pour le Canada, et l'on retrouve la même demande pour les coefficients de la variable TC selon les pays.

Tableau 3

Estimation par MCO et MCG tous pays confondus, dollars US en ppa

	MCO (1)	MCO (2)	MCO (3)	MCG (1)'	MCG (2)'	MCG (3)'
Constante	97.88 (43.0)	126.99 (44.5)	120.36 (24.8)	100.94 (30.2)	130.64 (42.9)	120.61 (14.3)
SRN	-0.40 (-2.42)	-0.27 (-11.15)	-0.22 (-5.52)	-0.07 (-3.01)	-0.31 (-13.29)	-0.26 (-3.77)
ASRN	-	-	-0.11 (-1.85)	-	-	-0.10 (-1.35)
FSRN	-	-	+0.11 (1.31)	-	-	+0.23 (1.90)
RUSRN	-	-	-0.13 (-0.98)	-	-	-0.15 (-0.94)
SSRN	-	-	+0.004 (0.03)	-	-	+0.05 (0.58)
TC	-1.26 (-7.11)	-1.64 (-17.23)	-1.27 (-6.18)	-0.38 (-2.42)	-1.35 (-11.14)	-0.59 (-1.93)
ATC	-	-	-0.26 (-0.83)	-	-	-0.80 (-2.16)
FTC	-	-	-0.72 (-1.23)	-	-	-1.98 (-3.14)
RUTC	-	-	-0.32 (-1.26)	-	-	-0.78 (-2.20)
STC	-	-	0.67 (0.62)	-	-	0.28 (0.50)
PS	-0.92 (-8.14)	-0.66 (-10.55)	-0.74 (-10.95)	-1.47 (-9.95)	-0.69 (-28.83)	-0.72 (-19.50)
NR	-4.57 (-10.70)	-1.67 (-9.05)	-1.54 (-4.48)	-1.38 (-4.56)	-1.55 (-6.45)	-1.17 (-3.79)
A	-	-17.6 (-16.6)	-3.91 (-0.64)	-	-17.7 (-12.8)	-2.3 (-0.3)
F	-	-27.5 (-15.0)	-27.9 (-4.55)	-	-29.3 (-14.5)	-32.0 (-3.3)
RU	-	-16.5 (-8.3)	-5.27 (-0.74)	-	-19.7 (-9.5)	-4.7 (-0.5)
S	-	-9.7 (-7.4)	-7.0 (-0.62)	-	-9.7 (7.1)	-8.8 (-0.9)
R2/R-2	.774/.765	.975/.973	.979/.975	.630*	.967*	.974*

* R2 de Buse (1973).

IV. MODELES PAR PAYS AVEC LES PROGRAMMES SPECIFIQUES DE SECURITE SOCIALE

IV.1. Modèles et variables

En effet, les gouvernements ont pris un certain nombre de mesures qui ont consisté : a) à abaisser l'âge de la retraite, b) à favoriser la liquidation anticipée de pension de vieillesse, c) à dispenser de recherche d'activité les chômeurs âgés en leur garantissant un minimum de ressources, d) à inciter les travailleurs âgés à un départ volontaire avec ou sans condition de remplacement dans l'emploi (différentes formes de préretraites), e) à améliorer la prise en charge des travailleurs âgés victimes d'un licenciement économique (6).

Ces mesures ont a priori un effet négatif sur le taux d'activité des travailleurs âgés. Pour vérifier l'incidence de chacune de ces mesures, nous avons construit un ensemble de variables caractérisant les modalités des programmes et leurs évolutions dans chaque pays. Ces variables tiennent compte de l'âge minimal d'accès dans les diverses filières. Elles sont construites selon la formule : 65 - âge minimal d'accès à chaque filière.

où :

NR : 65 - âge légal de la retraite

NRA : 65 - âge minimal pour le départ en retraite avec réduction actuarielle du taux de pension ;

NPRL : 65 - âge minimal pour la pré-retraite licenciement ;

NPRD : 65 - âge minimal pour la pré-retraite démission ;

NPRR : 65 - âge minimal pour la pré-retraite avec condition de remplacement ;

NC : durée maximale de prise en charge par l'indemnisation du chômage avant 65 ans.

On a tenté aussi de prendre en considération les taux de remplacement du revenu d'activité. Sans reprendre l'ensemble des mesures prises dans les cinq pays, on peut en rappeler quelques-unes :

(6) A ces mesures, il conviendrait d'ajouter les changements dans l'appréciation de l'invalidité. En effet, l'invalidité a constitué une filière particulièrement active pour la prise en charge des travailleurs en fin de vie active. Mais les critères d'appréciation de l'invalidité relèvent d'une interprétation subjective dans la mesure où il peut être tenu compte, à côté des critères médicaux, de considérations socio-économiques. Il est donc très difficile d'intégrer les systèmes d'invalidité dans le modèle.

. L'âge minimal pour l'obtention d'une pension à taux plein est passé de 65 à 63 ans en Allemagne (1973), de 67 à 65 ans en Suède (1976) et de 65 à 60 ans en France (1983). Au Canada, depuis 1987 (1984 au Québec), une possibilité d'anticipation de la liquidation à partir de 60 ans avec réduction du taux de pension a été introduite.

. D'autres mesures ont consisté à inciter les travailleurs âgés à se retirer du marché en leur versant des prestations de pré-retraites. Le retrait du marché peut se faire suite à un licenciement ou suite à une démission. En cas de démission, le bénéficiaire de la prestation est parfois soumis à une condition de remplacement dans l'emploi dégagé par un chômeur (France, Royaume-Uni). Le recours à la pré-retraite a été important en France et plus marginal au Royaume-Uni et en Allemagne.

. Dans certains cas, l'essentiel était d'améliorer les conditions d'éligibilité et le niveau des prestations des programmes de revenus de remplacement (indemnisation du chômage et invalidité). Les durées et les taux de l'indemnisation du chômage ont été améliorés en faveur des chômeurs âgés, tout en dispensant des recherches actives d'emploi (France depuis 1985, Royaume-Uni depuis 1981). En Suède depuis 1972 et en Allemagne depuis 1957, les chômeurs de longue durée âgés passent en invalidité et bénéficient d'une pension d'un montant équivalent à celle à laquelle ils auraient pu prétendre en poursuivant leur activité jusqu'à l'âge normal de la retraite.

Dans les pays où ce sont plutôt les infrastructures préexistantes qui avaient pour rôle et tâche d'absorber les surplus de main-d'oeuvre, il est à noter alors que la relation entre PS et TA n'est plus directe mais indirecte. Elle doit passer par l'effet du taux de chômage sur les taux d'activité. C'est ainsi qu'une modélisation plus juste consiste à supposer tout d'abord que la relation fondamentale est $TA = a_0 + a_1TC$ mais que $a_1 = b_0 + b_1PS$ où b_0 peut être de n'importe quel signe, mais où b_1 doit être strictement négatif.

Finalement, comme il y a des pays qui ont adopté à la fois des réaménagements de programmes et de nouveaux programmes, il importait de chercher à vérifier l'incidence distincte ou complémentaire de chacun de ces types d'intervention.

IV.2. Résultats

Plusieurs modèles sont donc été testés pour chaque pays. Le tableau 4 présente les meilleurs de nos résultats obtenus par les M.C.O. Il est à noter, tout d'abord, qu'aucune des variables complexes (incluant le taux de remplacement salarial et les montants forfaitaires) n'y apparaît. La raison en est que les variables d'âge prises seules montraient une performance nettement supérieure. Ceci peut être dû tant à la difficulté de calculer les taux de remplacements salariaux qu'à la faible variabilité intertemporelle et internationale de ces taux.

Par ailleurs, on note également l'absence de variables de programmes complémentaires ou substituts aux programmes directs de pension et de pré-pension (invalidité et indemnisation du chômage). Aucune de ces variables ne s'est montrée significative. La raison en est probablement le rôle prépondérant de la variable de chômage TC.

Si on compare les résultats par pays selon les diverses hypothèses considérées, on trouvera deux tendances très nettes : d'un côté, les pays tels l'Allemagne et la France où l'explication du comportement du taux d'activité passe par des mesures ciblées, par ailleurs, et les pays tels le Canada, le Royaume-Uni et la Suède où l'action passe par les systèmes généraux. En effet, pour l'Allemagne, l'abaissement de l'âge de la retraite en 1973 (NR) et la mise sur pied d'un programme de pré-retraite démission en 1984 expliquent mieux, conjointement avec les variables de salaire et de chômage, le comportement observé de ces taux d'activité. Toutes les variables sont significatives et de bon signe, le R^2 est de 99 % et la statistique de Durbin et Watson est la plus élevée.

La France constitue, pour sa part, le meilleur exemple d'une stratégie d'interventions ciblées. L'abaissement de l'âge de la retraite de 65 à 60 ans en 1983 (NR), la mise sur pied d'un programme de pré-retraite licenciement en 1972, modifié en 1983 (NPRL), puis celle d'un programme de retraite démission avec condition de remplacement en 1977 (NPRR), ont tous exercé des effets significatifs sur les taux d'activité (7). Un tel modèle affiche le R^2 (corrigé) le plus élevé de même qu'une statistique de Durbin et Watson rejetant l'hypothèse d'autocorrélation des résidus.

(7) Le programme de pré-retraite démission ne s'est avéré significatif.

Tableau 4
Modèles par pays (M.C.O.)

	(1) Csc	(2) NR	(3) NRA	(4) NPRL	(5) NPRD	(6) NPRR	(7) SR	(8) TC	(9) PS	(10) TCPS	(11) R2	(12) D.W.
A.	110.0 (36.2)	-1.37 (-2.50)			-0.39 (-2.15)		-1.29 (-9.43)	-1.39 (-6.46)			.99	1.67
	115.4 (19.2)	-0.72 (-1.11)					-1.35 (-8.95)	-1.65 (-8.66)	-30.36 (-0.84)		.98	1.41
	111.3 (34.2)	-1.06 (-1.86)					-1.33 (-9.10)	-5.34 (-1.71)		26.65 (1.18)	.99	1.49
C.	123.9 (26.2)	-	-1.93 (-5.72)				-2.44 (-7.64)	-1.38 (-6.48)			.93	1.38
	104.8 (29.8)						-0.23 (-0.77)	0.29 (1.22)	-29.16 (-10.62)		.97	1.50
	93.62 (19.5)						-1.17 (-4.47)	4.84 (6.55)		43.32 (-9.20)	.96	1.46
F.	74.45 (11.7)	-0.94 (-1.66)		-0.78 (-2.03)		-0.27 (-2.01)	0.087 (0.58)	-3.04 (-4.43)			.97	1.91
	99.52 (6.65)	-1.80 (-4.04)					-0.95 (-0.66)	-1.09 (-0.73)	-13.28 (-0.98)		.96	1.15
	87.80 (19.2)	-1.65 (-3.50)					-0.28 (-2.26)	3.76 (0.63)		-26.79 (-1.02)	.96	1.11
RU.	112.1 (20.0)					0.58 (0.12)	-3.81 (-3.0)	-1.91 (-9.98)			.96	1.16
	113.3 (17.9)						-3.60 (-2.62)	-1.78 (-5.11)	-30.60 (-0.41)		.96	1.07
	108.6 (27.6)						-4.40 (-4.95)	3.77 (2.88)		-41.79 (-4.35)	.99	1.48
S.	115.07 (8.5)		-6.45 (-6.46)				-0.42 (-2.11)	-2.88 (-2.11)			.76	1.09
	114.4 (0.99)						-0.31 (-4.51)	-0.87 (-0.39)	-69.89 (-0.98)		.97	1.44
	114.5 (28.8)						-0.50 (-8.71)	6.36 (10.4)		-42.09 (-25.63)	.98	1.78

Dans les pays où l'influence de la Sécurité Sociale sur le comportement des travailleurs âgés passe par les systèmes généraux, on trouve aussi une régularité frappante. L'effet de ces programmes est indirect. La relation première s'établit tout d'abord avec le taux de chômage. Celui-ci crée un surplus de main-d'oeuvre qui décidera, par la suite, de se retirer ou non définitivement du marché du travail selon l'indice ou le degré de générosité des divers programmes de soutien du revenu. La régularité de l'effet observé se note par la très grande similitude à la fois des signes et de la valeur des coefficients affectant la variable de taux de chômage (variant de 4 à 6) et la variable croisée du taux de chômage avec la variable de prestations sociales (variant de 42 à 43).

Le chômage prend donc une importance très grande dans le processus d'explication du taux d'activité des travailleurs de 55 à 64 ans. Dans certains pays, comme la France et l'Allemagne, il mène à l'adoption de programmes spécifiques en faveur de la main-d'oeuvre âgée excédentaire. Dans d'autres pays, ces surplus se dirigent vers les divers sous-systèmes existants de soutien du revenu. Toutefois, il faut admettre que, nonobstant ces effets, les prestations sociales exercent un effet déterminant sur les sorties de la main-d'oeuvre. En effet, les sorties de la main-d'oeuvre auraient été beaucoup moindres sans l'existence de systèmes généraux ou encore de programmes spécifiques adressés à ces groupes particuliers.

Pour terminer, nous dirons quelques mots sur les coefficients estimés pour les diverses variables de programme. En premier lieu, dans les pays où cette mesure a été adoptée, l'abaissement général de l'âge de la retraite est le facteur le plus important. En Allemagne, où l'âge de la retraite a été abaissé de deux ans, cela a pu contribuer à diminuer de 2,7 points le taux d'activité de ce groupe d'âge. En France, l'abaissement de 5 ans de l'âge légal de la retraite a pu contribuer à réduire de 4,7 points le taux d'activité de ce même groupe d'âge.

En second lieu viennent les programmes de pré-retraite licenciement (pr1) et de pré-retraite démission (prd). Chaque abaissement d'un an de l'âge de la retraite conduit à une réduction de 0,77 point dans les taux d'activité pour les pr1 (France NPRL), alors qu'on relève une réduction plus modeste (0,4 point) pour les programmes de pré-retraite démission (prd). Finalement, pour les programmes de pré-

retraite démission avec condition de remplacement, l'effet serait plus modeste. Le coefficient de la variable NPRR n'est plus que de -0,27 dans le cas de la France (8).

Dans le cas du Canada, nous avons pu noter, au passage, un effet significatif d'une extension partielle du régime de rentes (maximum de remplacement de 25 % du salaire antérieur). Le coefficient observé (-1,93) nous apparaît élevé. Néanmoins, il faut indiquer qu'il s'inscrit dans un système où les modalités de pension sont tout d'abord de nature privée plutôt que collective. Un "cadeau" imprévu peut donc avoir des effets appréciables. Nous avançons sous toute réserve cette hypothèse qui irait dans le sens des conclusions de BURTLESS (1986).

Dans le cas de la Suède, l'effet combiné de l'accès à une pré-retraite anticipée et de l'abaissement de l'âge légal de la retraite à 65 ans apparaît également appréciable (réduction de 6,5 points du taux d'activité). Si, au point de départ, les calculs de prise de retraite étaient faits sur la base de deux années additionnelles de travail, il est également possible que la réduction de la période intermédiaire de soutien par soi-même du revenu ait été décalée du même nombre d'années pour un nombre significatif de travailleurs. Cette interprétation, tout comme dans le cas précédent, reste très spéculative.

(8) A noter un coefficient positif mais non significatif pour le Job Release System, anglais qui versait des prestations forfaitaires d'un montant limité (Makeham et Margar, 1980).

V. CONCLUSION

Dans cette contribution, on visait un double objectif : construire un modèle unique qui sache rendre compte simultanément des différences dans le temps et dans l'espace du comportement des travailleurs masculins de 55 à 64 ans ; examiner plus en détails la façon dont les programmes de Sécurité Sociale ont pu agir sur ces comportements, pays par pays.

Dans le premier cas, on a montré qu'un modèle incorporant le salaire, le chômage, les prestations de Sécurité Sociale et l'âge légal de la retraite, expliquait une très large part de la variation intertemporelle et interspatiale dans le comportement des taux d'activité des travailleurs âgés. La prise en compte des principaux programmes orientés vers ce groupe de population dans les pays retenus a permis de mettre en évidence que :

1) des pays tels la France et l'Allemagne avaient procédé sur la base de programmes ciblés alors que d'autres pays, tels le Canada, le Royaume-Uni et la Suède, avaient absorbé ces surplus via leurs systèmes généraux ;

2) une large partie de la chute observée dans les taux d'activité des hommes de 55 à 64 ans était le résultat du chômage mais que les programmes de Sécurité Sociale, qu'ils soient généraux ou spécifiques, ont beaucoup contribué à l'orientation de ces surplus vers l'inactivité ;

3) dans l'ordre, la réduction de l'âge légal de la retraite apparaît, à un extrême, comme la mesure la plus radicale de réduction de l'offre de travail alors qu'à l'autre extrême, les programmes de retraite démission avec condition de remplacement comportent les effets les moins marqués, les programmes n'exigeant pas le remplacement du travailleur bénéficiaire ayant un impact intermédiaire.

Notons que l'on n'a pas intégré dans la recherche les formules de retrait partiel et progressif qui constituent une solution alternative de réduction de l'offre de travail mais n'ont encore connu de développement significatif que dans certains pays.

Si l'on s'interroge sur l'éventualité d'une inflexion, voire d'une inversion du mouvement d'abaissement de l'âge de sortie du marché de travail, et ce en tenant compte de la transformation de la structure démographique, les résultats obtenus permettent de dégager quelques orientations. Tout d'abord, la modification ou la suppression des programmes ciblés devrait infléchir la tendance de long terme qu'ils ont accéléré, mais sans l'inverser. On peut par ailleurs espérer que l'effet de richesse, par la hausse des salaires et l'amélioration de la protection sociale, se maintiendra et que donc il continuera à jouer dans le sens d'une retraite plus rapide ; cependant un affaiblissement du taux de remplacement du salaire pour les retraités jouerait en sens inverse. Il resterait donc deux facteurs majeurs : la remontée de l'âge légal de la retraite, déjà amorcée dans certains pays ; la réduction du taux de chômage. Ce dernier facteur apparaît comme majeur car l'analyse menée indique que l'augmentation du taux de chômage a eu un poids direct et indirect très important sur l'abaissement de l'âge de cessation d'activité. Avec évidemment la croissance économique, c'est donc en conjuguant des changements dans l'organisation du travail (travail à temps partiel ; répartition entre groupes d'âges ; ...) et une modification des règles des systèmes de retraite que l'on pourrait mieux piloter la transition démographique.

BIBLIOGRAPHIE

- ATKINSON A.B. (1987), "Income Maintenance and Social Insurance", Auerbach A.J. et FELDSTEIN M. (éds) *Handbook of Public Economics*, Vol. 2, chapitre 13, North Holland
- BARRO Robert et MacDONALD Glenn M. (1979), "Social Security and Consumer Spending in an International Cross Section", *Journal of Public Economics*, 11, pp. 275-289
- BURTLESS Gary (1986), "Social Security, Unanticipated Benefit Increase, and the Timing of Retirement", *Review of Economic Studies*, Vol. 53, pp; 781-805
- BUSE A. (1973), "Goodness of Fit in Generalized Least Squares Estimation", *The American Statistician* 27(3), pp. 106-108
- CALCOEN F. et GREINER D. (1989), "La protection sociale et les sorties anticipées du marché du travail. Comparaison internationale", Rapport pour le Commissariat Général du Plan (France), CRESGE, Lille, 105 p.
- DUGGAN J.E. (1984), "The Labor Force Participation of Older Workers", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 37 (3), pp. 416-430
- FELDSTEIN (1977), "Social Security and Private Savings : International Evidence in an Extended Life-Cycle Model", M.S. Feldstein and R. Inman (éds) *The Economics of Public Services*, Mac Millan Publishing Company, New York, chap. 8
- GUNDERSON M. et RIDDELL N.C. (1988), "Retirement Decision and Pensions", *Labour Market Economy*, deuxième édition, McGraw Hill Ryerson Limited, Toronto, pp. 93-107
- GUSTMAN Alan L. et STEINMEIER Thomas L. (1984)
"Partial Retirement and the analysis of retirement behavior", *Industrial ans Labor Relations Review*, Vol. 37 (3), pp. 403-415
- HALL et JOHNSON, "The Determinants of Planned Retirement Age", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 33 (2), pp. 241-255
- KMENTA (1986), *Elements of Econometrics*, Mac Millan Publishing Company, New York
- LAZEAR E.P. (1986), "Retirement from the Labour Force", Ashenfelter O. et Layard R. (éds), *Hanbook ol Labor Economics*, Vol 1, North Holland
- MIRKIN A.B. (1987), "Early Retirement as a Labor Force Policy : an International Overview", *Monthly Labor Review*, March, pp. 19-23

PARSONS Donald O. (1980), "The Decline in Male Labor Force Participation", *Journal of Political Economy*, Vol. 88(1), pp. 117-134

PARSONS Donald O. (1982), "The Male Labour Force Participation Decision : Health, Reported Health and Economic Incentives", *Economica*, 49, pp. 81-91

Preliminary draft

October 1991

THE EARNINGS-RELATED STATE PENSION, INDEXATION
AND LIFETIME REDISTRIBUTION IN THE UK

by

John Creedy†, Richard Disney* and Edward Whitehouse**

I INTRODUCTION

II BACKGROUND: PENSIONS IN THE UK, AND METHODOLOGY

Description of public pension provision

Measuring intragenerational redistribution

III THE SIMULATION MODEL

Earnings profiles

Differential mortality

Pensions, contributions and benefit-cost ratios

IV ALTERNATIVE PENSION SCHEMES

Indexation methods

Flat-rate and earnings-related pensions

V CONCLUSIONS

† Professor of Economics, University of Melbourne; Visiting Research Fellow, Institute for Fiscal Studies.

* Professor of Economics, University of Kent at Canterbury; Research Fellow, Institute for Fiscal Studies.

** Research Officer, Institute for Fiscal Studies.

THE EARNINGS-RELATED STATE PENSION, INDEXATION AND LIFETIME REDISTRIBUTION IN THE UK

I INTRODUCTION

How much will it 'cost' to provide public pensions in the future? Who benefits most from pension schemes among any given cohort of individuals? What are the redistributive impacts of widely canvassed reforms of the public pension scheme? All these questions are of interest to economists in the public policy field, and an ideal answer to each of them requires a detailed microsimulation model. A model of this type is hard to construct, however, given the complexity of the existing public pension scheme, and the difficulty in simulating or estimating realistic individual longitudinal earnings histories from which to calculate benefit entitlements and tax or 'contribution' payments. Care, too, must be taken in defining redistribution in a consistent and plausible manner (Section II).

This paper illustrates some results drawn from a simulation of the significant aspects of the public pension scheme operating in the United Kingdom, as applied to men. Lifetime earnings profiles are constructed for a sample of men from nine years of the Family Expenditure Survey (1978-86), by a combination of regression analysis, historical data and extrapolation. The details of the UK public pension scheme are then modelled, and individual benefit and contribution histories, as well as net and gross lifetime earnings, are calculated. We examine the scheme at maturity i.e. in steady state, and impose revenue neutrality by setting the sum of aggregate contributions to retirement equal to the value of discounted benefits at retirement. The calculated benefit-cost ratios for each individual in the sample thereby permit exact measures of intragenerational redistribution (Section III). This framework can then be utilised in order to examine the redistributive consequences of alternative benefit and tax (contribution) structures, focussing in particular on changes in the rules governing the indexation of benefits pre and post-retirement. By constantly solving the model for revenue neutrality, the steady state aggregate costs of the alternative proposals can be obtained (Section IV). The arguments are summed up in Section V.

II BACKGROUND; PENSIONS IN THE UK, AND METHODOLOGY

Public pension provision in the United Kingdom

This section describes those components of the public pension scheme in the

UK necessary to understand the operation of the microsimulation model. Full details of the pension scheme can be found in, *inter alia*, Tolley's (1990), and Ogus and Barendt (1988). We consider pension entitlements for men only, and the parameters governing the accrual of pension entitlements for the specific cohort born in 1960 and reaching state pensionable age (65) in the year 2025.

The 'social insurance' scheme of pension benefits in the United Kingdom has two components: a flat rate pension, and an earnings-related pension, known by the acronym SERPS. Individuals qualify for both component parts of the pension scheme by paying an earmarked tax, the National Insurance contribution. Entitlement to a full basic pension is conditional on having acquired a minimum value of contributions in each year for up to nine tenths of the working years, although proportionately reduced pensions may be acquired with fewer years of accrued contributions above a certain minimum.¹ The exact accrual rate is specific to each cohort, delineated by the year of reaching pensionable age.² For our cohort, the accrual rate implies that for a full 46 years work, a SERPS pension equal to 20% of eligible average pre-retirement earnings can be obtained.

Individuals may alternatively contract out of the earnings-related 'tier' of the state pension, SERPS, and pay a lower rate of NI contribution into the state scheme. Such individuals either belong to an occupational pension scheme which may exact a 'contribution' from them and to which the contracted out 'rebate' is paid, or else have at least the minimum of the contracted-out rebate paid into a private money purchase pension scheme such as a Personal Pension. The issue of contracting-out has been examined in some detail elsewhere (Hemming and Kay, 1981, 1982; Creedy, 1982; and Disney and Whitehouse, 1990, 1991b, 1992) and complicates the issue. In this paper we examine pension entitlements assuming that all individuals remain contracted-in to SERPS.³

Earnings-related pension benefits

To look at the calculation of SERPS entitlements in the UK pension scheme in more detail, it is useful to use some notation. Define:

S = Total SERPS entitlement at pensionable age (£ per week). Increments in SERPS accrued per time period are denoted s and time indexed.

Time is indexed by tax year 0 (1978)...t...R where R = year of reaching pensionable age and refers to *end year* values. Thus y_R refers to earnings in the preceding tax year.

y = individual earnings in nominal terms.

w = average economy-wide earnings in nominal terms.

x = pension accrual rate (specific to each R).

LEL and UEL = Lower and Upper Earnings Limit respectively.

We assume that earners retire on reaching state pensionable age (currently 65 for men and 60 for women).

The four possible outcomes for any period t are described in equations (1) to (4), with total SERPS entitlement given by (5):

$$s_t = 0 \text{ for all } t \text{ where } y_t < \text{LEL}_t \quad (1)$$

$$s_t = 0 \text{ for all } t \text{ where } (w_R/w_t) \cdot y_t < \text{LEL}_R \quad (2)$$

$$s_t = \sum_{t=0}^R \{(w_R/w_t) \cdot y_t - \text{LEL}_R\} \cdot x_R \text{ for all } t \text{ where } \text{LEL}_R \leq (w_R/w_t) \cdot y_t < \text{UEL}_t \quad (3)$$

$$s_t = \sum_{t=0}^R \{(w_R/w_t) \cdot \text{UEL}_t - \text{LEL}_R\} \cdot x_R \text{ for all } t \text{ where } w_t \geq \text{UEL}_t \quad (4)$$

$$\text{and: } S = \sum_{t=0}^R s_t \quad (5)$$

The formulae show that SERPS entitlements are calculated in quite a complex manner, and require some further explanation. The first important variable is the Lower Earnings Limit, which is the level of earnings at which pension entitlements are first accrued and National Insurance contributions first paid in each year. It is set approximately equal to the level of the basic state pension for a single person and is at present indexed (along with the basic retirement pension) in line with price inflation.⁴ Thus equation (1) indicates that earnings must reach the LEL in each year as a necessary condition to qualify for a pension entitlement. The Upper Earnings Limit is fixed by statute as a multiple of between six and a half and seven and a half times the basic flat-rate pension (approximately the LEL); indeed in recent years it has tended to be near the seven and a half multiple. This places a ceiling on eligible (pensionable) earnings in any year.

Earnings obtained between the LEL and the UEL in any year are revalued to the year of reaching state pensionable age at the economy-wide average rate of earnings growth, so as to allow for differences in the life cycle pattern of earnings of individuals (equations 2 to 4). On reaching state pensionable age, these revalued earnings are cumulated and averaged, and the value of the LEL *in the year prior to reaching state pensionable age* is deducted from the average. Multiplying this by the cohort and sex-specific accrual rate gives the SERPS entitlement. This value of the LEL in the penultimate year is of course approximately equal to the basic flat rate retirement pension in that last year.

The rationale for the deduction of the LEL in the penultimate year is that some earnings would otherwise be 'double counted' towards both the flat-rate pension and the SERPS pension, but an important consequence, not always appreciated, is that the questions of how the basic flat rate pension is indexed post-retirement and the segment of earnings that counts towards SERPS entitlement are interlinked (Disney and Whitehouse, 1991). Furthermore, as Equation (2) illustrates, the possible case arises where earnings above the LEL in the year when they were earned obtain no vestigial SERPS entitlement after the LEL in the final year is deducted (equation 2). Equation (3) denotes the case where earnings are above the LEL, in both the current and final year, but below the UEL. In equation (4), eligible earnings are truncated from above by the UEL, a situation which becomes increase likely as price inflation (to which the UEL is linked) tends to be slower than individual earnings growth. The value of the SERPS pension therefore depends on the relative rates of growth of prices, individual earnings, and average earnings. Differential price and earnings growth can cause earnings which 'counted' towards SERPS at time t to be debarred subsequently (equation 2), but the reverse process cannot happen: earnings which were too low to 'count' at time t (equation 1) cannot subsequently be included in the pension calculation because the value of the LEL in year R was lower (relative to earnings growth).

National Insurance contributions

National Insurance (NI) contributions are notionally levied on both the employee and the employer. The extent to which all social security contributions are borne by the employee is an issue that has been discussed at some length.[→] The issue is complicated in the UK by the fact that the contribution structure is different for the employee's and employer's component. The latter has a progressive rate structure, with no Upper Earnings Limit. The former is symmetrical with the calculation of benefit entitlements, with the exception that because the National

Insurance scheme is a pure pay-as-you-go scheme, no fund of revalued contributions is accrued. The structure of the employee NI contribution, with one minor simplification, is outlined in equations (6) to (8).⁶ In our one major simplification of the system, we assume that the contribution structure in these equations is the only contribution structure. We can in principle, and have in practice elsewhere (Disney and Whitehouse, 1992), extended the analysis to simulate the structure of both the employee's and the employer's NI contributions. However, apart from the problem of identifying the component of the combined contribution that is applied to pensions as opposed to other social insurance benefits, it is considerably tougher to program such a scheme to solve for revenue neutrality, and so we stick to the simpler structure in equations (6) to (8) here. Denoting the contribution rate therefore as c , then:

$$c_t = 0 \quad \text{for all } t \text{ where } y_t < \text{LEL}_t \quad (6)$$

$$c_t = cy_t \quad \text{for all } t \text{ where } \text{LEL}_t \leq y_t < \text{UEL}_t \quad (7)$$

$$c_t = c\text{UEL}_t \quad \text{for all } t \text{ where } \text{UEL}_t \geq y_t \quad (8)$$

Measuring intragenerational redistribution

Before proceeding to the simulation, it is useful to consider briefly what we mean by 'redistribution'. One important distinction, made for example by Aaron (1985), is between *ex ante* and *ex post* redistribution. The latter looks at the past lifetime earnings, event history, benefits and contributions of a retired cohort. Strictly, with living members there can be no complete *ex post* analysis, but some aspects of the pension system, such as dependants', survivors' and disability benefits, can be examined accurately. Although data of this kind are extremely useful, they cannot tell us anything about the *expected* returns of those currently contributing to their pension. The drawback of an *ex ante* study is that treatment of major redistributive components of the scheme, such as the types of benefits and the expected age of death, is sketchy or non-existent. However, as we shall see, our study does take account of differences in expected mortality and generates full lifetime earnings profiles. As such, our study contains predicted *ex post* components although lacking information as to health status or family structure variables.

The second issue involves two interrelated aspects: the treatment of steady

state or matured schemes, and the imposition of revenue neutrality. It is well known that early cohorts tend to earn higher rates of return in state pension schemes due to accelerated accrual of pension benefits.⁷ As schemes mature, these 'excess' returns disappear (Aaron, 1985). In a comparison *between* cohorts (generations) in a pay-as-you-go framework, thereby imposing annual revenue neutrality, any measure of overall redistribution would contain both inter- and intragenerational components. However, when examining the returns to different members of the *same* cohort, an assumption of lifetime average revenue neutrality (that is accumulated contributions to retirement = discounted benefits at retirement) is more appropriate, otherwise comparisons of reforms can prove highly misleading (a practical example is given by Kennedy, 1990). This is equivalent to treating the pension scheme as if it were fully funded. Furthermore, returns must be compared in the scheme's mature or steady state (in fact our cohort's accrual rate is close to the steady state rate).

Treating the pension scheme as fully-funded may appear at odds with the pay-as-you-go character of the scheme in practice, but in fact, as Aaron argues, setting the discount rate equal to the rate of growth of earnings in a mature *pay-as-you-go scheme* (which we do here) is sufficient to obtain a measure of intragenerational redistribution purged of the effects of accelerated accrual and inter-generational redistribution. Thus it is the steady state assumption, and the treatment of the discount rate, rather than the funding issue, which are crucial. A further attraction of our procedure is that it is possible thereby to calculate the change in the average contribution rate needed to finance a given reform. As mentioned, failure to do so generates misleading measures of inequality, and this can be illustrated with a simple example.

We take the two period case. The budget constraint equates the pension per person with the accumulated contributions per person:

$$b = c\hat{y}(1 + r) \quad \therefore \quad c = b/[\hat{y}(1 + r)] \quad (9)$$

where b = the flat-rate pension, c = the contribution rate, \hat{y} = the average income and r = the discount rate. Define net income, z , as:

$$z = y(1 - c) + b/(1 + r)$$

$$\therefore \quad \zeta_z = \zeta_y \left[1 - \frac{b}{(1 + r)(1 - t)\hat{y}} \right]^{-1} \quad (10)$$

where ζ is the coefficient of variation. Then:

$$\frac{d\zeta_z}{db} = - \frac{\zeta_y}{y(1+r)(1-t)} \quad (11)$$

However, substituting equation (9) into (10):

$$\zeta_z = \zeta_y [1 - b/((1+r)y)] \quad (12)$$

$$\frac{d\zeta_z}{db} = - \frac{\zeta_y}{y(1+r)} \quad (13)$$

The reduction in the inequality of net earnings relative to gross earnings is greater in absolute terms in equation (11), when the costs of financing the reform (the budget constraint in equation (9)) is ignored, than in equation (12), where the correct budget constraint is inserted. This result applies notwithstanding the fact that the contribution schedule is proportional. This suggests that the inequality-reducing (or enhancing) nature of any tax-and-transfer scheme, or any reform thereof, does not depend on the progressivity of otherwise of any part of the scheme but depends on the structure of the scheme as a whole, and the application of the appropriate budget constraint.

III THE SIMULATION MODEL

Earnings profiles

The model of lifecycle earnings underlying the pension simulation is based on a sample of over 30,000 male employees drawn from a nine year pool of Family Expenditure Survey data for the years 1978 to 1986. The procedure used to calculate earnings profiles is described in detail in Disney and Whitehouse (1991a). Broadly speaking, regression equations disaggregated to the level of industry and occupation are used to identify cross-section age-earnings profiles. Given actual observed earnings within the 1978-86 sample, movements in occupation and industry differentials are projected to the present, with 2% real earnings growth (in addition to age-earnings effects) assumed in the future. Information on labour market entry date is utilised, and other characteristics of the individual, such as location, can also be identified. Mobility between industries and occupations, and

within income groups for industries and occupations are not modelled. Nevertheless, given the degree of disaggregation, there is a high degree of residual variation in individual age-earnings profiles among our sample.

One cohort, born in 1960, entering the labour market on or after 1978, and retiring in 2025 was selected for the present analysis, comprising 824 individuals.⁸ This cohort coincides with the introduction of SERPS. A frequency distribution of their calculated gross lifetime earnings discounted at 2% (the rate of average earnings growth assumed post-1990) is depicted in Figure 1. The distribution exhibits the expected shape of approximate lognormality, suggesting that the simulation is yielding plausible distributions.

Differential Mortality

One of the most important determinants of individual returns on pension contributions, and therefore of the extent of intragenerational redistribution, is systematic differential mortality. *Ex ante*, individual mortality is of course unknown, but it is known that it differs systematically among industries and occupations. The expected length of life can therefore be modelled explicitly using the industry and occupation-specific standardised mortality ratios (SMRs) described in OPCS (1990). These SMR adjustments are applied to the expected average longevity of our cohort.⁹

All individuals thereby acquire the SMR of their industry and occupation in our simulation, irrespective of their earnings. It is interesting however to note the relationship between average lifetime earnings (Y) and the expected age of death ($E(AD)$) given by these SMRs, for our sample as a whole. The following regression was obtained:

$$\ln E(AD) = 64.66 + 2.253 \ln Y \quad (14)$$

(2.47) (0.429)

$n=807$ $R^2 = 0.0325$ $\sqrt{MSE} = 6.244$
(Unadjusted standard errors in parentheses)

Expected age at death is highly sensitive to earnings through occupational and industrial affiliation, and this has a major impact on expected returns on pension contributions, as will be shown shortly. Interestingly, the approximate magnitudes of the coefficient on income in equation (14), and the descriptive

statistics, confirm the simulation of Creedy (1982). In attempting to derive parameter values for the impact of earnings dispersion on mortality rates consistent with the observed survival curve in the context of a similar exercise to the present analysis, Creedy found that a value of the coefficient on Y of 2, and a MSE of 36, were consistent with the observed curve. Note that these values which Creedy obtained are consistent with those estimated by regression analysis here, suggesting that the positive relationship between longevity and earnings derives largely from the relationship between earnings, occupation and industry. In fact the coefficient in (14) is slightly higher than 2, indicating that, *ceteris paribus*, higher earners (presumably, in part, harder workers) in an occupation or industry die slightly earlier. But the important *caveat* must be entered that it is assumed that there is no occupational or industrial mobility in these simulations.

Pensions, contributions and benefit-cost ratios

Given the rules governing pension entitlements, and the payment of contributions (Section II), and the derivation of individual lifetime earnings profiles and the impact of differential mortality through SMRs (this Section), it is possible to model pension entitlements, contributions and rates of return. These are steady state revenue neutral comparisons, with future benefits and contributions discounted at a rate of 2% per annum where appropriate. Table 1 illustrates the baseline means, coefficients of variation and Atkinson Inequality measures (at parameter values of 1.2 and 5) for the various income, pension and contribution measures, as well as the baseline model assumptions. Note that we assume that the UEL is a multiple of seven times the LEL, which is slightly less than the current ratio. The contribution rate, of 5.55%, is derived as a solution of the model under the assumption of revenue neutrality. The indexation assumptions, set at 0%, are normalised on price inflation. The calculations also take account of differential mortality.

There are a number of interesting features of Table 1. Note first that the discounted mean value of gross earnings is equal to the discounted mean value of earnings net of pensions and contributions to the fourth digit (it is subject to rounding of contribution rates). This reflects the imposition of revenue neutrality. The dispersion of gross and net incomes is also very close, although the coefficient of variation and the Atkinson inequality measures give opposite rankings. It might be thought surprising, and is certainly interesting, that net lifetime earnings are

Table 1

Baseline Assumptions and Distributions

PRESENT VALUE OF GROSS EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
384314.5	0.3648	0.0711	0.3628
ANNUAL AVERAGE GROSS EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
13762.71	0.3613	0.0730	0.3669
DISTR OF POST-CONTRIBUTION LIFETIME EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
367338.6	0.3648	0.0742	0.3680
DISTRIBUTION OF ACCUMULATED CONTRIBUTIONS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
41384.2	0.1683	0.0237	0.2611
DISTRIBUTION OF PENSIONABLE EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
16210.0	0.1683	0.0237	0.2611
DISCOUNTED BENEFITS TO RETIREMENT			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
41472.1	0.4718	0.1539	0.6190
DISTRIBUTION OF NET LIFETIME EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
384350.0	0.3550	0.0705	0.3582
RATE OF INTEREST:			
		0.02	
INITIAL LOWER EARNINGS LIMIT			
		1818.14	
RATIO OF UEL TO LEL (CONTRIBUTIONS)			
		7.00	
RATIO OF UEL TO LEL (PENSION)			
		7.00	
EMPLOYEES NI CONTRIBUTION RATE			
		0.0555	
PROPORTIONAL SERPS PENSION RATE			
		0.200	
PENSION ADJUSTMENT POST RETIREMENT			
		0.000	
PENSIONABLE EARNINGS ADJUSTMENT RATE			
		0.020	
RATE OF ADJUSTMENT TO LEL, UEL			
		0.000	
SAMPLE SIZE			
		807	

not significantly less unequal than gross lifetime earnings under the present scheme.

A second issue of some interest is that the inequality measures for accumulated contributions and pensionable earnings are equal. This is no coincidence, as can be easily shown. Define accumulated contributions, C , over R years as:

$$C = c \left[(1 + r)^{R-1} y_1 + \dots y_R \right] \quad (15)$$

Now if total pensionable earnings are revalued at a rate s , in line with real earnings growth, then average pensionable earnings, Y_p , are:

$$Y_p = 1/R \left[(1 + s)^{R-1} y^1 + \dots y_R \right] \quad (16)$$

If, as is assumed here, the rate of discount, r , is equal to the rate of real earnings growth, s , and the LEL and UEL are identical for contributions and pension entitlements, accumulated contributions are proportional to average pensionable earnings and the dispersions are equal. This is reflected in Table 1.

A final issue of some interest is the dispersion of discounted benefits to retirement. This has the highest inequality measure, illustrating the impact of differential mortality. Given the flat-rate component to the scheme of pension benefits, and in the absence of differential mortality, the dispersion of pension benefits would be less than that of pensionable earnings. In practice, the correlation of length of life with earnings, and pension benefits, is sufficient to swamp the impact of the flat-rate benefit component. As is shown later, the gap between the dispersions is narrowed, but not eliminated, by loading a greater proportion of the benefit onto the flat-rate component of the pension benefit at the expense of the earnings-related component (see also Creedy, 1982; Creedy and Disney, 1985).

Table 1 provides the summary measures but it is interesting to look at individual values of contributions and benefits, and benefit-cost ratios, for the cohort. Figure 2 therefore illustrates the individual values of discounted contributions. The pronounced curvature at higher values of lifetime income reflects the truncation of earnings by the Upper Earnings Limit. The variation in present values among higher earners indicates that, with revalued earnings, the interaction of different individual cross-section age-earnings profiles with the UEL (falling in

value relative to earnings over time) produces a high degree of dispersion.

The impact of the falling value of the UEL relative to earnings is highlighted by Figure 3, which depicts individual discounted pension benefits. These are static above a fairly low threshold of earnings for each occupation and industry; most of the variation in benefits derives from differential mortality among these groups. Finally, Figure 4 combines pensions and contributions in the form of benefit-cost ratio. For each occupation and industry, the progressivity of the benefit formula, incorporating the flat-rate benefit is clear. However differential mortality again generates a high degree of residual variation: there is only a weak negative correlation between lifetime gross income and the benefit-cost ratio.

IV ALTERNATIVE PENSION SCHEMES

Indexation Methods

In Table 1, and the various illustrative Figures, it was assumed that the whole pension scheme is indexed to price inflation. When real earnings growth is 2% above price inflation, as is assumed here and is a reasonable assumption on recent evidence, the value of the pension post-retirement falls relative to earned incomes, as does the revenue-raising capacity of the National Insurance system given the position of the LEL and the UEL in the income distribution (Disney and Whitehouse, 1991). A logical response to both these problems is to index the whole structure, including the basic pension post-retirement, the LEL and the UEL, to earnings growth.¹⁰ The consequences of this reform are illustrated in Table 2 and the subsequent Figures.

Table 2 shows that, relative to the baseline, net lifetime earnings are more unequally distributed according to the coefficient of variation, but less according to the Atkinson measure, especially at its higher value. This the fact that at high values, the Atkinson measure is close to a minimax measure, and the higher real value of the basic flat rate pension is given extra weight. Not surprisingly, the distributions of individual components: accumulated contributions, pensioable earnings and discounted benefits, are all more unequal than the baseline case, and the revenue neutral contribution rate is considerably higher, at 9.5%.

Again the pictorial evidence is illuminating. Figures 5 to 7 provide the individual values analogous to Figures 2 to 4 but for the case where almost all

parameters are indexed to earnings. The reduced impact of the UEL on contributions (figure 5) and pension benefits (Figure 6) is clear. Less clear cut, however, is the change in benefit-cost ratios when comparing Figures 4 and 7. One way of illustrating the difference is to consider what happens to the distribution of net relative to gross lifetime earnings when we switch to earnings indexation. This is depicted in Figure 8. Remembering that revenue neutrality is imposed, it is apparent that the distributional consequences are complex. Low earners, irrespective of their industry and occupation, appear to be net beneficiaries from the higher value of the basic flat-rate pension. But amongst higher earners, only those with lower SMRs (longer lives) benefit. Those with higher SMRs (short lives) lose because they fail to live long enough to benefit from their higher contributions. Since there is a general positive correlation of SMR and earnings (equation (14)), this places a considerable limitation on the reduced inequality associated with the reform.

In the second reform, the link between the Earnings Limits for contributions and pensions is broken. It is assumed that there is no UEL on contributions but that the UEL on pensions is retained, with the remaining limits and the basic pension indexed to earnings as in the previous case. On paper, this reform, which is consistent with current Labour Party policy, would appear to generate more revenue, so lowering the revenue-neutral tax rate, and to be more redistributive. The relevant distributions are given in Table 3. This case is indeed less unequal relative to the baseline: the distribution of net lifetime earnings is unequivocally lower than that of gross lifetime earnings in the base case. Note, too, that the dispersion of accumulated contributions and pensionable earnings are no longer equal, as would be expected in the light of the discussion at the end of Section III. However, the impact on the contribution rate of this reform is very small, relative to the last case. The required contribution rate, at 9.2%, is still well above the baseline case; there is no sense in which the abolition of the UEL 'pays for' the increased flat-rate benefit as has sometimes been inferred.

Flat-rate and earnings-related pensions

In the light of the last case, a more radical reform suggests itself, which is to take the contribution rate in reform 1 (Table 2), and apply the proceeds to

Table 2

Reform 1: Indexation of Basic Pension, LEL and UEL to Earnings Growth

DISTR OF POST-CONTRIBUTION LIFETIME EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
349056.3	0.3634	0.0727	0.3572
DISTRIBUTION OF ACCUMULATED CONTRIBUTIONS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
85954.3	0.2881	0.0588	0.4627
DISTRIBUTION OF PENSIONABLE EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
19669.2	0.2881	0.0588	0.4627
DISCOUNTED BENEFITS TO RETIREMENT			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
86185.6	0.5606	0.1901	0.6483
DISTRIBUTION OF NET LIFETIME EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
384409.1	0.3566	0.0700	0.3460
RATIO OF UEL TO LEL (CONTRIBUTIONS)			7.00
RATIO OF UEL TO LEL (PENSION)			7.00
EMPLOYEES NI CONTRIBUTION RATE			0.095
PROPORTIONAL SERPS PENSION RATE			0.200
BASIC PENSION ADJUSTMENT POST RETIREMENT			0.020
SERPS PENSION ADJUSTMENT POST RETIREMENT			0.000
PENSIONABLE EARNINGS ADJUSTMENT RATE			0.020
RATE OF ADJUSTMENT TO LEL, UEL			0.020

Table 3

**Reform 2: Indexation of Basic Pension, LEL and UEL on SERPS Pension
to Earnings Growth; no UEL on Contributions**

DISTR OF POST-CONTRIBUTION LIFETIME EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
348976.8	0.3546	0.0709	0.3552
DISTRIBUTION OF ACCUMULATED CONTRIBUTIONS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
86148.0	0.3561	0.0739	0.4807
DISTRIBUTION OF PENSIONABLE EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
19669.2	0.2881	0.0588	0.4627
DISCOUNTED BENEFITS TO RETIREMENT			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
86185.6	0.5606	0.1901	0.6483
DISTRIBUTION OF NET LIFETIME EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
384329.4	0.3487	0.0685	0.3442
RATIO OF UEL TO LEL (CONTRIBUTIONS)	no UEL		
RATIO OF UEL TO LEL (PENSION)	7.00		
EMPLOYEES NI CONTRIBUTION RATE	0.092		
PROPORTIONAL SERPS PENSION RATE	0.200		
BASIC PENSION ADJUSTMENT POST RETIREMENT	0.020		
SERPS PENSION ADJUSTMENT POST RETIREMENT	0.000		
PENSIONABLE EARNINGS ADJUSTMENT RATE	0.020		
RATE OF ADJUSTMENT TO LEL, UEL	0.020		

raising the basic flat-rate pension, whilst abolishing SERPS. This could of course be extended by abolishing the UEL on contributions as well. By comparing this case and reform 1, it is possible to show how the redistributive impact of the pension scheme is constrained by the presence of an earnings-related component to pension benefits.¹¹ The distributional effects of such a reform are considered in Table 4. The increase in the basic pension consequent upon this proposal can be seen by comparing the values of the Lower Earnings Limit in Tables 1 and 4: the latter is some 66% higher. The distributions of pensionable earnings and net lifetime earnings are significantly less unequal than any of the other cases in Tables 1 to 3, as is the dispersion of discounted benefits (although the Atkinson inequality measure at an index of 5 perversely shows an increase). A clear consequence of this comparison is that, if it is accepted that a higher contribution rate is needed to finance higher pensions through a change to the indexation procedures, a much lower dispersion in net lifetime earnings could be achieved if the revenue raised were used wholly to finance the basic pension. This trade-off between earnings-related and flat-rate benefits has been noted frequently in the past (Creedy, 1982; Creedy and Disney, 1985; Shimonon and Tachibanaki, 1985) but is well worth re-iterating when reforms which involve raising contribution rates significantly are again on the agenda.

V CONCLUSION

This paper has used microsimulation to examine the redistributive impact of the UK public pension formula for a cohort of men, where the pension scheme is at maturity and revenue neutrality is imposed. Some frequently proposed reforms to the indexation arrangements and to the benefit formula are simulated, and the overall and individual distributive impacts analysed. In some ways, the work parallels recent studies which utilise disaggregated models to simulate the distributional effects at an individual level of tax and benefits changes in the static context. However work on pension schemes which has been able to examine distributions at this degree of disaggregation, and to examine the 'costs' of scheme changes, has been comparatively rare.

Among the factors affecting individual entitlements and benefit-cost ratios, it is clear that differential mortality is central. Omitting this aspect gives imputes to the pension scheme an excessive redistributive stance. It is considerably smaller in practice given the correlation of length of life and income. Our differential mortality assumptions have been cross-checked carefully and bear out this

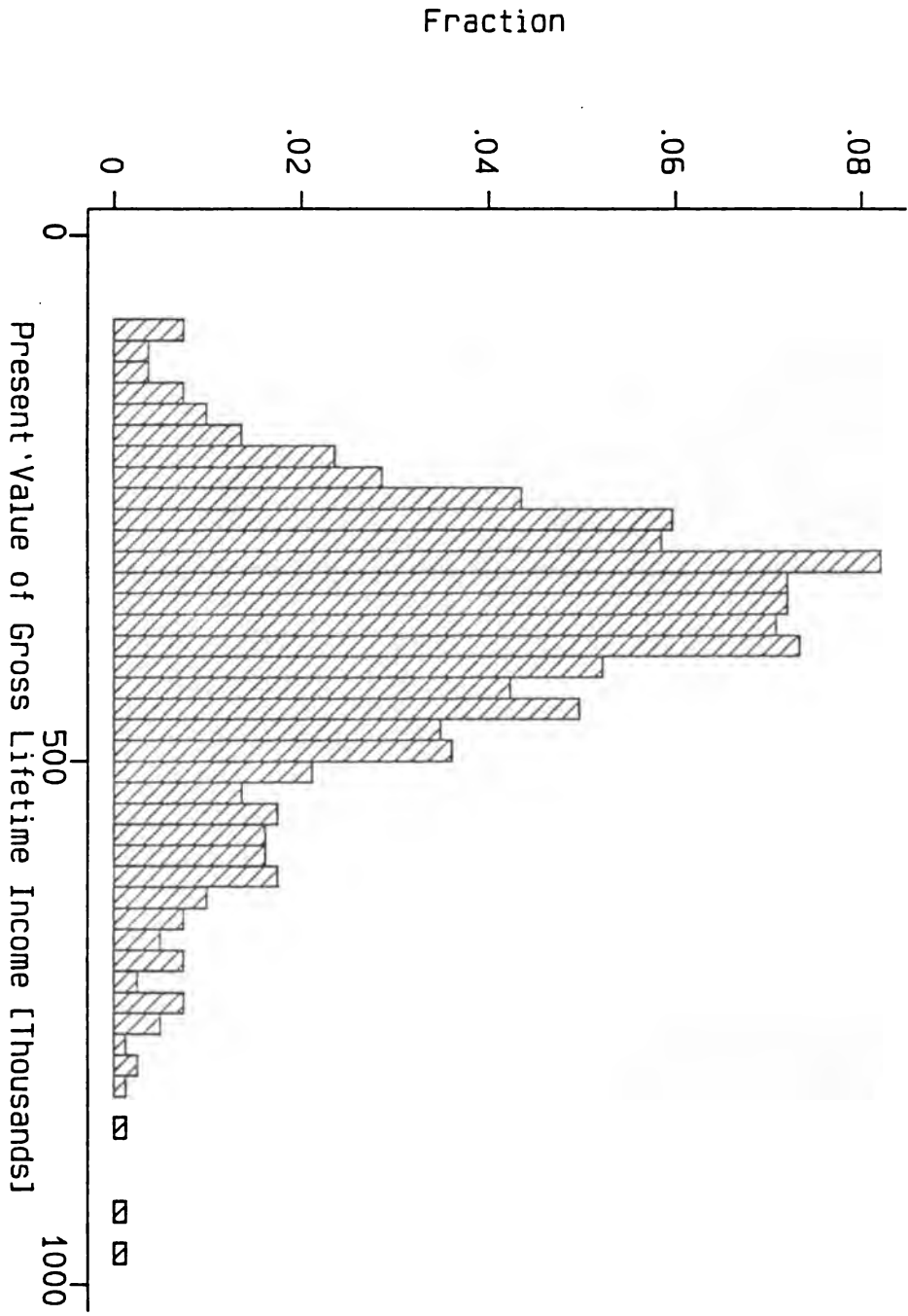
analysis. In terms of the benefit formula, the greater the emphasis on the flat-rate benefit, the greater the reduction in net lifetime inequality relative to gross, *ceteris paribus*. On the question of indexation, a switch to earnings-related indexation requires a much higher contribution rate (even when contributions are uncapped) and only mildly reduce the degree of inequality of lifetime earnings. It would seem that a combination of enhancing the life chances of the lower paid, a switch to a more progressive benefit formula and a change in the indexation arrangements are all required if the pension scheme is to be made more intragenerationally redistributive. However the consequences for incentives of such changes have not been touched on this paper, and might clearly place an upper constraint on the process of redistribution.

Table 4

Reform 3: Indexation of Basic Pension, LEL and UEL on Contributions to Earnings Growth; Rise in Basic Pension Financed by Abolition of SERPS

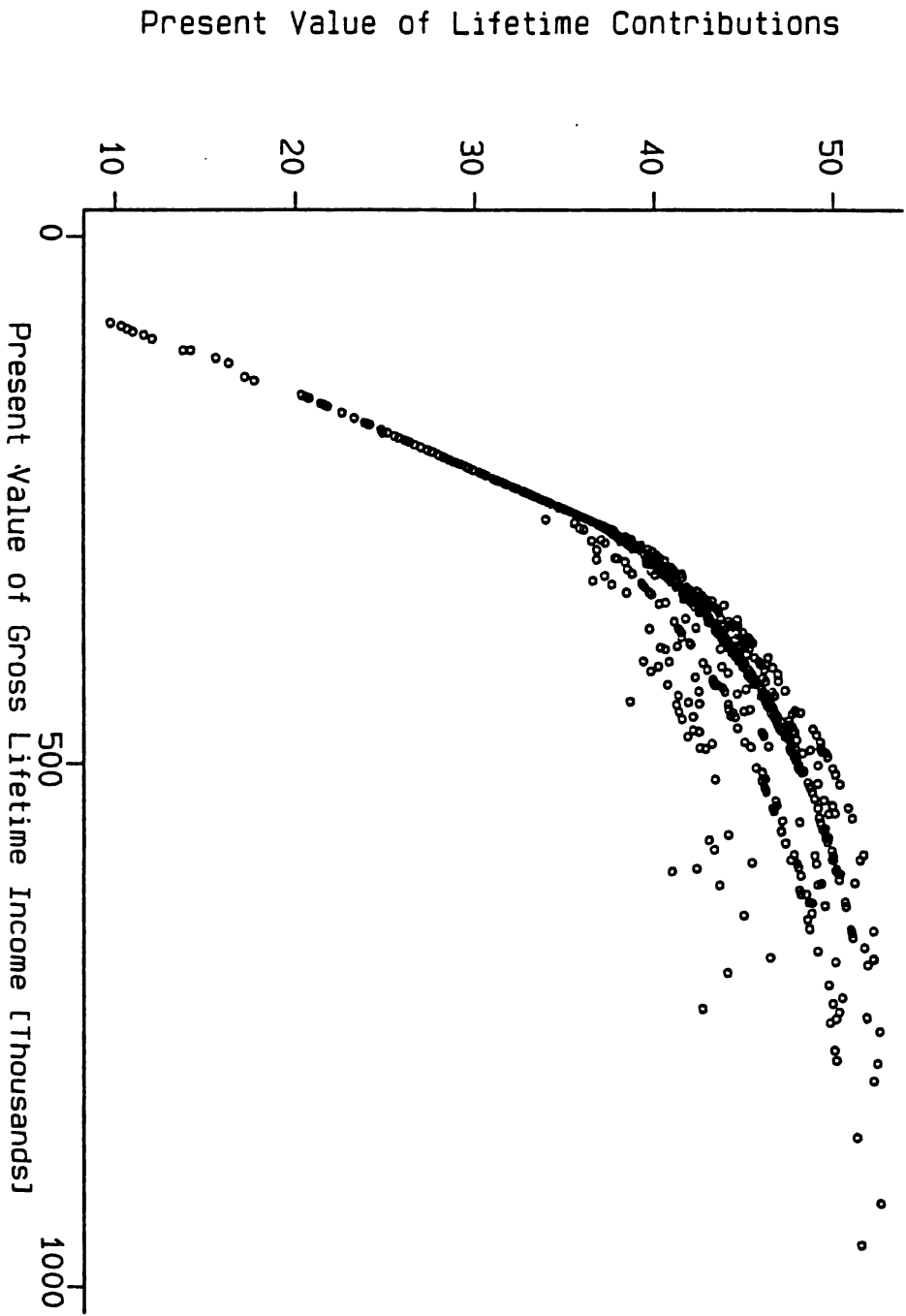
DISTR OF POST-CONTRIBUTION LIFETIME EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
348078.3	0.3551	0.0698	0.3294
DISCOUNTED BENEFITS TO RETIREMENT			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
88485.0	0.5257	0.1790	0.6599
DISTRIBUTION OF NET LIFETIME EARNINGS			
MEAN	COEFFICIENT OF VAR	ATKINSON MEASURE (1.2 AND 5.0)	
384375.0	0.3374	0.0627	0.2995
INITIAL LOWER EARNINGS LIMIT		3025.00	
RATIO OF UEL TO LEL (CONTRIBUTIONS)		7.00	
EMPLOYEES NI CONTRIBUTION RATE		0.095	
BASIC PENSION ADJUSTMENT POST RETIREMENT		0.020	
RATE OF ADJUSTMENT TO LEL, UEL		0.020	

FIGURE 1
Distribution of Gross Lifetime Income



STATA™

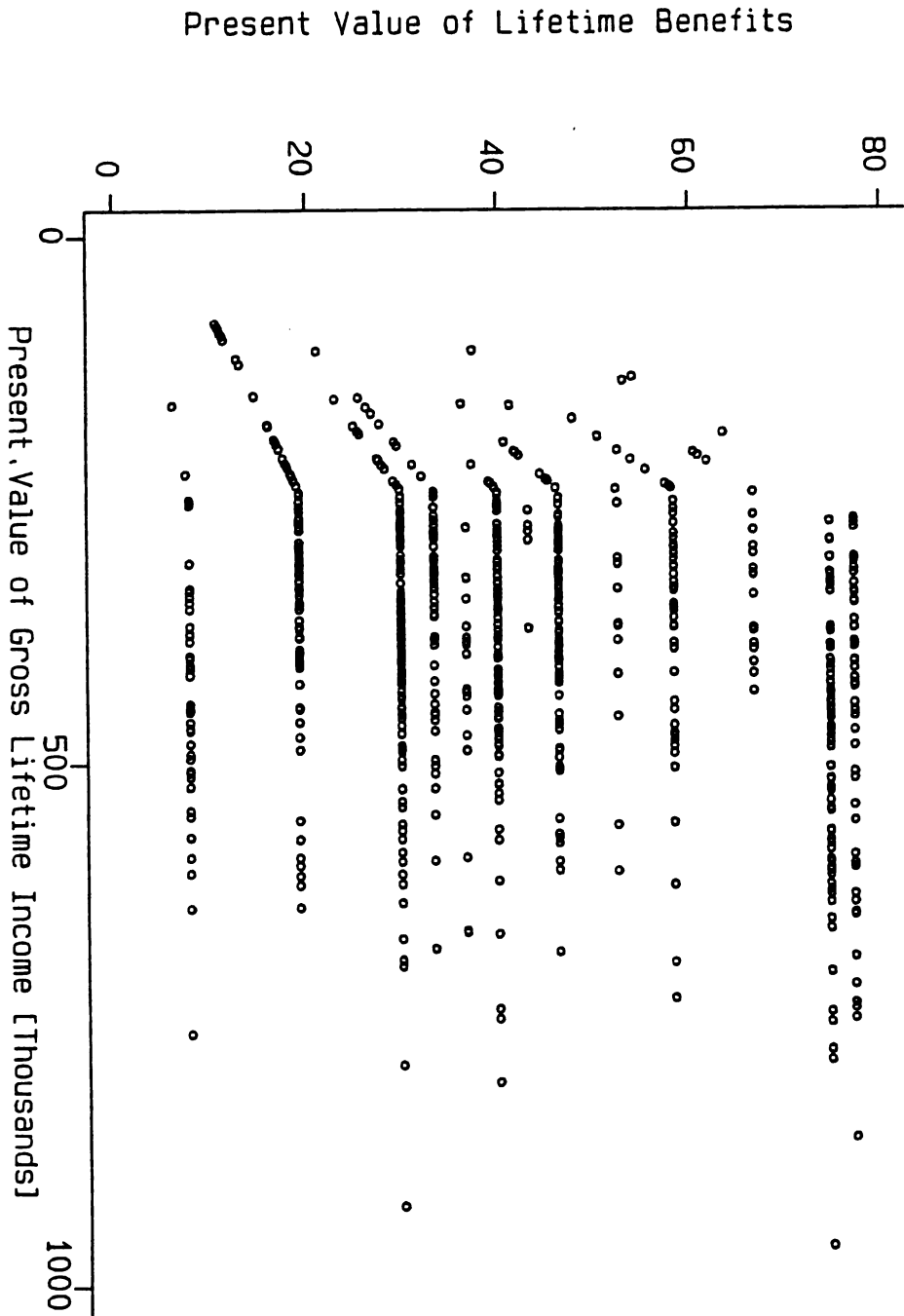
FIGURE 2
Lifetime Contributions by Gross Lifetime Income



STATIST

FIGURE 1
Distribution of Gross Lifetime Income

FIGURE 3
Lifetime Benefits by Gross Lifetime Income



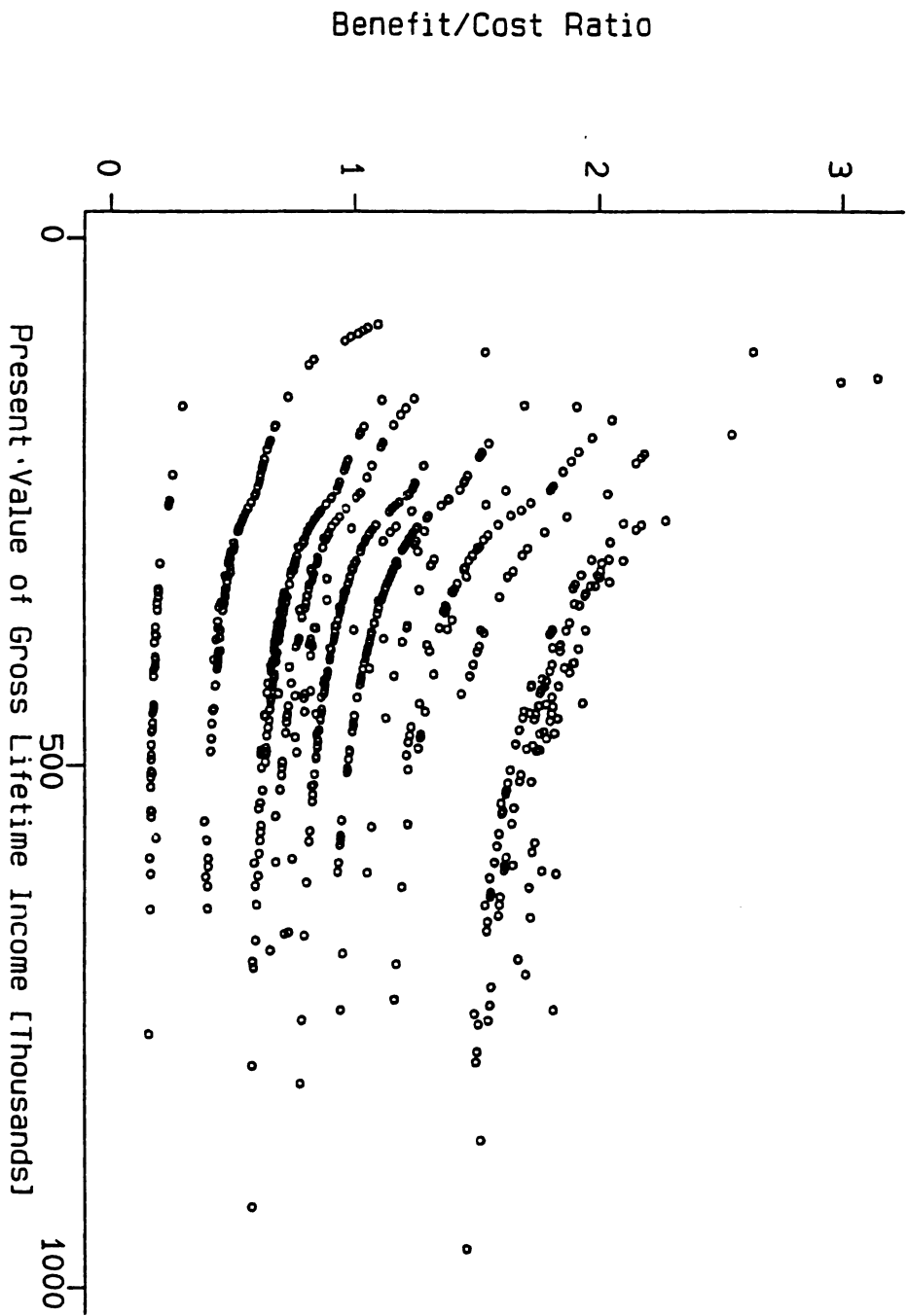
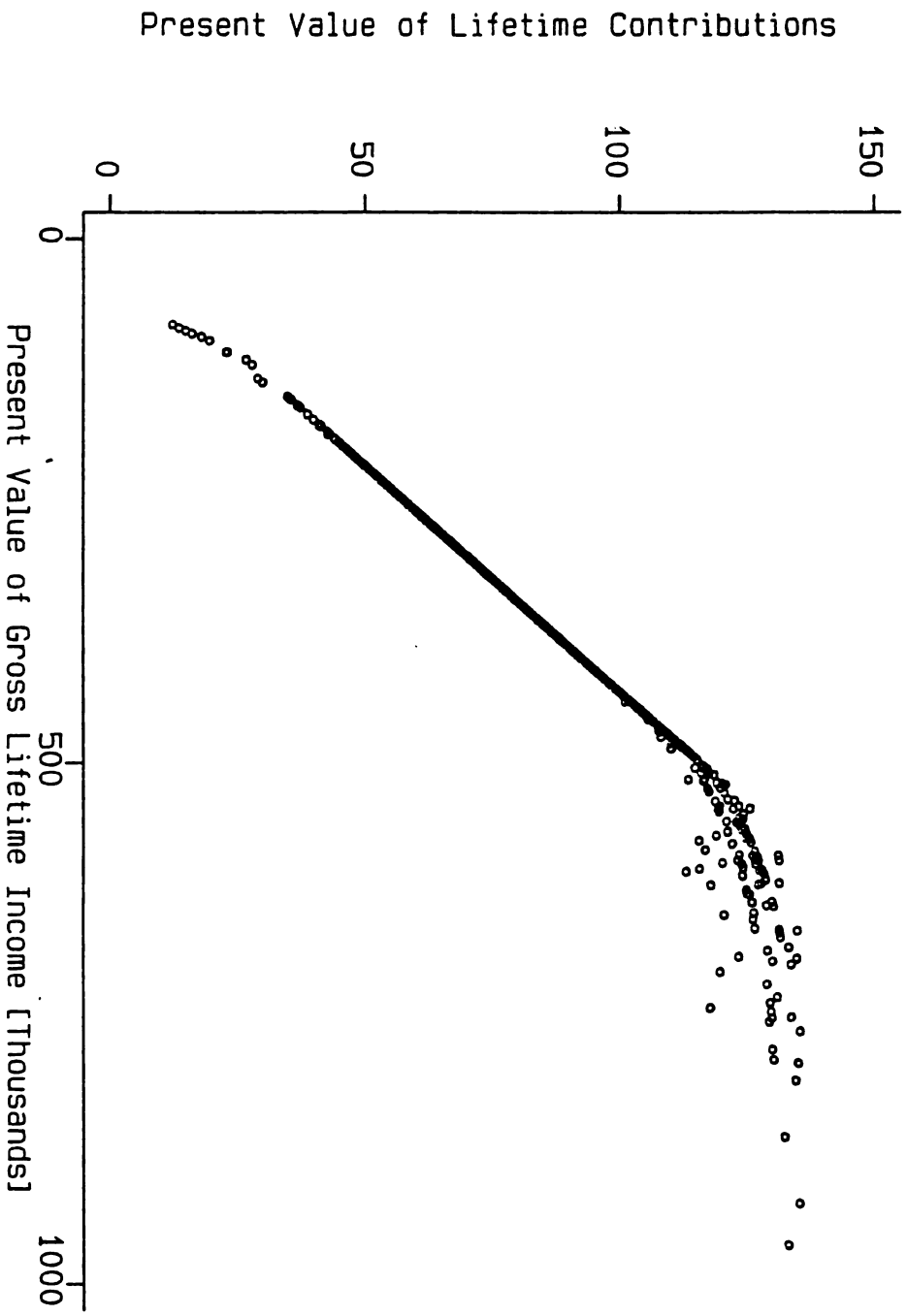


FIGURE 4
Benefit/Cost Ratio by Gross Lifetime Income

FIGURE 5
Lifetime Contributions by Gross Lifetime Income
Earnings Indexation of Earnings Limits



STATA™

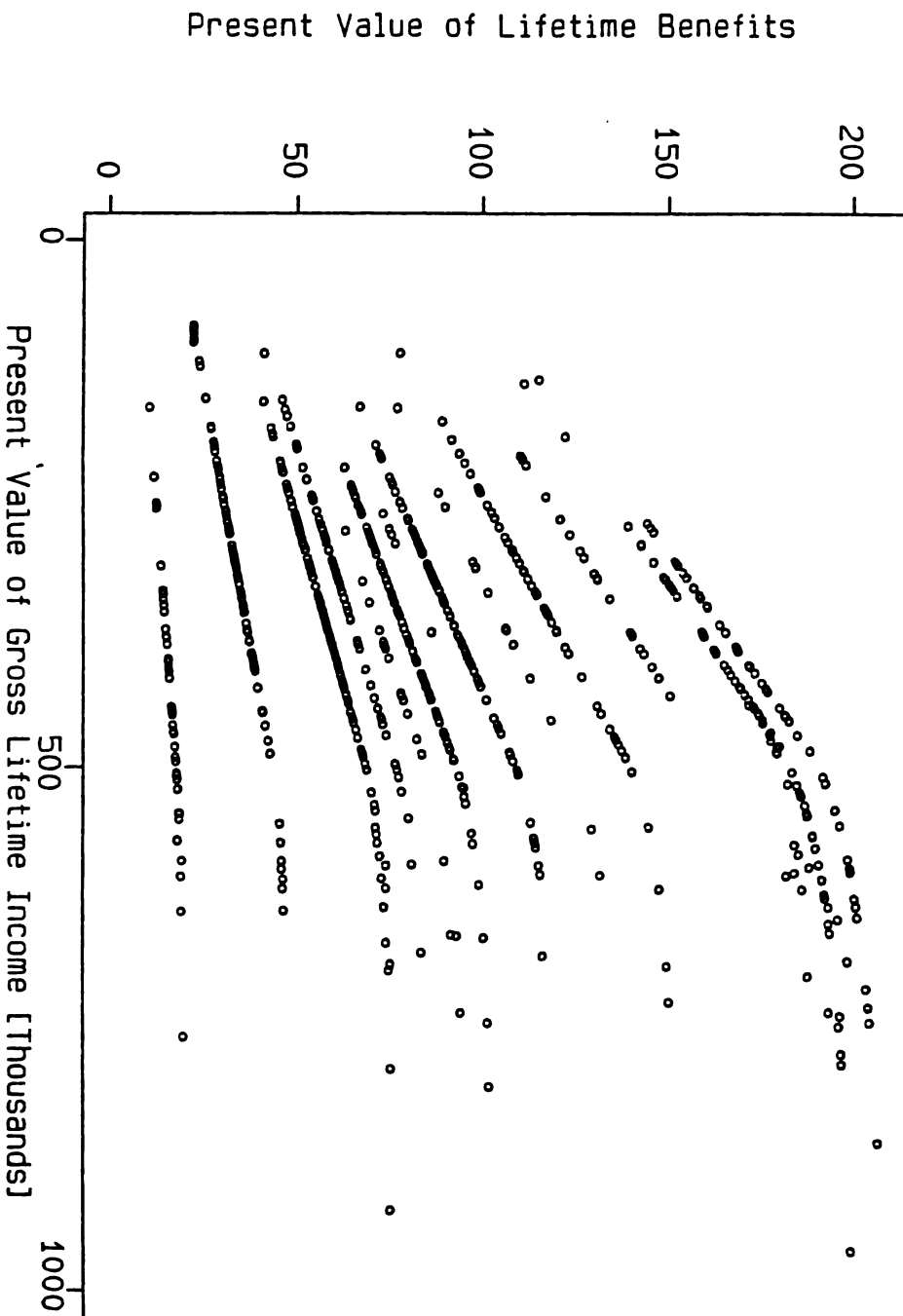


FIGURE 6
Lifetime Benefits by Gross Lifetime Income
Earnings Indexation of Earnings Limits

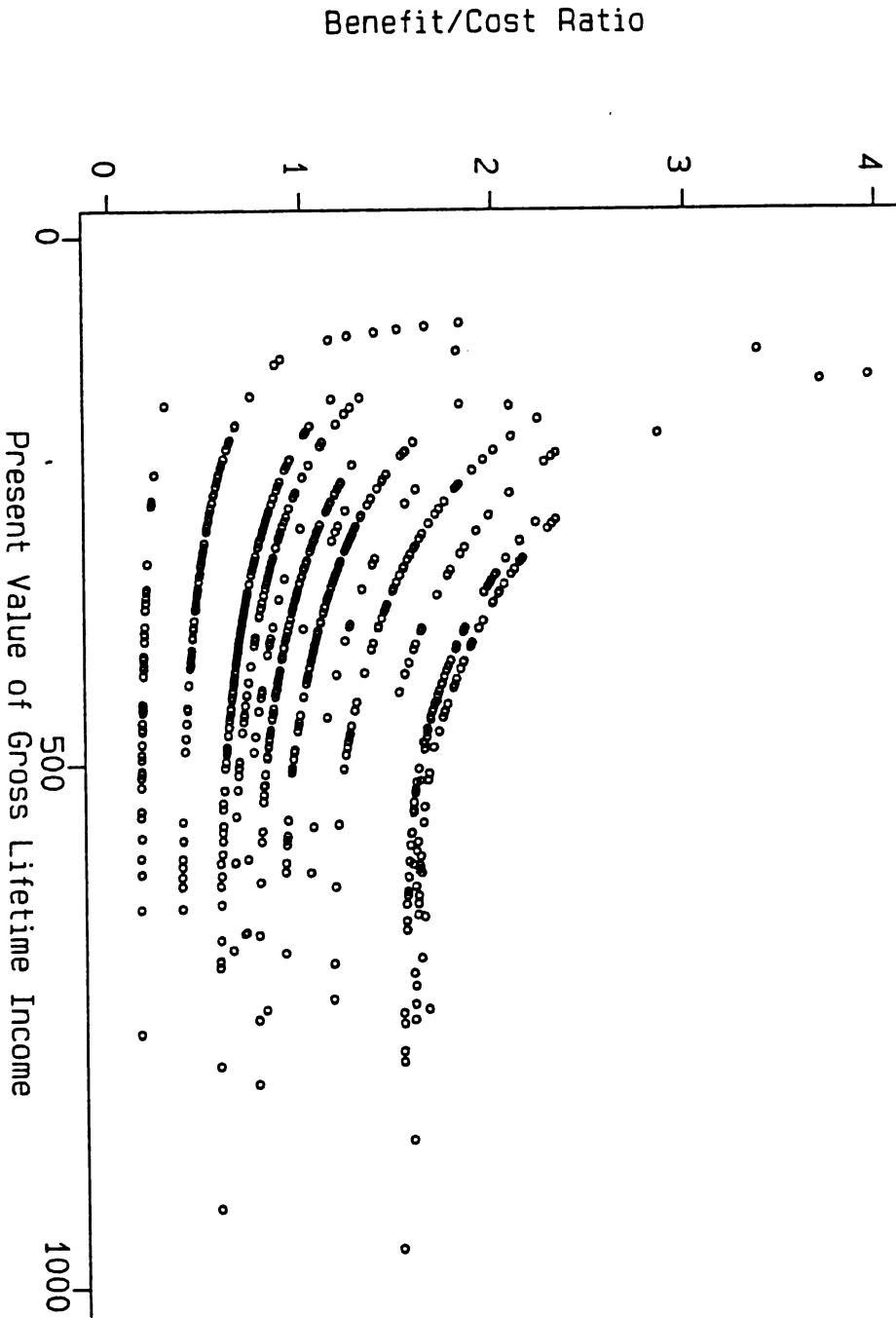


FIGURE 7
Benefit/Cost Ratio by Gross Lifetime Income
Earnings Indexation of Earnings Limits

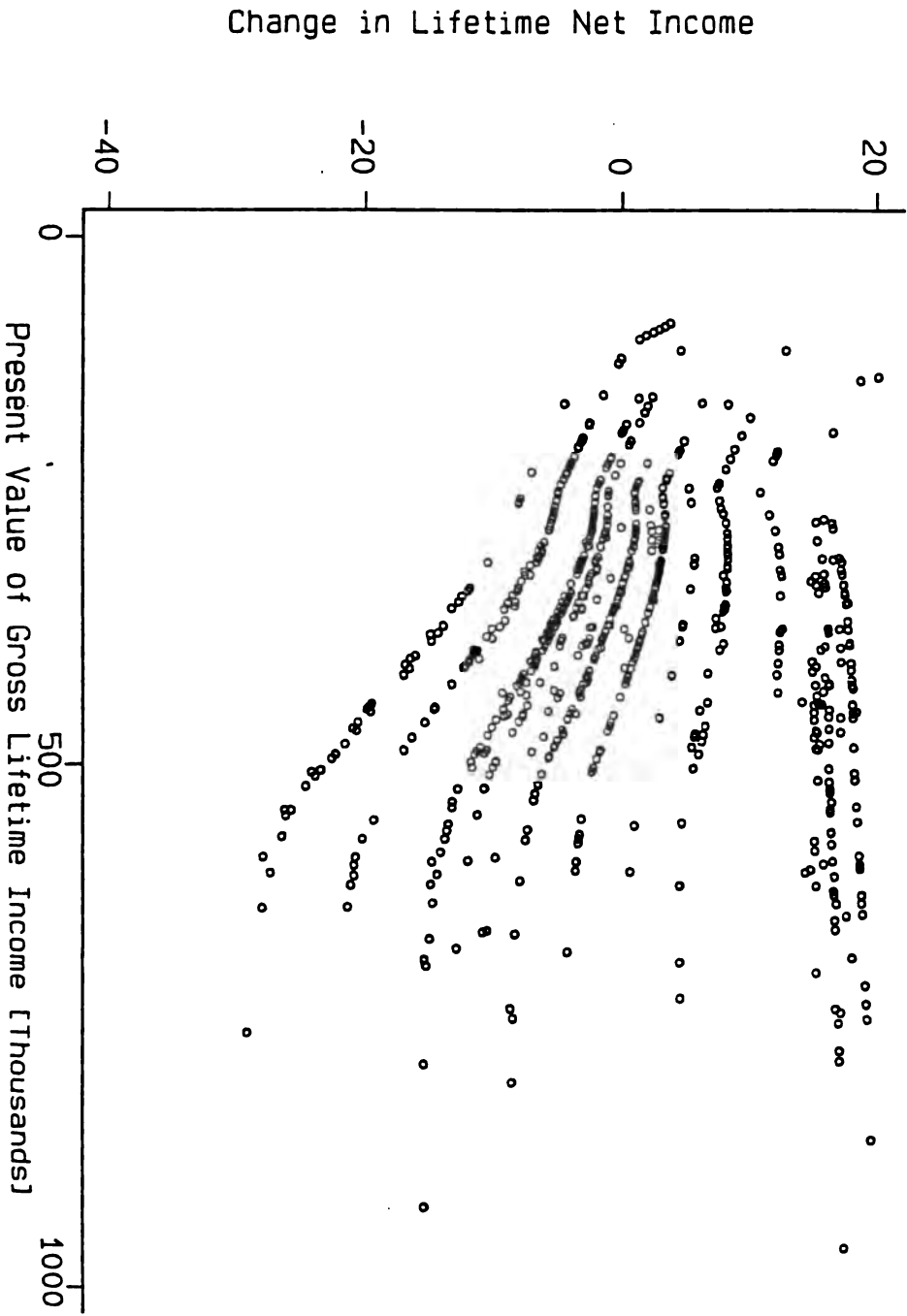


FIGURE 8
Change in Lifetime Net Income by Gross Lifetime Income
Switching from Price to Earnings Indexation of Earnings Limits

References

- Aaron, H.J. (1985) Comment, on Hurd and Shoven, 215-221 in D. Wise (ed) Pensions, Labor and Individual Choice, Chicago: Chicago University Press for NBER.
- Beach, C.M. and Balfour, F.S. (1983) Estimating payroll tax incidence and aggregate demand for labour in the United Kingdom, Economica, 50 (February), 35-48.
- Creedy, J. (1982) State Pensions in Britain, National Institute of Economic and Social Research Occasional Paper, Cambridge University Press.
- Creedy, J. and Disney, R. (1985) Social Insurance in Transition, Oxford: Oxford University Press.
- Dilnot, A.W. and Webb, S. (1989) Reforming National Insurance contributions: a progress report, Fiscal Studies, 10, 2 (May), 38-47.
- Disney, R. and Whitehouse, E. (1990) Do wage differentials compensate occupational pension entitlements? A preliminary look at the evidence. Institute for Fiscal Studies Working Paper W90/10.
- Disney, R. and Whitehouse, E. (1991) How should pensions in the UK be indexed? Fiscal Studies, 12, 3 (August), 47-61.
- Disney, R. and Whitehouse, E. (1991a) Occupational and industrial earnings over time: the use of pooled cross-section data. Institute for Fiscal Studies Working Paper W91/7.
- Disney, R. and Whitehouse, E. (1991b) The Personal Pensions Stampede, forthcoming Commentary, Institute for Fiscal Studies.
- Disney, R. and Whitehouse, E. (1992) Contracting out and redistributions in the state pension scheme in Britain, mimeo, Institute for Fiscal Studies.
- Hemming, R. and Kay, J.A. (1981) Contracting out of the State Earnings Related Pension Scheme, Fiscal Studies, 2, 3 (August), 20-28.
- Hemming, R. and Kay, J.A. (1982) The costs of the state earnings related pension scheme, Economic Journal, 92 (June), 300-319.
- Hurd, M.D and Shoven, J.B. (1985) The distributional impact of social security, 193-215 in D. Wise (ed) Pensions, Labor and Individual Choice, Chicago: Chicago University Press for NBER
- Kennedy, B.R. (1990) Financial consistency in longitudinal microsimulation: Homemaker pensions re-examined, Review of Income and Wealth, 36, 215-222.
- OPCS (1990) Longitudinal Study: Mortality and Social Organisation 1971-81 (ed. P. Goldblatt), HMSO for Office of Population Census & Surveys.
- Ogus, A.I and Barendt, E.M. (1988) The Law of Social Security (Third Edition: with T. Buck and T. Lynes), London: Butterworths.
- Shimono, K. and Tachibanaki, T. (1985) Lifetime income and public pensions, Journal of Public Economics, 26, 75-87.
- Tolley's (1990) Social Security and State Benefits 1990-91, Croydon: Tolley Publishing Co. Ltd.

Footnotes

1. The condition is modified for those with 'home responsibilities' and a partial contribution record. Individuals with reduced pension entitlements but with insufficient other sources of financial support may also be entitled to means-tested benefits such as Income Support. Those with a contribution record but with long term sickness or disability may be entitled to receive Invalidity Benefit (IVB) for up to five years after reaching pensionable age. Unlike the state retirement pension, IVB is not treated as taxable income.
2. There is variation among cohorts because of accelerated accrual for older cohorts brought in by the original SERPS scheme, overlaid by the changes brought in as a result of the Social Security Act, 1986. See Ogus and Barendt (1988), pp.207-208, or Disney and Whitehouse (1991) for further details.
3. In a companion paper: Disney and Whitehouse (1992), the consequences of contracting-out are modelled explicitly using the same earnings microsimulation model.
4. From 1973 to 1981, the pension and the earnings limits were indexed in line with the faster of earnings or price inflation.
5. See, for example, Beach and Balfour, 1983.
6. A further simplification is that we ignore the attempt to alleviate the distinct threshold effect of the contribution structure at the LEL introduced in the 1989 Budget, by which earnings below the LEL are assessed at a lower contribution rate for those at or above the LEL than that applied to subsequent earnings; see Dilnot and Webb, 1989.
7. For the United States, see Hurd and Shoven, 1985. The same structure of accelerated accrual is exhibited by the UK system: see Disney and Whitehouse (1991).
8. 17 individuals did not report any earnings at or above the LEL and are excluded from some of our distributional comparisons.
9. The assumption of no individual mobility between industries and occupations is important here, and indeed we reduced the SMR adjustment for miners to the next highest SMR to ensure that miners on average obtained some pension (to age 67).
10. However, the assumption that SERPS pensions in payment continue to be indexed to price inflation is retained, reflecting the intention of the original 1975 Social Security Act at a time, when the flat-rate pension was indexed to the faster of earnings or price inflation.
11. A more radical proposal still is to abolish SERPS and to integrate the tax and benefit scheme entirely. This is the policy of the Liberal Democrat party, but the distributional effects are very close to those investigated here.

PROCESO DE JUBILACION EN LA UNIVERSIDAD NACIONAL

PROYECCION 1991 - 2015 (1)

Licda. Vilma Durán Jiménez(2)

RESUMEN

El presente estudio es una proyección del proceso de jubilación en la Universidad Nacional durante el período de 1991-2015, a fin de que le sea de utilidad a la institución para planificar y organizar su quehacer en los próximos años, tanto en lo referente a los aspectos financieros como con respecto al recurso humano y su renovación. Se construyó un modelo de proyección a partir de la información existente de la planilla de pago del mes de octubre de 1990 y de la organización presupuestaria por programa vigente en la Universidad. Esta información se dividió en dos sectores: trabajadores académicos y trabajadores administrativos. El objetivo de este trabajo es determinar cuál es el quinquenio crítico del período y el posible impacto institucional.

¹ Ponencia elaborada a partir del estudio titulado **INCIDENCIA DE LA JUBILACION EN LA RENOVACION DEL RECURSO HUMANO DE LA UNIVERSIDAD NACIONAL. ESTUDIO DEL PERIODO 1991-2015.** Tesis de Grado de la Ponente. Instituto de Estudios del Trabajo -IESTRA-. Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad Nacional, Heredia, Costa Rica, 1991.

² Profesora Investigadora del Instituto de Estudios de la **Mujer -IEM-** de la Facultad de Filosofía y Letras de la Universidad Nacional. Licenciada en Administración del Trabajo con énfasis en Estudios Universitarios y Bachiller en Secretariado Profesional de la Universidad Nacional, Heredia, Costa Rica.

INTRODUCCION

La jubilación es un evento que tiene importantes implicaciones tanto para la institución como para la persona que ha laborado en ella durante un determinado período, por lo que conocer como se desarrollará este proceso constituye una información determinante para la planificación y organización del financiamiento y quehacer de la institución.

Los trabajadores costarricenses se encuentran cubiertos por 20 distintos regímenes de Pensiones y Jubilaciones, entre ellos el Régimen de Pensiones y Jubilaciones del Magisterio Nacional, bajo el cual están cubiertos todos los trabajadores del sistema de educación superior estatal, entre otros.

La Universidad Nacional es una institución de educación superior estatal, fundada en 1973 y es financiada mayoritariamente por el Estado Costarricense. La Universidad Nacional debe elaborar un presupuesto anual y un plan quinquenal. Asimismo para cumplir con sus tareas esenciales debe contar con el personal académico y administrativo necesario para llevar a cabo su labor de manera eficiente y continua.

Internamente en la Universidad existe legislación propia por medio de la cual través de la cual se estipula y regula todo lo referente a la jubilación de su personal académico y administrativo.

DELIMITACION Y ENFOQUE DEL PROBLEMA

Hipótesis:

1. La tendencia de la jubilación en la Universidad Nacional cambiará drásticamente entre el período de 1999 y el 2004.
2. En la Universidad Nacional una jubilación masiva, concentrada en un período corto, desequilibraría el presupuesto minimizando las posibilidades de satisfacer las demandas en el momento preciso.

Objetivos:

1. General:

Dotar a la Universidad Nacional de una proyección que le permita conocer cuántos académicos y cuántos administrativos adquirirán derecho a la jubilación en cada uno de los años comprendidos entre 1991 y 2015.

2. Específicos:

- 2.1 Realizar una proyección global del número de académicos y administrativos que adquirirán el derecho a la jubilación entre 1991 y 2015.

- 2.2 Hacer la proyección del número de académicos y administrativos que adquirirá el derecho a la jubilación entre 1991 y 2015 por Programa.
- 2.3 Ofrecer a la Universidad Nacional la información necesaria para planificar las medidas que tomará para hacerle frente a la situación que se le presentará en el proceso de jubilación en relación con los recursos humanos.
- 2.4 Brindar la información necesaria para que la Universidad Nacional haga las reservas presupuestarias pertinentes para el pago de las prestaciones legales.

MARCO TEORICO METODOLOGICO

El estudio toma como base el Régimen de Pensiones y Jubilaciones del Magisterio Nacional, respaldado por la Ley N° 2248 del 5 de setiembre de 1958, que establece como mínimo 30 años de servicio para que el trabajador adquiera el derecho a la jubilación ordinaria.

La proyección se realizó para el total de la población utilizando un método estadístico que permite construir una proyección del número de personas, tanto académicas como

administrativas, que adquirirán derecho a la jubilación durante cada uno de los 25 años que comprende el período.

La población se distribuyó en los 14 Programas existentes según la estructura presupuestaria vigente en la Universidad Nacional, de los cuales 2 corresponden a la Administración General, 9 corresponden a la Administración Académica y 3 que agrupan a los Proyectos Especiales, Gastos de Operación y Recursos y Aplicaciones Especiales.

MODELO DE PROYECCION

1. Supuestos:

- 1.1 Que a corto plazo no se modificará sustancialmente, en términos de años de servicio y de edad necesaria para adquirir el derecho a la jubilación, la Ley de Pensiones y Jubilaciones del magisterio Nacional, Ley No 2248 del 5 de setiembre de 1958 y normas conexas.
- 1.2 Que las personas que están laborando para la Universidad Nacional, y están incluidas en la planilla de fin de mes de octubre de 1990, continuarán haciéndolo normalmente durante el período en estudio.
- 1.3 Que la tasa de mortalidad será la vigente para hombres y mujeres en Costa Rica, según los niveles de salud y

protección social lograda hasta 1990.

1.4 Que las personas contratadas en octubre de 1990 inclusive, permanecerán laborando para la Universidad Nacional hasta la adquisición del derecho a la jubilación.

1.5 Que las personas se acogerán a la jubilación por la vía ordinaria.

2. Variables independientes:

2.1 Fecha de ingreso a la Universidad Nacional.

2.2 Años de servicio necesarios para adquirir el derecho a la jubilación, para este caso 30 años.

3. Variables dependientes:

3.1 Número de años laborados en la Universidad Nacional.

3.2 Número de años laborados en el Sector Público y reconocidos para efectos de la anualidad por la Universidad Nacional.

4. Definición de términos:

N= Año de ingreso en número, corresponde a los dos dígitos del año de la fecha de ingreso.

AL= $1990 - N$, da el número de años laborado en la Universidad Nacional.

AU= $AL * 3\%$, para obtener el porcentaje de anualidad del tiempo servido en la Universidad Nacional.

ANUAL es el porcentaje total de anualidad en la Universidad Nacional.

AP= $ANUAL - AU$, a partir de aquí se obtiene el número de años de tiempo servido en el Sector Público y reconocido para efectos de anualidad en la Universidad Nacional.

AP puede presentar tres situaciones distintas:

- i. **APMAY = AP > 0**, cuando el trabajador tiene años reconocidos del Sector Público, para efectos de pago de anualidad.
 - ii. **APMEN = AP < 0**, cuando la persona no tiene años reconocidos del sector público y ha tenido permiso sin goce de salario, de tal manera que el porcentaje de anualidad es menor a los años servidos que daría según la fecha de ingreso en la Universidad Nacional.
 - iii. **APIGU = AP = 0**, o sea que el porcentaje de anualidad coincide con la fecha de ingreso en la Universidad Nacional y no hay tiempo reconocido del Sector Público.
- M=** $AP / 2\%$, sí y solo sí $AP > 0$. Número de años reconocidos para efecto de porcentaje de anualidad en la Universidad Nacional.
- O=** $AP / 3\%$, es cierto sí y solo sí **APMEN**, o sea cuando la persona tiene años reconocidos del Sector Público y ha estado fuera con permiso son goce de salario.
- S=** $AL * 1.16$, por el régimen de vacaciones vigente en la

Universidad Nacional, para efectos de la jubilación por cada año laborado se reconocen dos meses, por lo que cada año para efectos de los cálculos es igual a 1.16.

S= Número de años realmente laborados en la Universidad Nacional.

Q= $S + M$, si y solo si $AP > 0$, es el número de años realmente laborado para efectos del cálculo del año de adquisición del derecho a la jubilación, más los años reconocidos del tiempo servido en el sector público.

Q= S, cuando $AP = 0$, porque no hay reconocimiento servido en el sector público.

Q= $S - 0$, cuando $AP < 0$, es cuando la persona no tiene reconocimiento de tiempo servido y además ha tenido permiso sin goce de salario.

G= $30 - Q$, de aquí se obtiene el número teórico de años que la persona debe laborar para adquirir derecho a la jubilación.

W= $G * 0.84$, de aquí se obtiene el número de años que realmente debe laborar para adquirir derecho a la jubilación.

Z= $1990 + W$, de aquí se obtiene el año de adquisición del derecho a la jubilación o sea cuando se completan los 30 años de servicio que establece la Ley 2248.

5. Formulación

Tomando como base la legislación vigente mencionada, los términos esenciales que permiten obtener el año de adquisición de derecho a la jubilación se sintetizan en lo siguiente:

$$S = AL * 1.16.$$

$$Q = S + M$$

$$Q = S$$

$$Q = S - O$$

$$G = 30 - Q$$

$$W = G * 0.84$$

$$Z = 90 + W$$

Queda así formulado un modelo que permite obtener el año de adquisición de derecho a la jubilación y construir la proyección. A partir de aquí se construye un cuadro por año y por quinquenio y un gráfico para cada uno de los 14 Programas.

El modelo permitiría a partir de información completa y detallada proyectar con toda exactitud el año de adquisición del derecho a la jubilación de cada uno de los trabajadores, por lo tanto su principal limitación deriva de la no disponibilidad de información detallada sobre cada una de las principales situaciones que podría presentar el caso particular de cada trabajador, según el número de años laborado y cotizado para algún régimen de pensión antes de ingresar a la Universidad Nacional.

ESTUDIO GLOBAL

1. Composición y distribución actual del personal

La distribución del personal académico y administrativo en octubre de 1990, se encuentra distribuida en 14 Programas de los cuales la mayor concentración de administrativos se encuentra en los Programas 01 y 02 de la Administración General y la mayor concentración de académicos en los Programas 05 y 11 y el menor número de académicos en los Programas 02 y 12. En el Cuadro N^o 1, (p., 11) y el Gráfico N^o 1 (p., 12) se muestra el desglose de la población según cada uno de los Programas y de los sectores académico y administrativo que en el gráfico mencionado corresponden a la Serie 1 Académicos y la Serie 2 Administrativos.

2. Proyección Global por Programas según Sectores y año de adquisición del derecho a la jubilación.

El total del personal académico de la Universidad Nacional está compuesto por 1354 personas de las cuales 68 (5.01%) adquieren derecho a la jubilación durante el primer quinquenio, 368 (27.18%) en el segundo quinquenio, 445 (32.87%) en el tercer quinquenio, 223 (16.47% en el cuarto quinquenio y 250 (18.47%) en el quinto quinquenio, según se observa en el Cuadro N^o 2 (p., 14).

CUADRO N°1

DISTRIBUCION DEL PERSONAL ACADEMICO Y ADMINISTRATIVO
GLOBAL UNIVERSIDAD NACIONAL
(por Programa y Sector)
Octubre 1990

PROGR.	ACADEMICOS	%	ADMINISTRAT.	%	TOTAL
01	43	3.18	456	38.68	499
02	2	0.14	194	16.45	196
03	62	4.58	15	1.27	77
04	162	11.96	36	3.05	198
05	292	21.57	87	7.38	379
06	196	14.48	72	6.11	268
07	164	12.11	73	6.19	237
08	103	7.61	68	5.77	171
09	56	4.14	41	3.48	97
10	143	10.56	34	2.88	177
11	86	6.35	36	3.05	122
12	1	0.07			1
13	13	0.96	49	4.16	62
14	31	2.29	18	1.53	49
TOTAL	1354	100	1179	100	2533

DISTRIBUCION DEL PERSONAL GLOBAL UNIVERSIDAD NACIONAL

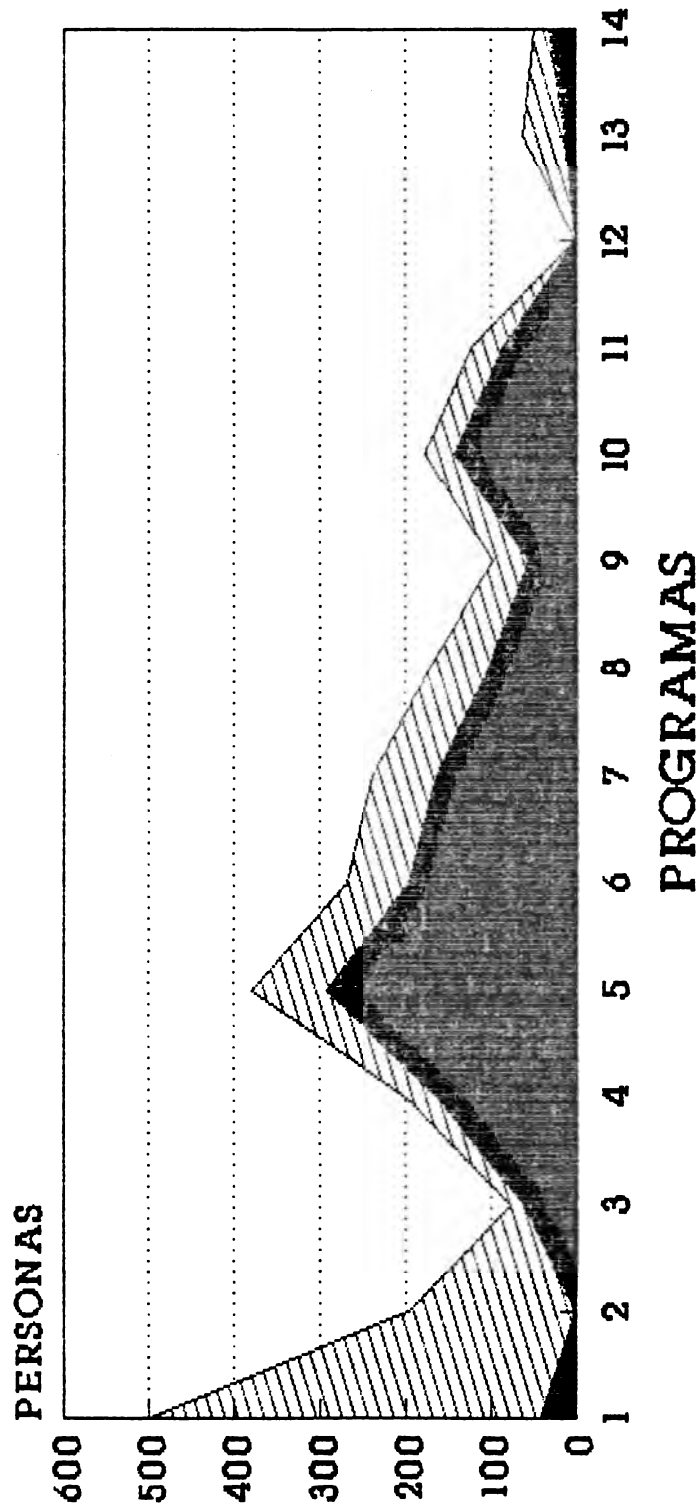


GRAFICO Nº 1

Series 1 ACADEMICOS Series 2 ADMINIST.

Por Programa y Sector. PROG 01-1...

El personal administrativo está formado por 1179 personas de las cuales en el primer quinquenio adquieren derecho a la jubilación 13 (1.10%), en el segundo quinquenio 241 (20.44), en el tercer quinquenio 469 (39.79%), en el cuarto quinquenio 224 (18.99%) y en el quinto quinquenio 232 (19.68%), según el Cuadro N^o 2 (p., 14).

Como puede observarse el comportamiento de los académicos, durante todo el período, (Cfr. Serie 1 Académicos, p., 14) es creciente hasta alcanzar el punto máximo en el año 2001 luego decrece hasta el año 2007 a partir de allí tiene un comportamiento irregular, crece aceleradamente a partir del año 2013. El período crítico con respecto al personal académico se ubica en los dos últimos años del segundo quinquenio (1999 y 2000) y los dos primeros años del tercer quinquenio (2001 y 2002). En el estudio detallado por programa esto se explica porque en los Programas 03, 04, 05, 06 y 07 el período crítico se ubica en el final del segundo quinquenio y el tercer quinquenio. (Cfr. Gráfico N^o 2, p., 15).

El comportamiento de los administrativos, durante los dos primeros quinquenio (Cfr. Serie 2 Administrativos, p., 14) es similar al del sector académico pues muestra un acelerado crecimiento hasta uno de los puntos máximos del período ubicado en el año 2000 (último año del segundo quinquenio) luego muestra un leve decrecimiento para crecer hasta el otro punto máximo ubicado en el año 2003 (en el tercer quinquenio). A partir de aquí decrece

CUADRO Nº 2

PROYECCION DE LA ADQUISICION DEL DERECHO A LA JUBILACION
GLOBAL UNIVERSIDAD NACIONAL
(por Sector, año y quinquenio)

AÑO	ACADEM.	%	QUINQ.	ADMINIST.	%	QUINQ.	TOTAL
1991			1			1	
1992							
1993	08	0.59		02	0.17		10
1994	33	2.43		05	0.42		38
1995	27	1.99		06	0.51		33
T.Q1	68	5.01		13	1.10		81
1996	35	2.58	2	15	1.27	2	50
1997	56	4.14		32	2.71		88
1998	67	4.95		31	2.63		98
1999	101	7.46		66	5.60		167
2000	109	8.05		97	8.23		206
T.Q2	368	27.18		241	20.44		609
2001	116	8.57	3	122	10.35	3	238
2002	104	7.68		95	8.06		199
2003	86	6.35		124	10.52		210
2004	78	5.76		77	6.53		155
2005	61	4.51		51	4.33		112
T.Q3	445	32.87		469	39.79		914
2006	58	4.28	4	42	3.56	4	100
2007	40	2.95		25	2.12		65
2008	54	3.99		38	3.22		92
2009	33	2.44		58	4.92		91
2010	38	2.81		61	5.17		99
T.Q4	223	16.47		224	18.99		447
2011	47	3.47	5	43	3.65	5	90
2012	13	0.96		36	3.05		49
2013	42	3.10		26	2.21		68
2014	61	4.51		38	3.22		99
2015	87	6.43		89	7.55		176
T.Q5	250	18.47		232	19.68		482
TOTAL	1354	100		1179	100		2533

QUINQ. = QUINQUENIO

T.Q = TOTAL DE CADA QUINQUENIO

PROYECCION JUBILACION GLOBAL UNIVERSIDAD NACIONAL

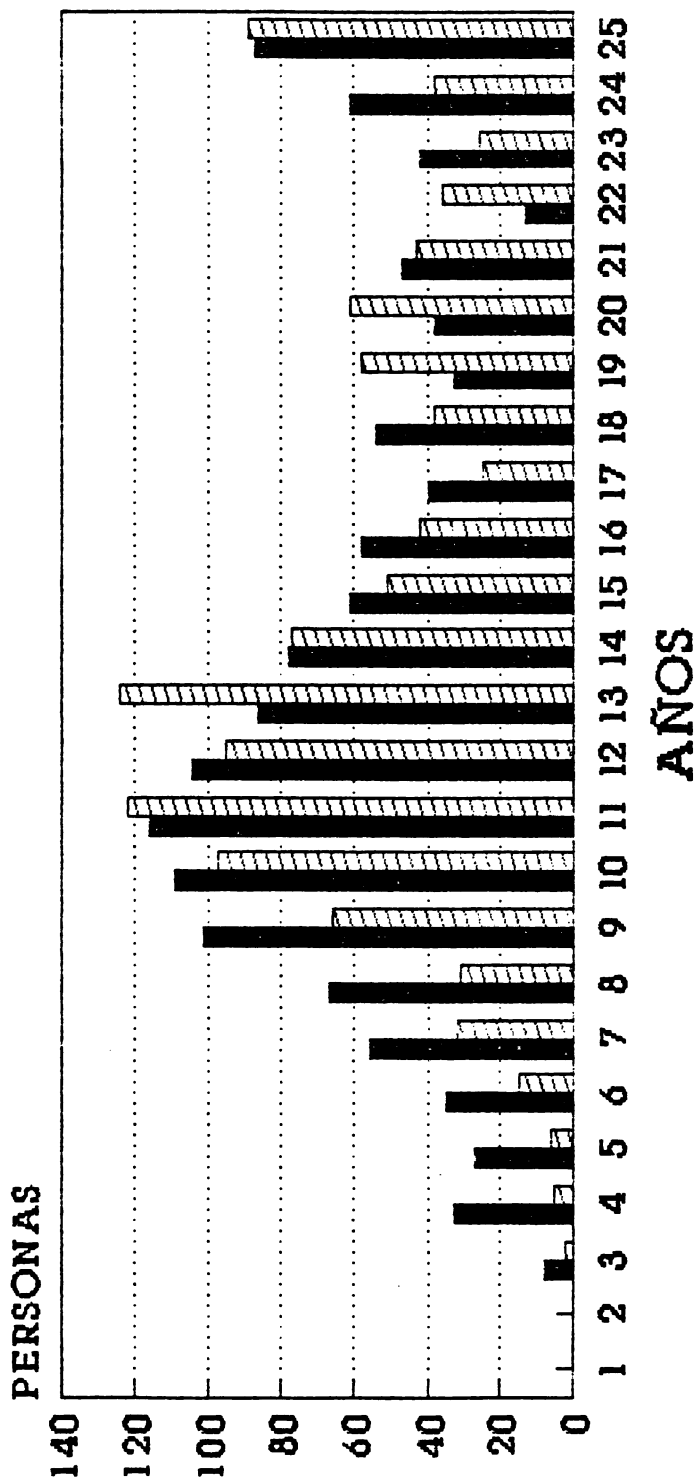


GRAFICO Nº 2

Series 1 ACADEMICOS Series 2 ADMINIST.

hasta el punto mínimo del período en el año 2007, luego crece y decrece al final del tercer quinquenio y durante el cuarto quinquenio. Vuelve a crecer de manera acelerada a partir del año 2013 en el quinto quinquenio. (Cfr. Gráfico N^o 2, p., 15).

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

El análisis de la información anterior permite concluir que la Universidad Nacional sufrirá un proceso acelerado en la jubilación de su personal tanto académico como administrativo. Este proceso tendrá características críticas al final del segundo quinquenio (años 1999 y 2000) y los tres primeros años del tercer quinquenio (2001, 2002 y 2003).

Por ello, es necesario que la Universidad inicie, cuanto antes, la creación de un fondo de reserva presupuestaria que le permita hacerle frente a las erogaciones que, por vía de pago de prestaciones legales a los trabajadores que se acojan a la jubilación deberá enfrentar de manera acelerada a partir del año 1998. También deberá construir una base de datos y las técnicas necesarias para alimentar esa base de datos. Esto le permitirá conocer en forma detallada y completa el recurso humano que posee.

A la vez, la Universidad deberá tomar medidas atinentes al manejo de las plazas y reemplazo del personal académico y administrativo que se jubilará durante los próximos quince años, de tal forma que pueda continuar de una manera fluida y adecuada en el cumplimiento de los fines y funciones para los que fue creada.

Este proceso de jubilación le permitirá también por una parte, la renovación de aproximadamente el 50% del personal académico y administrativo en los próximo diez años. Esto podría constituir una coyuntura propicia para plantearse la reestructuración del modelo de organización académico administrativo vigente en la Universidad Nacional.

BIBLIOGRAFIA

"Acuerdo Organizaciones Magisteriales- Gobierno sana régimen de pensiones." *El Educador*. Febrero 1991, p. 5.

Alfaro Vargas, Edgar Enrique. *El Régimen de Pensiones y Jubilaciones del Magisterio Nacional*. Tesis. Facultad de Derecho, Universidad de Costa Rica. San José, Costa Rica. 1985.

Alvarado Fonseca, Nelson. *Jubilaciones y Pensiones*. Tesis. Facultad de Derecho Universidad de Costa Rica. San José, Costa Rica. 1970.

Azofeifa, Isaac Felipe. *Guía para la investigación y desarrollo de un tema*. Editorial de la Universidad de Costa Rica. San José, Costa Rica. 1986.

Bayó, Francisco R. *Aspectos prácticos de los indicadores actuariales y económicos*. Mimeografiado. Managua, Nicaragua, 1986.

Briceño, José Alberto. "Denuncia Rector de la UCR Universitarios se jubilan a los 42 años". *La Prensa Libre*, Nacionales, 15 de mayo de 1990, p. 4.

Caja Costarricense de Seguro Social. **Compendio de Leyes y Reglamentos de Pensiones.** Microfotografía y Publicaciones. Caja Costarricense de Seguro Social. San José. Costa Rica. 1981.

Calderón Segura, Sandra. **Documentos de "Tercera Edad".** Mimeógrafo. Instituto Nacional de Seguros. San José, Costa Rica. 1986.

Calderón Segura, Sandra. **Documentos relativos al programa "Funcionarios en proceso de jubilación y jubilados del Instituto Nacional de Seguros".** Mimeógrafo. Instituto Nacional de Seguros. San José, Costa Rica. 1987.

Calderón Segura, Sandra. **El trabajador y su jubilación.** Mimeógrafo. Instituto Nacional de Seguros. 1988.

Departamento de Personal. **Estructura Presupuestaria del Sistema de Presupuesto de la Universidad Nacional.** Listado con desglose por Programa, Subprograma y Actividad y descripción de cada uno de ellos. Impreso electrónicamente. Universidad Nacional. Heredia, Costa Rica, 1990.

Durán, Elberth. "Estudio de Hacienda lo ratifica. Pensiones del Magisterio en quiebra". *La Nación*, 21 de setiembre 1989.

Escobar Cascante, Edilberto. **Ley de Pensiones y Jubilaciones del Magisterio Nacional, Reglamento y Normas Conexas.** V Edición. S.E. Costa Rica. 1990.

Fernández R., Lafitte. "Drama financiero por el pago de pensiones". Primera parte. *La Nación, Nacionales*, 3 de setiembre de 1989, p. 5.

Fernández R. Lafitte. "Un costoso reto que reclama soluciones". Segunda parte y final. *La Nación, Nacionales*, 4 de setiembre de 1989, p. 5.

Fernández V., Luis Guillermo. **Problemática Económica-Financiera del Seguro de Invalidez, Vejez y Muerte que administra la Caja Costarricense de Seguro Social después de 40 años de servicio. -Perspectivas hacia el futuro-**. Caja Costarricense de Seguro Social. San José, Costa Rica. 1990.

Fernández V., Luis Guillermo. **Impacto de la inflación económica en la seguridad social.** Monografía. Caja Costarricense de Seguro Social. San José, Costa Rica. 1989.

Fernández V., Luis Guillermo. **Estudio Actuarial Fondo Nacional de Mutualidad.** Caja Costarricense de Seguro Social. San José, Costa Rica. 1989.

Fernández V., Luis Guillermo. **Valoración Actuarial del Seguro de Invalidez, Vejez y Muerte.** Caja Costarricense de Seguro Social. San José, Costa Rica. 1990.

Foro Industrial. "Comentario de la Cámara. Pensiones: al borde del abismo." **La Nación**, 13 de agosto de 1989, p. 19A.

García V., Luis Ricardo. "Junta de Pensiones del Magisterio requiere reformas profundas". **La República**, 15 de noviembre de 1985, p. 15.

"Los regímenes de pensiones". **La República**. Editorial. 9 de marzo de 1989.

Mayorga, Armando. "Supera 480 millones anual. Déficit millonario en Pensiones del Magisterio". **La Nación**, 7 de mayo de 1989, p. 4A.

Mendoza, Dexie. "Pensiones de lujo y ...de miseria". **Primera Plana**, quincena del 1 al 15 de setiembre de 1988, p. 15.

Mendoza, Dixie. "Asignados en los últimos 2 años pensiones del Magisterio supera los 200 mil. **La Nación**, 8 de abril de 1990, p. 4.

Ministerio de Educación Pública, Secretaría Sectorial de Educación y Recursos Humanos y Oficina de Planificación de la Educación Superior. Situación y perspectivas de la oferta y demanda de personal en educación. San José, Costa Rica. 1987.

Molina Pérez, Luis Diego y Valverde Mora, Jorge A. Estudio sobre el impacto inflacionario de la generalización del Régimen de Pensiones de Hacienda. Memoria del Seminario de Graduación. Universidad de Costa Rica. 1988.

Morales Rodríguez, Noé y Bogarín Benavides José. Los pensionados y los procesos electorales. s.e. Universidad Nacional Tribunal Electoral. 1990.

Navarro, Ana María. "Norma privilegiada Pensiones desde ¡33 años de edad!". Primera Plana, quincena del 15 al 30 de julio de 1987, p. 8.

"Proyecto de Reforma Integral a la Ley de la Junta de Pensiones y Jubilaciones del Magisterio Nacional." El Educador. Febrero 1991, pp. 6-7.

Rojas Baez, Guillermo. "El retiro planificado y la jubilación". En: LIBRE CREZCA FECUNDO. Organo Divulgativo del Instituto Nacional de Seguros. Costa Rica. Nº 11, 1976, p. 5.

Saborio, Aixa. "Efectúan estudio financiero. Desfinanciadas pensiones del Magisterio para 1989.". *La Nación, Nacionales*, 7 de noviembre de 1988, p. 8A.

Solis, María Isabel. "Experto recomienda cambios en pensiones". *La Nación, Nacionales*, 26 de agosto de 1989, p. 4A.

Solis, María Isabel. "Pensión de Hacienda debe desaparecer". *La Nación, Nacionales*, 28 de febrero de 1989, p. 4A.

Super, Donald E. *Psicología de la Vida Profesional*. Ediciones Rialp, S. A. Madrid. 1962.

Universidad Nacional. *Estatuto Orgánico*. Departamento de Publicaciones. Heredia, Costa Rica. 1984.

Universidad Nacional. *Documentos históricos de creación de nuestra Universidad Nacional*. Publicación de la Secretaría del Consejo Universitario. No 48. Departamento de Publicaciones. Heredia, Costa Rica. 1988.

Universidad Nacional, Sindicato de Trabajadores de la UNA. *III Convención Colectiva de Trabajo, 1984-1987*. Departamento de Publicaciones. Heredia, Costa Rica. S. F. -

Universidad Nacional. Consejo Universitario. Ley de Pensiones y Jubilaciones del Magisterio Nacional. Ley actual, Proyecto de Reforma Integral y modificaciones propuestas por la Universidad Nacional.-Cuadro comparativo-. E. Heredia, Costa Rica. 1991.

Universidad Nacional. Reglamento del Tribunal Electoral Universitario. Consejo Universitario. Publicaciones de la Secretaría del Consejo Universitario N^o 47. Departamento de Publicaciones. Heredia, Costa Rica. 1988.

Vargas Soto, Enrique. "La verdad acerca del Sistema de Pensiones y Jubilaciones del Magisterio Nacional". En: ANDE. N^o 46. San José, Costa Rica, 1971, pp. 37-42.

Vicerrectoría de Administración. Manual de Formulación Presupuestaria. Universidad Nacional. Heredia, Costa Rica. 1979.

LE SOCIAL / SOCIAL ISSUES

CAJA COSTARRICENSE DE SEGURO SOCIAL
CENTRO DE DESARROLLO ESTRATEGICO E INFORMACION
EN SALUD Y SEGURIDAD SOCIAL
ORGANIZACION INTERNACIONAL DEL TRABAJO

TITULO: MODELO DE INTERVENCION PARA REDISTRIBUIR EL
INGRESO EN FAMILIAS CON RIESGO SOCIAL.
SISTEMA DE INFORMACION SOCIAL
(S.I.S.)

ELABORADO POR:

Dr. Mario Pacheco Mena
Dra. Adelina Brenes Blanco
Lic. Zaday Pastor Tasies

INTRODUCCION

Los países desarrollados y en vías de desarrollo, tienen como objetivo fundamental de la Seguridad Social, proteger y contribuir a mejorar las condiciones de vida de los usuarios de sus servicios, mediante las prestaciones que brindan.

La Caja Costarricense de Seguro Social, en sus 50 años de existencia, ha desarrollado tres pilares básicos: las prestaciones médicas, económicas y sociales. Las dos primeras se brindan por medio de los Regímenes de Enfermedad y Maternidad, Invalidez, Vejez y Muerte, y Régimen No Contributivo por Monto Básico. Las sociales han sido acciones subsidiarias de las dos anteriores y, por lo tanto, carecen de estructura institucional definida. Sin embargo, los resultados hoy día ubican a esta institución como una de las más importantes en el país por su cobertura del 95%.

El desarrollo de la Caja Costarricense de Seguro Social lleva consigo la necesidad de introducir cambios paulatinos en su organización, programación y modelos de atención, transformaciones que deben darse para cubrir toda las contingencias que perjudiquen la salud o menoscaben las condiciones de vida de los beneficiarios. Sin embargo, la permanente escasez de recursos, muchas veces atenta contra la posibilidad de satisfacer importantes necesidades básicas.

De esta manera, para continuar con el desarrollo e impacto de las prestaciones sociales, la Institución debe poseer, mantener y manejar una base de datos socio-económicos, que la orienten en cuanto a: la distribución de los recursos, el conocimiento de los grupos en riesgo, la efectividad y oportunidad de las prestaciones a esta población, la eficiencia de los programas y proyectos en relación con las necesidades prioritarias de la población cubierta, las razones de la escasa o inexistente accesibilidad de los grupos más vulnerables y el nivel de información de los programas y proyectos a cargo de las comunidades.

Por medio del Sistema de Indicadores Sociales (S.I.S.), la Seguridad Social tendrá, en forma oportuna, adecuada y eficiente, los datos que le permitirán una óptima toma de decisiones en relación con sus programas, así como la satisfacción de las necesidades básicas y reales de los beneficiarios.

ANTECEDENTES

Como primera etapa del S. I.S., se requirió de la conformación de un registro de información socioeconómica (Registro de Indicadores Sociales - R.I.S.) que permita a la Institución obtener antecedentes básicos de las personas y/o familias con el objetivo de conocer sus características y dirigir las actividades, políticas y proyectos hacia aquellas áreas de necesidad más urgentes expresadas por los asegurados.

El R.I.S. tiene un carácter exploratorio-descriptivo en sus inicios para transformarse más adelante en un sistema con fuerte contenido metodológico y un alto grado de confiabilidad y validez en la entrega de los datos.

OBJETIVOS GENERALES Y ESPECIFICOS

1. Desarrollar una metodología que permita establecer el sistema de indicadores sociales.
 - 1.1 Diseñar un instrumento de recolección de información que permita la identificación de los beneficiarios.
 - 1.2 Aplicar el instrumento diseñado, con la participación del personal de Trabajo Social, con la finalidad de acceder a la información relevante.
 - 1.3 Diseñar un banco de datos de la CCSS.
 - 1.4 Definir el indicador riesgo social en porcentaje.
 - 1.5 Elaborar un diagnóstico preliminar en relación con la situación encontrada.
 - 1.6 Evaluar esta etapa.
2. Diseñar un sistema evaluativo que permita conocer, en forma permanente, el impacto de la prestación.
 - 2.1 Definir los indicadores básicos para la evaluación.
 - 2.2 Ponderar los indicadores en términos reales.
 - 2.3 Ejecutar la evaluación.
 - 2.4 Diseñar manuales operativos
3. Diseñar un sistema de Indicadores Sociales que permita la conformación de un banco de datos con indicadores del bienestar social de los asegurados.
 - 3.1 Organizar a los trabajadores sociales en la responsabilidad frente a la recopilación, el análisis y uso de la información social.
 - 3.2 Capacitar de forma integral a profesionales, técnicos y personal de apoyo en relación con el funcionamiento del SIS.
 - 3.3 Diseñar los instrumentos y manuales informativos que apoyen la función operativa del SIS.
4. Alcanzar la focalización de los recursos en términos de equidad.
 - 4.1 Elaborar diagnósticos locales, regionales y nacionales.
 - 4.2 Elaborar, con base en los diagnósticos, planes, programas y proyectos dirigidos a los problemas prioritarios de las poblaciones en riesgo.

- 4.3 Desarrollar los planes, programas y proyectos.
- 4.4 Evaluar el impacto de los mismos.

METODOLOGÍA

Se pretende desarrollar el proyecto que aquí se presenta, en cuatro etapas. De ellas se expondrá solo la primera, debido a que las siguientes continuarán el proceso.

PRIMERA ETAPA: Coordinación con las instituciones y equipos profesionales y presentación del proyecto.

- Se coordinó con equipos profesionales y se desarrollaron talleres preliminares en Indicadores Sociodemográficos; se conformaron equipos de trabajo que permitieron una adecuada orientación metodológica conceptual en la construcción del instrumento de recolección de información.
- Se constituyeron equipos de trabajo y se capacitaron a nivel nacional.
- Se elaboró un instrumento preliminar.
- Se llevó a cabo la prueba del instrumento preliminar.
- Se analizó y evaluó dicha prueba y se obtuvo un diagnóstico inicial cuyos resultados se expondrán en este trabajo.
- Se complementó el instrumento anterior y se confeccionaron los manuales operativos.
- Se desarrolló la capacitación del personal de Trabajo Social de la CCSS sobre la aplicación del instrumento.
- A partir del primero de agosto los Trabajadores Sociales iniciaron, a nivel nacional, el trabajo de campo para la recolección de los datos.
- Se confeccionó un programa de computación para volcar la información.
- Para evaluar esta primera etapa, se hizo un corte al 28 de febrero de 1992 con un total de 3.158 formularios.
- Se realizó la codificación y digitación de esta información.
- Se va a iniciar la interpretación y análisis de los datos para la confección de un diagnóstico que nos llevará al instrumento que se va a generalizar a los trabajadores sociales.

BENEFICIARIOS DEL SISTEMA DE INDICADORES SOCIALES

Por la orientación del estudio, que consiste en determinar los grupos en riesgo y localizar los recursos y beneficios en la atención en salud de los asegurados y sus familias; los beneficiarios del SIS son:

- Las familias más vulnerables. Al ser detectadas y seleccionadas para la recepción de los programas y proyectos de trabajo social, en términos de priorización objetiva.

- La Institución. Dispondrá de la información de los grupos en riesgo social, con lo cual realizará una gestión más cercana a la equidad, y podrá planificar, en términos reales, su accionar frente a la distribución de beneficios.
- El Estado. Tendrá la posibilidad de orientar adecuadamente sus recursos en el área de Seguridad Social a grupos en riesgo; podrá disponer de fondos para invertirlos de manera más racional.

ALGUNOS RESULTADOS OBTENIDOS DE LA PRUEBA PRELIMINAR DEL R.I.S.

El presente informe tiene el sólo propósito de mostrar un ejemplo de posibles resultados que puede brindar la información rutinaria a ser registrada por el RIS. Está basado en datos reales recogidos por el instrumento preliminar sugerido por los participantes del Segundo Taller, marzo de 1991. Cabe notar que este instrumento no difiere significativamente del RIS actualmente aplicado.

I. Población: rasgos sociodemográficos seleccionados

Estos datos forman parte de una prueba preliminar de 92 usuarios. Son relativamente jóvenes, con una edad promedio de alrededor de 32 años. El estado conyugal actual muestra que la mayoría son casados (39%), seguidos en importancia por los solteros (37%). La información por sexo revela que casi las tres cuartas partes (76%) de los pacientes atendidos son mujeres. Ellas son en promedio más jóvenes que los hombres (31 versus 35 años) y su composición por estado conyugal no difiere de la de pacientes varones: casadas (48%) y solteras (37%).

Estos usuarios presentan un nivel educacional relativamente bajo: la mitad tiene menos que educación primaria completa. De cada 6 pacientes, uno no tiene instrucción y, dos apenas alcanzan estudios primarios. A diferencia de los hombres, que presentan mayores niveles de instrucción, son mujeres las que tienen un menor nivel educacional -de cada cinco pacientes de sexo femenino, casi tres tienen instrucción primaria o un nivel más bajo.

Cuadro 1.

Rasgos Sociodemográficos Seleccionados de Usuarios

	No. Casos			Porcentajes		
	AS	H	M	AS	H	M
Total	92	22	70	100.0	23.9	76.0
Edad Media:	32	35	31			
<u>Composición x Edades</u>				<u>100.0</u>	<u>100.0</u>	<u>100.0</u>
- 15	18	6	12	19.6	27.3	17.1
16-25	14	2	12	15.2	9.1	17.1
26-45	42	10	32	45.7	45.5	45.7
46-60	12	0	12	13.0	0.0	17.1
As + H + M	92	22	70	100.0	100.0	100.0
<u>Estado Conyugal</u>				<u>100.0</u>	<u>100.0</u>	<u>100.0</u>
Solter	34	8	26	37.0	36.4	37.1
Unidos	4	0	4	4.3	0.0	5.7
Casado	36	8	28	39.1	36.4	40.0
Divorc	4	2	2	4.3	9.1	2.9
Separa	8	2	6	8.7	9.1	8.6
Viudos	6	2	4	6.5	9.1	5.7
<u>Nivel Instrucción</u>				<u>100.0</u>	<u>100.0</u>	<u>100.0</u>
S/Instr	16	4	12	17.4	18.2	17.1
Primari	30	2	28	32.6	9.1	40.0
Secunda	24	8	16	26.1	36.4	22.9
Tec-Pro	4	2	2	4.3	9.1	2.9
Univers	16	6	10	17.4	27.3	14.3
No Sabe	2	0	2	2.2	0.0	2.9

En cuanto al área de residencia, los usuarios pertenecen principalmente de áreas no-urbanas.

Cuadro 2

Usuarios por Area de Residencia

	No. Casos			Porcentajes		
	AS	H	M	AS	H	M
<u>Total</u>	<u>92</u>	<u>22</u>	<u>70</u>	<u>100</u>	<u>100</u>	<u>100</u>
Urbana	34	10	24	37.0	45.5	34.3
Semi-U	26	4	22	28.3	18.2	31.4
Rural	32	8	24	34.8	36.4	34.3

Entre los problemas sociales prioritarios registrados para el total de los usuarios de esta muestra, predominan aquellos relacionados con "conflictos familiares" (41%), dificultades "económicas" (25%) y "laborales"(9%). El análisis por sexo permite apreciar que, mientras el primer tipo de problemas es mas frecuente entre mujeres que hombres (43 versus 37%); lo inverso ocurre con los "económicos", que afecta a un tercio de los hombres (32%), pero sólo a un poco más de un quinto de las mujeres. Adicionalmente, es de interés notar que cerca de uno de cada cinco de los pacientes hombres presenta dificultades asociadas al "abandono".

Cuadro 3

Distribución de Problemas Sociales según sexo del usuario

PROBLEMAS	- Prioridad 1 -			- Prioridad 2 -		
	AS	H	M	AS	H	M
Total Casos	92	22	70	74	16	58
Total	<u>100</u>	<u>100</u>	<u>100</u>	<u>100</u>	<u>100</u>	<u>100</u>
Confl. Fam	41.3	36.4	42.9	28.3	12.5	22.4
Habitacio	2.2	0.0	2.9	12.2	18.8	10.3
Laborales	8.7	9.1	8.6	13.5	6.3	15.5
SsBásicos	1.1	0.0	1.4	2.7	0.0	3.4
Económico	25.0	31.8	22.9	10.8	0.0	13.8
Abandonos	4.3	18.2	0.0	5.4	0.0	6.9
Maltratos	3.3	4.5	2.9	5.4	0.0	6.9
PsicoSoci	1.1	0.0	1.4	16.2	25.0	13.8
Médicos	4.3	0.0	5.7	0.0	0.0	0.0
Aprendiza	2.2	0.0	2.9	10.8	25.0	6.9
Alcoh-Farmac	2.2	0.0	2.9	2.7	12.5	0.0
Adolescen	2.2	0.0	2.9	0.0	0.0	0.0
Niños	2.2	0.0	2.9	0.0	0.0	0.0

Los problemas de segunda prioridad nuevamente indican que la estructura de problemas varía según sexo del usuario. Entre hombres, ellos se concentran en dificultades psico-sociales, de aprendizaje, habitacionales, alcoholismo y farmacodependencia y en conflictos familiares. Entre las mujeres, los problemas asociados a conflictos familiares continúan siendo la causa mas frecuente de consulta; le siguen las dificultades laborales, económicas y psico-sociales.

Finalmente, vale la pena señalar que en tanto cada usuario muestra más de un problema de interés prioritario, la problemática social que afecta a usuario es compleja y de no fácil solución.

II. Condiciones de Vida: Vivienda y servicios

En relación a las condiciones de vida, la información sobre vivienda muestra que la mayoría (56%) de los usuarios vive en casas cuyo estado no es bueno: 41% está en regular estado, 11% en malas condiciones y 4% vive en tugurios; situación que es relativamente mejor para mujeres que hombres. A su vez, casi uno de cada cuatro usuarios (24%) habita en viviendas compartidas con otros grupos familiares; esta situación es aún más grave en el caso de usuarios (26%).

Cuadro 4

Pacientes: Aspectos Seleccionados de Condiciones de Vida

	No. de Casos			Porcentajes			SERVICIO	
	AS	H	M	AS	H	M	SANITARIO	No. (%)
VIVIENDA								
- Tenencia				100	100	100	- Tipo:	92 100
Alquil	14	6	8	15.2	27.3	11.4	Pozo	6 6.5
Propia	42	10	32	45.7	45.5	45.7	Letrina	10 10.9
Presta	16	4	12	17.4	18.2	17.1	Inodoro	76 82.6
P/plazo	18	2	16	19.6	9.1	77.9	- Ubicación	
Otra	2	0	2	2.2	0.0	2.9	Fuera	18 19.6
- Comparte							Dentro	74 80.4
Si	22	4	18	23.9	18.2	25.7	- Comparte	
No	70	10	52	76.1	81.8	74.3	No	58 63.0
- Estado							Si	20 21.7
Buena	40	8	32	43.5	36.4	45.7	No Sabe	14 15.2
Regular	38	10	28	41.3	45.5	40.0	ABASTEC. AGUA	
Mala	10	2	8	10.9	9.1	11.4	Red Públ	80 87.0
Tugurio	4	2	2	4.3	9.1	2.9	Red Priv	0 0.5
ELECTRICIDAD							Pozo Bomba	0 0.0
Si	80			13.0			Pozo	4 4.3
No	12			87.0			Rio/Quebr	2 2.2

En relación a otros servicios básicos, se constata que poco menos de uno de cada ocho (13%) usuarios reside en viviendas que no tienen electricidad y se abastecen de agua por medios distintos a la red pública (red privada, pozo, río). Aunque la mayoría de ellas (87%) cuenta con servicio sanitario -inodoro-, ubicado al interior de la vivienda (80%). El no siempre es de uso exclusivo y debe ser compartido (22%). Por otra parte, se aprecia que uno de cada seis (17%) de los usuarios sólo tiene acceso a letrina o pozo negro y, que en proporción semejante, el servicio se localiza fuera de la vivienda.

II. Principales características de Hogares

Los usuarios provienen de 92 hogares que, en total cuentan con 500 miembros; de ellos, el 54% son mujeres y, alrededor de uno de cada tres son menores de 10 años.

El tamaño medio de los hogares es de 5.4 miembros. Del total de miembros en edad de trabajar (10 años y más), casi tres de cada cinco (59%) son inactivos y no participan en actividades económicas. Si a ellos se suman los menores de edad, se puede apreciar que cada miembro activo debe, en promedio, mantener a otros 2.5 miembros del hogar.

Cuadro 5

Hogares: Rasgos principales de su composición

	No.	%		No.	%
Tamaño Medio	5.4		<u>Estructura X Edades</u>		
<u>No. Miembros</u>	500	100.0	- Menores 10	150	30.0
Hombres	230	46.0	- Mayores 60	28	5.6
Mujeres	270	54.0	<u>Hacinamiento (pers/cuarto)</u>		
<u>Activos e Inactivos</u>			2 y -	54	58.7
(10 años y +)			2.-3	24	26.1
- Activos	144	41.1	3.-4	6	6.5
- Inactivos	206	58.9	4.-7	6	6.5
<u>Dependientes</u>	356	2.5	7 y +	2	2.2

La información sobre personas por habitación, permite apreciar que casi el 40% de los hogares presenta un cierto grado de hacinamiento (más de dos personas por habitación).

III. Algunas características de los Jefes de Hogar

No obstante que la mayoría de los jefes de hogar son hombres, una significativa fracción de ellos -cerca de un tercio- muestran que la jefatura la ejerce una mujer. A su vez, la edad media de estas jefas alcanza a unos 38 años y, son más jóvenes en unos 6 años a los jefes hombres. Si se revisa la distribución por edades de estos jefes, en el caso de las mujeres se aprecia que una de cada cuatro jefas tienen menos de 30 años, mientras que entre jefes hombres esta fracción sólo alcanza al 10%.

Cuadro 6
Características de Jefes de Hogar

	No. Casos			Porcentajes				No. Casos			Porcentajes		
	AS	H	M	AS	H	M		AS	H	M	AS	H	M
Sexo Jefe	92	60	32	100	65.2	34.8							
Edad Media	42	44	38										
Estructura x Edades				100	100	100							
20	2	0	2	2.2	0.0	6.3							
20.-30	12	6	6	13.0	10.0	18.8							
30.-40	40	20	14	43.5	49.3	49.0							
40.-50	14	10	4	15.2	16.7	12.5							
50.-60	18	12	6	19.6	20.0	18.8							
60 +	6	6	0	6.5	10.0	0.0							
Estado Conyugal				100	100	100							
Solter	10	2	8	10.9	3.3	25.0							
Unidos	10	8	2	10.9	13.3	6.3							
Casado	52	50	2	56.5	83.3	6.3							
Divorc	6	0	6	6.5	0.0	18.8							
Separa	10	0	10	10.9	0.0	31.3							
Viudos	4	0	4	4.3	0.0	12.5							
							Nivel Instruccion						
							S/Instr.	16	12	4	17.4	20.0	12.5
							Primari	36	22	14	39.1	36.7	43.8
							Secundá	14	10	4	15.2	16.7	17.5
							Tec-Pro	6	2	4	6.5	3.3	12.5
							Univers	18	12	4	19.6	20.0	18.8
							No sabe	2	2	0	2.2	3.3	0.0
							Tipo de Seguro				100	100	100
							No-Aseg	16	14	2	17.4	23.3	6.3
							Directo	52	34	18	56.5	56.7	56.3
							Familiar	6	2	4	6.5	3.3	12.5
							Pension	2	2	0	2.2	3.3	0.0
							RNo-Contr	2	2	0	2.2	3.3	0.0
							Estado	8	2	6	8.7	3.3	18.8
							No Sabe	6	4	2	2.2	3.3	0.0

Otro hecho de la mayor significación se deriva de la información sobre estado conyugal de los jefes. A diferencia de los hogares con jefes hombres, donde la casi totalidad están casados o unidos y mantienen una relación estable de pareja en el hogar, la mayoría de las jefas de hogares (más del 60%) muestran un estado conyugal producto de uniones disueltas (por viudez, separación o divorcio); también, una fracción importante (cuarta parte) de las jefas son aún solteras.

En cuanto a los niveles de instrucción, se aprecia que más de la mitad de los jefes de hogar cuentan con baja educación (menor a la primaria completa); esta situación no difiere significativamente entre jefes de distinto sexo. La información del tipo de seguro permite apreciar que entre jefes hombres hay una fracción importante (casi la cuarta parte) que no tiene ningún tipo de seguro y, que más de la mitad son asegurados directos. Por su parte, las jefas mujeres no aseguradas son una fracción menor (sólo afecta al 6% de ellas); más de la mitad son aseguradas directas y, casi una quinta parte de ellas (19%) recibe una pensión del Estado.

Los datos también revelan que existen marcadas diferencias en los ingresos familiares según sea el sexo del jefe de hogar. En efecto, los hogares con jefatura femenina (J-M) perciben en promedio unos CR \$27,500 colones, monto que es menor en unos CR \$7,300 colones a los devengados por los hogares cuyos jefes son hombres (J-H). A su vez, si se toma en cuenta el distinto tamaño promedio de familias en estos hogares (menor para hogares con jefes mujeres), las estimaciones de ingreso familiar per-cápita revelan que esta relación no mejora para los hogares con jefes

mujeres: sus miembros perciben unos CR\$540 colones menos que aquellos de hogares cuyos jefes son hombres. Adicionalmente, la distribución de hogares por tramos de ingresos familiares permite apreciar que mientras sólo el 48% de los hogares con jefes hombres percibe ingresos familiares menores de los 20 mil colones, esta fracción se eleva al 56% en el caso de hogares con jefatura femenina. (Un dólar es equivalente a ciento treinta y seis colones (\$136)).

Cuadro 7
Ingresos Familiares y Status Ocupacional de Jefes

INGRESOS FAMILIARES			STATUS OCUPACIONAL										
	AS	J-H	J-M	AS	J-H	J-M		AS	J-H	J-M	AS	J-H	J-M
Ing. Medio	32218	34807	27525	100	108	85	- Trabaja	72	50	22	78.3	83.3	68.8
J.M.p.cáp.	5799	5973	5437	100	103	93	Asalariad	60	42	18	65.2	70.0	56.3
Tam.M.Hogar	5.4	5.6	5.1	100	104	94	CtaPropia	10	6	4	10.9	10.0	12.5
Tramos (000's)				100	100	100	Patrono	0	0	0	0.0	0.0	0.0
- 5	10	6	4	10.9	10.0	12.5	FamNo-Rem	2	2	0	2.2	3.3	0.0
5.- 10	10	6	4	10.9	10.0	12.5	No Trabaja	20	10	10	21.7	16.7	31.3
10.- 20	22	12	10	23.9	20.0	31.3	Desocupad	4	2	2	4.3	3.3	6.3
20.- 35	20	16	4	21.7	26.7	12.5	Incapacit	0	0	0	0.0	0.0	0.0
35.- 55	14	6	8	15.2	10.0	25.0	Estudiant	0	0	0	0.0	0.0	0.0
55.- 85	6	6	0	6.5	10.0	0.0	Ame-Casa	8	0	8	8.7	0.0	25.0
85.- 120	8	6	2	8.7	10.0	6.3	Pensionad	4	4	0	4.3	6.7	0.0
No Sabe	2	2	0	2.2	3.3	0.0	Otro	4	4	0	4.3	6.7	0.0

Otro aspecto de interés complementario lo brinda la información sobre status ocupacional de los jefes, según sexo de los mismos. Allí se puede apreciar que mientras casi el 83% de los jefes hombres trabaja, en el caso de la jefatura femenina sólo dos de cada tres lo hace. Aunque en ambos casos, la casi totalidad se emplea como asalariado, en el caso de jefas mujeres una proporción mayor lo hace por cuenta propia. Del tercio restante de jefes mujeres que son inactivas, se aprecia que la mayor parte son dueñas de casa y que una fracción que supera con creces a la de jefes hombres está desocupada.

Vale la pena resaltar que, el hecho de que casi la tercera parte de los 92 usuarios atendidos provienen de hogares cuyo jefe es de sexo femenino y, que sean ellas quienes enfrenten condiciones más adversas en el campo educacional, uniones disueltas, de ingresos, empleo, etc., hace de este grupo uno de alto riesgo para el trabajo en el campo social.

LE MODELE MIMIC ET LA MESURE DE LA PAUVRETE DES SALARIES AU COSTA RICA

Patricia CARDENAS

INTRODUCTION

Il est important, pour la construction d'un indice de pauvreté, de vérifier qu'il soit sensible aux transferts de ressources entre les pauvres. C'est-à-dire qu'il soit capable de mesurer les effets de l'application des politiques socio-économiques et de distribution sur les niveaux des revenus des pauvres.

Normalement cette sensibilité est mesurée par l'indice de Gini (Sen, Takayama,...). Mais, à travers de l'indice MIMIC, qui est un modèle récent mais assez simple, nous pouvons mesurer l'effet et l'importance de ces transferts, sans nécessité d'évaluer un coefficient tel que Gini ou des niveaux de revenus individuels (y_i).

L'indice MIMIC est un indicateur très sensible au positionnement des individus dans une distribution : les effets d'une ou plusieurs variables sont clairement reflétés à travers les changements de position des individus dans la distribution établie par le propre indicateur.

L'objectif de cette application est de valider l'utilisation de l'indice dans l'étude du phénomène à travers de différentes simulations. Nous ne prétendons pas réaliser une analyse exhaustive de l'état de pauvreté au Costa Rica. Nous nous appuyerons simplement sur l'information statistique de ce pays, pour concrétiser nos réflexions avec des résultats empiriques, mais toujours dans le but d'évaluer notre indice.

I LE MODELE MIMIC

1 PRESENTATION DU MODELE

Conçut dans le domaine de la santé, l'indice MIMIC a été construit pour mesurer l'état de santé d'une population déterminée. Inspirés des insuffisances des indicateurs traditionnels de santé (mortalité infantile, espérance de vie, offre se soins, consommation médicale...) Hooijman et Van de Ven (1982)¹, ont construit cet indice de santé applicable directement par Le Planificateur.

L'idée qui est à la base de leur approche est que l'état de santé est une variable, non observable, dépendante des causes observables (les déterminants des indicateurs traditionnels) et produisant des effets observables (les indicateurs traditionnels eux-mêmes). Sur cette base Hooijmans et Van de Ven construisent un modèle relativement simple qui permet de donner une mesure de l'état de santé, variable non observable, à l'aide des relations qu'il entretient avec ses causes observables, $X(.)$, et ses conséquences également observables, $Y(.)$.

1.1 spécification du modèle MIMIC

Le modèle MIMIC, est un modèle économétrique de type "ouvert". Il est "ouvert" dans le sens que les variables exogènes et endogènes ne sont pas prédéterminées. Seuls sont fixés leur nombre, 3 endogènes et 4 exogènes; et la structure des relations qui les lient.

Il permet donc un large choix de spécification en fonction des variables statistiques disponibles.

¹ HOOIJMANS & VAN DE VEN "Implementing a Health Status Index in a Strucutral Health Care Model" Van der Gaag, B. Neeman and T. Tsukahara (eds) Economics health Care, Praeger, 1982, pp.302-330

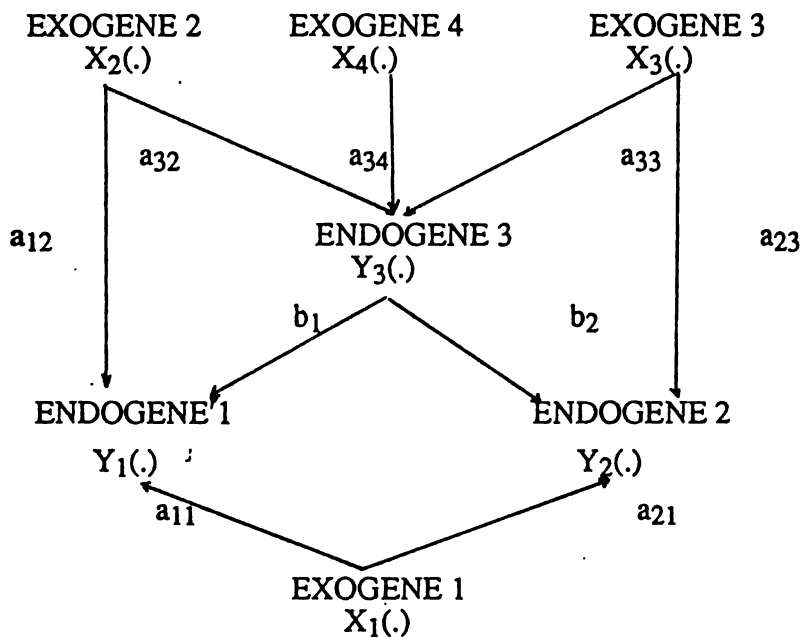
Les variables endogènes sont de deux types:

- le premier groupe, formé de deux endogènes notées $Y_1(.)$ et $Y_2(.)$, comprend les variables qui décrivent les conséquences parmi les indicateurs classiques de "l'état de pauvreté".
- le second groupe est formé de la seule endogène $Y_3(.)$ qui est la variable non mesurable "état de pauvreté"

La structure du Modèle est fixe:

- l'exogène $X_1(.)$ explique l'endogène $Y_1(.)$ et l'endogène $Y_2(.)$
- l'exogène $X_2(.)$ explique l'endogène $Y_1(.)$ et l'endogène $Y_3(.)$
- l'exogène $X_3(.)$ explique l'endogène $Y_1(.)$ et l'endogène $Y_3(.)$

D'ou la schématisation de la forme structurelle du modèle:



Dans sa forme structurelle le modèle MIMIC se présente de la forme suivante:

$$Y_1(.) = a_{11} X_1(.) + a_{12} X_2(.) + b_1 Y_3(.) + a_{15} + d_1$$

$$Y_2(.) = a_{21} X_1(.) + a_{23} X_3(.) + b_2 Y_3(.) + a_{25} + d_2$$

$$Y_3(.) = a_{32} X_2(.) + a_{33} X_3(.) + a_{34} X_4(.) + d_3$$

où:

- X_1 désigne la variable qui influence uniquement sur les indicateurs traditionnels de pauvreté (Y_1 et Y_2). Les effets directs sont dénotés a_{11} et a_{21} respectivement
 - X_2 et X_3 désignent les variables qui ont un impact direct sur MIMIC-PAUVRETE (Y_3) et à la fois un effet direct et indirect via MIMIC-PAUVRETE, sur Y_1 et Y_2 (a_{12} , a_{23} , et $b_1 a_{32}$, $b_2 a_{33}$ respectivement)
 - X_4 variable avec une influence direct sur MIMIC (a_{34}) et indirect sur les indicateur traditionnels de pauvreté, via MIMIC-PAUVRETE
 - d_i , $i = 1, 2, 3$ désignent trois variables aléatoires
- Y_3 est la variable MIMIC non observable "état de pauvreté"

La forme réduite du modèle est comme suit:

$$Y_1(.) = a_{11}X_1(.) + (a_{12} + b_1 a_{32})X_2(.) + b_1 a_{33} X_3(.) + b_1 a_{34} X_4(.) + a_{15} + D_1$$

$$Y_2(.) = a_{21} X_1(.) + b_2 a_{32} X_2(.) + (a_{23} + b_2 a_{33})X_3(.) + b_2 a_{34} X_4(.) + a_{25} + D_2$$

$$Y_3(.) = a_{32} X_2(.) + a_{33} X_3(.) + a_{34} X_4(.) + D_3$$

Les formes réduites ont été déduites en remplaçant $Y_3(.)$, en $Y_1(.)$ et $Y_2(.)$ de la forme structurelle.

1.2 L'identification du modèle:

La forme réduite du modèle estimé à partir du logiciel SENEGAL, dont l'objectif est d'identifier les coefficients de la troisième équation de la forme structurelle, est la suivante:

$$Y_1(.) = C_{11} X_1(.) + C_{12} X_2(.) + C_{13} X_3(.) + C_{14} X_4(.) + C_{15}$$

$$Y_2(.) = C_{21} X_1(.) + C_{22} X_2(.) + C_{23} X_3(.) + C_{24} X_4(.) + C_{25}$$

De cette façon, les solutions des deux équations de la forme réduite:

$$a_{11} = C_{11}$$

$$a_{21} = C_{21}$$

$$a_{12} + b_1 a_{32} = C_{12}$$

$$b_2 a_{32} = C_{22}$$

$$b_1 a_{33} = C_{13}$$

$$a_{23} + b_2 a_{33} = C_{23}$$

$$b_1 a_{34} = C_{14}$$

$$b_2 a_{34} = C_{24}$$

$$a_{15} = C_{15}$$

$$a_{25} = C_{25}$$

Donc, l'effet direct et indirecte de $X_2(.)$ sur $Y_1(.)$ est dénoté a_{12} et $b_1 a_{32}$ respectivement et réunis dans C_{12} . On peut faire la même interprétation pour le reste de variables: l'effet indirect de $X_4(.)$ sur $Y_1(.)$ est noté $b_1 a_{34}$ et égal à C_{14} , etc.

D'où les coefficients de la troisième équation de la forme structurelle du modèle:

$$a_{32} = 1/b_1 \cdot (C_{22} C_{14}) / C_{24}$$

$$a_{33} = C_{13} / b_1$$

$$a_{34} = C_{14} / b_1$$

D'où en posant $b_1 = 1$ (dû à l'effet de la sous-identification: le nombre d'inconnues (7) étant plus élevé que le nombre d'équations (6)); connues: a_{11} , a_{15} , a_{21} , a_{25} ; inconnues: a_{12} , b_1 , a_{32} , a_{34} , b_2 , a_{23}

a_{33} :

$$a_{32} = C_{22} C_{14} / C_{24}$$

$$a_{33} = C_{13}$$

$$a_{34} = C_{14}$$

alors:

$$Y_3(.) = a_{32} X_2(.) + a_{33} X_3(.) + a_{34} X_4(.)$$

Cette équation permet de calculer l'endogène $Y_3(.)$, l'état de pauvreté, pour tout les individus de la population

Les valeurs du reste des coefficients de la forme structurelle de modèle SENEGAL sont les suivantes:

$$a_{11} = C_{11}$$

$$a_{21} = C_{21}$$

$$a_{12} = C_{12} - C_{22} C_{14} / C_{24}$$

$$a_{23} = C_{23} - C_{13} C_{24} / C_{14}$$

$$a_{15} = C_{15}$$

$$a_{25} = C_{25}$$

$$b_1 = 1$$

$$b_2 = C_{24} / C_{14}$$

II APPLICATION

Dans cette partie nous allons appliquer le modèle MIMIC au cas concret du Costa Rica. Notre évaluation sera faite par région.

Nous montrerons dans un premier temps, le procédé et les méthodes qui nous ont permis de choisir les variables pour la spécification du modèle.

Une fois définie ces variables nous procéderons à l'évaluation des effets des transferts dans le positionnement entre les pauvres.

2.1 CHOIX DES VARIABLES

Les trente-cinq variables correspondantes appliquées à population costaricéenne couvrent le domaine de l'emploi (évidemment) selon l'Enquête des Ménages-Module Emploi (Encuesta de Hogares-Modulo Empleo).

Pour choisir nos variables, il s'agit donc de réaliser une première analyse économétrique sans modèle appuyées des méthodes d'analyses des données.

2.1.1 Econométrie sans modèle

L'évaluation de la pauvreté que nous allons réaliser est au niveau régional. Nous devons savoir que le Costa Rica est composé de six régions de planification:

- la Région Centrale: divisée elle même en Région Métropolitaine (comprenant la capital San José) et le Reste de la Région Centrale. Dans l'Enquête des Ménages cette division n'est pas toujours réalisée.
- la Région Chorotega qui couvre la côte pacifique
- la Région Brunca qui couvre la partie sud-est du pays
- la Région Huetar Atlantica qui couvre la côte Atlantique
- et, la Région Huetar Norte qui couvre le nord du pays

Dans ce travail nous allons travailler avec la sous division de la Région Centrale, car, étant donné l'importance de la capitale San José, par rapport au reste du pays, il est important d'isoler son effet.

Prendre les sept régions comme uniques observations dans notre modèle ($n = 7$) aurait été insuffisant, car nous aurons assuré la représentativité dans tous les cas.

D'autre part, sachant qu'il existe de grandes différences entre la pauvreté rurale et la pauvreté urbaine, nous avons voulu réaliser une étude région/zone géographique. Mais, l'analyse par zone géographique de l'Enquête ne correspond pas aux sept régions de planification. Elle comprend la Région Centrale et le reste des régions regroupées dans un seul bloque.. Cette situation nous oblige à réduire en neuf (dont cinq des ménages) les trente-cinq tableaux disponibles, restant en dix-huit les tableaux par individus et en huit les tableaux par ménages.

Au bout de ces résultat notre évaluation MIMIC est obligée de se réaliser en nombre d'individus pauvres et non pas en nombre de ménages pauvres. Ce qui nous permettra de voir clairement l'effet des transferts dans le positionnement entre les individus.

2.1.2 Type et nombre d'observations (n)

A ce moment de l'étude nous avons déjà notre analyse comme étant par régions et par individus. Mais quelles observations choisirons -nous?

Etant donné qu'il s'agit d'une enquête sur la situation de l'emploi, prendre la CSP ou les secteurs d'activités comme observations aurait été redondant. Tandis qu'une analyse par sexe et par structure d'âge nous introduit l'aspect démographique dans notre étude. Donc, notre alternative s'est porté sur le sexe et la structure d'âge, faisant un total de 140 observations ($n = 140$)².

² (7 régions) × (2 sexes) × (10 structure d'âge) = 140 observations

Les tableaux correspondants font un total de cinq divisés de la façon suivante:

- a) un tableau sur la population totale qui comprend:
- i) la force de travail: nombre d'occupés et de chômeurs (arrêt de travail, à la recherche d'un emploi pour la première fois, non spécifié)
 - ii) les inactifs: retraités, étudiants et autres
 - iii) les taux d'emploi : taux brut de participation, taux d'occupation et taux de chômage³
- b) un tableau sur les secteurs d'activité
- i) le secteur primaire: agriculture
 - ii) le secteur secondaire: mines, industrie, électricité et gaz, construction
 - iii) le secteur tertiaire: commerce, transport, communications, finance et services communautaires)
- c) un tableau sur la durée du chômage: moins d'un mois, d'un mois à moins de deux, de deux mois à moins de trois, de trois mois à moins de quatre, de quatre mois à moins de cinq, de cinq mois à moins de six, de six mois à un an, de un an ou plus
- d) un tableau sur le sous-emplois invisible:
- i) nombre d'individus salariés en sous-emploi invisible (permanent, occasionnel, stationnair, autre) et montant de leurs revenus
 - ii) nombres de personnes en situation de sous-emploi invisible avec un travail indépendant (permanent, occasionnel, stationnair, autres) et leurs revenus
- e) un tableau sur le niveau des revenus des personnes occupées salariés dans le ménage:
- i) nombre d'individus dont le salaire est inférieurs en $3/4$ de la ligne de pauvreté ($x < 3/4 Z$)
 - ii) nombre d'individu dont le salaire est supérieur ou égal au $3/4$ de Z mais inférieur à la ligne de pauvreté ($3/4 Z < x < Z$)

³

Taux brut de participation = (force de travail / population totale)

Taux d'occupation = (population occupée / population de douze ans ou plus)

Taux de chômage = (chômeurs / force de travail)

iii) nombre d'individus dont le salaire est entre un et deux fois la ligne de pauvreté ($Z < x < 2Z$)

iv) nombre d'individus dont le salaire se trouve entre deux et trois fois la ligne de pauvreté ($2Z < x < 3$

v) nombre d'individus dont le salaire se trouve entre trois et quatre fois la ligne de pauvreté ($3Z < x < 4Z$)

vi) nombre d'individus dont le salaire est supérieur ou égal à quatre fois la ligne de pauvreté ($x \geq 4Z$)

Nous observons donc que la D.G.E.C. définit un seuil de pauvreté (Z) pour l'Enquête des Ménages. Cette ligne est calculée par le BID⁴, selon la méthode du Budget Alimentaire.

Le fait de compter avec une ligne de pauvreté entre nos données disponibles nous permet d'analyser les liaisons existantes entre les niveaux d'indigence et le niveau de pauvreté de la population occupée salariée avec les autres variables⁵. Ces relations seront évaluées à travers l'analyse des corrélations et les ACP. Donc, nous nous concentrerons uniquement sur la pauvreté de la population occupée salariée.

2.1.3 Analyse des corrélations

L'analyse des corrélations s'est portée sur l'estimation des liaisons existantes entre le niveau d'indigence (les personnes dont le revenu est inférieur au $3/4$ de Z) et le niveau de pauvreté (les personnes dont le niveau de revenu se trouve entre les $3/4$ et une fois Z ($3/4 Z < x < Z$)) avec les autres variables des quatre tableaux restants⁶.

⁴ Banque Intér-américaine de Développement

⁵ nombres d'occupés, de chômeurs, d'inactifs, nombres d'individus par secteurs d'activité, et dans le sous-emploi ainsi que le montant de leurs revenus, durée du chômage

⁶ correspondant à la population totale, les secteurs d'activité, la durée du chômage et le sous-emploi invisible

Nous pouvons faire quelques remarques (voir annexe):

1) le nombre d'indigents et de pauvres au Costa Rica est plutôt lié à la population occupées (OCU) qu'aux chômeurs (CHOM: arrêt de travail, cherchent la première fois). Nous aurons pu penser que plus il y a du chômage, plus les personnes sont disposées à travailler pour des salaires plus bas, et augmenter ainsi le nombre des pauvres salariés. Les taux sur l'emploi (PART, TOCU, TDES) ne sont pas vraiment liés à la pauvreté (les corrélations se trouvent entre 60 et 70%). En termes relatifs nous allons voir que les corrélations diminuent.

2) parmi les occupés c'est la totalité des sous employés invisible (INV)⁷, dont les salariés (SAL) et les permanents (PERM), qui sont particulièrement affectés par l'indigence. Les travailleurs indépendants "invisibles" (IND) ne sont pas touchés⁸.

Nous aurons pu également penser que plus il y a de pauvreté entre les salariés (avec des revenus très bas) plus il y en auraient des travailleurs indépendants "invisibles". Mais, à ce niveau de revenu, les gens préfèrent s'assurer un très bas revenu à obtenir le même montant travaillant indépendamment.

3) Dans l'analyse par secteurs nous trouvons le secteur de la construction (CONS) et le secteur agricole (AGRI), en cet ordre) très corrélés, d'abord avec l'indigence, ensuite avec la pauvreté. La construction est toujours très sensible aux crises.

4) par contre la durée du chômage (CHOM) ne garde presque aucune relation ni avec l'indigence, ni avec la pauvreté

Une fois que nous avons analysé les liaisons entre ces variables et la pauvreté, nous allons observer s'il existe une structure définie avec l'âge et le sexe de la population. Pour cela nous allons utiliser l'Analyse en Composante Principale (ACP)

⁷ la population sous-employée représente 20% de la population occupée salariée

⁸ le sous-emploi invisible et visible représentent le 10,9% et le 10,4% du totale de la population occupée respectivement, et entre la population salariée, également, 10% sont des sous-employés salariés "invisibles". Mais ce sont les premiers qui ont des niveaux de revenus les plus bas dans la distribution des revenus entre les pauvres. C'est pour cela que nous l'avons choisi dans notre analyse.

2.1.4 Structure région/âge/sexe

Nous avons voulu séparer l'influence de la Région Centrale du reste des régions, dû à son importance par rapport au reste du pays.

Cette situation paraît évidente quand nous savons que la Région Centrale concentre:

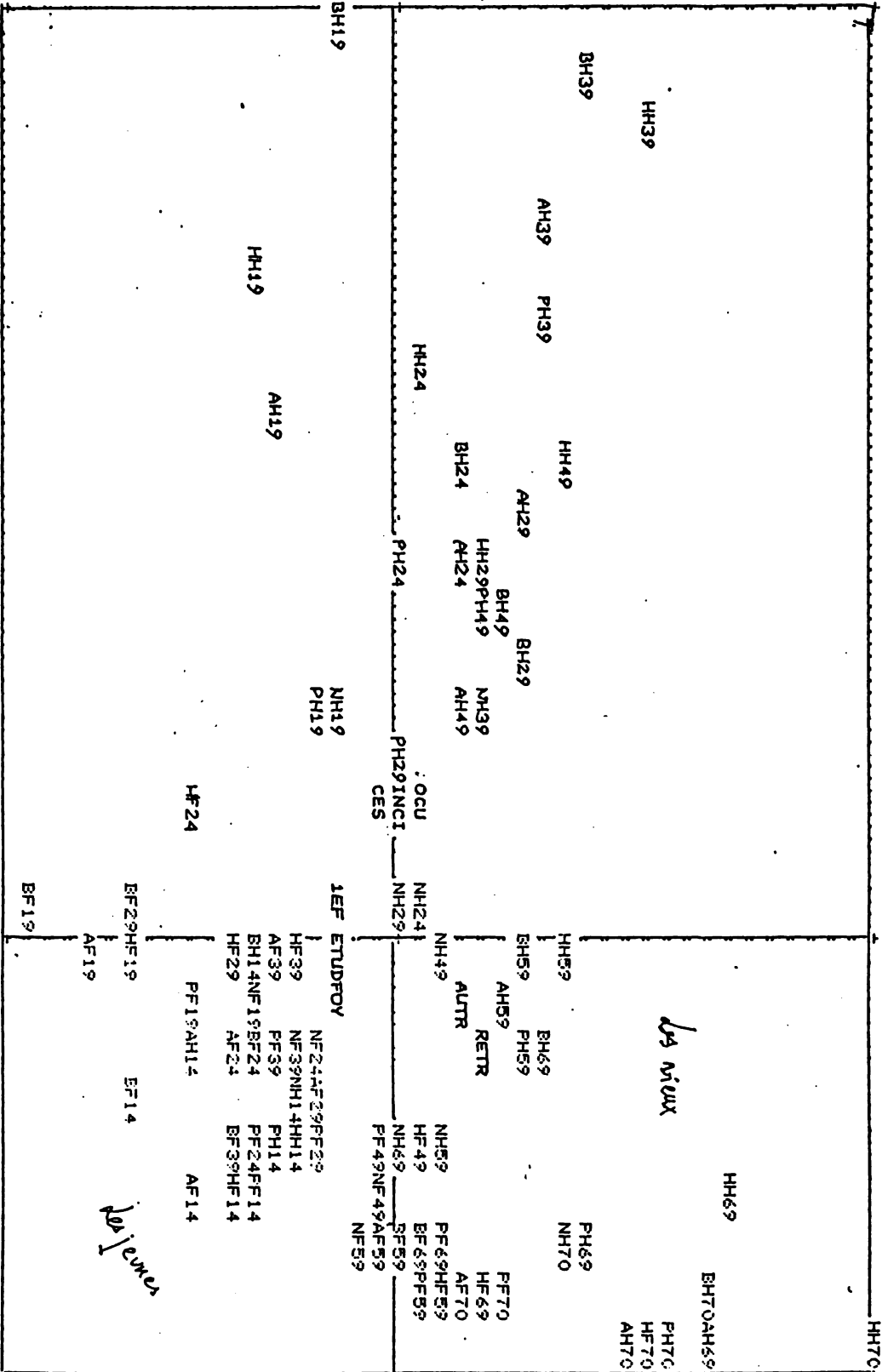
- 65% de la population totale
- 65% de la force de travail
- 65% de la population occupée
- 60% des chômeurs
- et, du total des ménages pauvres du pays (32,5%), 16,8% se trouvent dans la Région Centrale, dont 4,8% dans la Région Métropolitaine et 12% dans le Reste de la Région Centrale.

Si nous voulons définir une structure déterminée entre le sexe/âge/pauvreté par régions de planification nous devons réaliser des ACP sans la Région Centrale, c'est-à-dire avec les régions Chorotega, Pacifique Centrale, Brunca, Huetar Atlantique et Huetar Nord. Ce qui réduit à 90 nos observations (5 régions) (2 sexes) (9 structures d'âge).

Structure régionale

Dans une carte factorielle construite sur les deux premiers axes pour les 9 variables concernant la population totale et la pauvreté, nous obtenons une représentation graphique du nuage des régions/sexe/structure d'âge avec une inertie totale de 40%. Cette inertie arrive à 76% pour les trois premiers axes, c'est-à-dire une bonne représentation.

TITRE : A C P ----> TABLEAU POPTOT . D A T
 AXE HORIZONTAL (1) AXE VERTICAL (2)
 LARGEUR = 0.7926E+01 HAUTEUR = 0.7816E+01 NOMBRE DE POINTS = 99



où

PAUV: nombre de pauvres

1EF: cherchent la première fois

INCI: nombre d'indigents

ETUD: étudiants

OCU: nombre d'occupés

RETR: retraités

CES: nombre de chômeurs

AUTR: autres

A travers ce graphique nous observons donc que les régions sont réparties sur le premier axe de gauche à droite des plus pauvres aux moins pauvres. Quelques évidence sont à noter:

- la pauvreté et l'indigence des salariés affectent surtout les hommes entre 19 et 49 ans des régions Chorotega, Brunca et Atlantica.
- les femmes ne sont pas vraiment touchée par la pauvreté ni les jeunes de 14 ans ou moins, ni les "vieux" à partir de 50 ans

Cette même structure est valable pour les secteurs d'activité et pour le sous-emploi invisible trouvant la même structure.

Donc, comme conclusion de cette partie, nous pouvons dire que, selon notre analyse des données (ACP), il existe une structure déterminée de la pauvreté par rapport au sexe et à l'âge.

Les régions concernées sont celles qui correspondent à la réalité, où: dans la région Brunca 49,6% des ménages sont en situation de pauvreté et dans la région Chorotega (la zone agricole du pays) 49,1% des ménages sont touchés. La région Huetar Atlantica, affectées par les inondations pendant les saisons des pluies, présente une incidence de 31% des ménages. Dans cette dernière il s'est donné une grande amélioration depuis 1987, dont le niveau correspondait à 35,2% des ménages. Cette réduction est due à l'intérêt mis par le gouvernement, pendant les dernières années, sur cette région avec de différents projets de développement.

La structure d'âge dénotée à travers les ACP est un peu étonnante à simple vue, car nous pourrions dire que ni les femmes, ni les étudiants, ni les vieux sont touchés par la

pauvreté. Mais cela est due à l'évaluation de la pauvreté de la population salariée. Dans la population salariée, les femmes représentent le 30% et de celles-là 15% se trouvent au-dessous de la ligne de pauvreté (ce qui représente le 4,5% de la population salariée). La situation par rapport aux hommes est différentes, car il représentent le 70% de la population salariée dont 26% sont dits pauvres.

Il est évident donc, par définition, que ni les enfants, ni les "vieux" sont inclus dans la population salarié.

2.2 LE CHOIX DES VARIABLES MIMIC

Après avoir vu l'existence d'une structure déterminée de la pauvreté des occupés salariés régional selon âge/sexes au Costa Rica, nous nous sentons capables, à ce moment-là, de choisir les variables les plus représentatives pour notre indice MIMIC-PAUVRETE.

Malgré certains inconvénients nous avons réussi à spécifier notre modèle MIMIC-PAUVRETE de la façon suivante:

1) nos variables endogènes seront le nombre de personnes au-dessous des 4/3 de la ligne de pauvreté représentant le niveau d'indigence ($Y1 = INGI$) et le nombre de personnes entre les 3/4 de Z et Z représentant la pauvreté ($Y2 = PAUV$). Pourquoi ne pas ne pas avoir pris le Head-Ratio ou le taux d'indigence par rapport à la population totale? Nous avons réalisé des essais d'ACP et des analyses des corrélations avec ces variables mais, tous les niveaux diminuaient fortement (OCU avait 83% et 82% de corrélation avec l'indigence et la pauvreté respectivement, AGRI 76% et 76% respectivement; INV 82% et 68% respectivement, etc.). Donc, nous avons choisi de travailler en termes absolus pour garder l'homogénéité dans notre modèle.

Etant donné que nos variables endogènes sont en nombres absolus, les autres variables choisies le sont également (pour rester avec un modèle homogène).

- 2) La variable explicative qui influence autant sur les indigents et les pauvres salariés est le nombre de sous-employés invisibles indépendants ($IND = X1$)
- 3) la variable explicative de l'indigence et de l'état de pauvreté ($X2$) est le nombre d'occupés ($X2 = OCU$)
- 4) la variable explicative du nombre de pauvres salariés et de l'état de pauvreté ($X3$) est le nombre d'individus de la force de travail dans le secteur de la construction ($X3 = CONS$)
- 5) dernièrement, la variable qui affecte directement l'état de pauvreté est le nombre de chômeurs. Cette même variable sera choisie pour évaluer les effets des transferts entre les pauvres.

où b_2 nous montrera l'effet de transfert, car il représente l'effet direct de l'état de pauvreté que le nombre des pauvres salariés. L'état de pauvreté est caractérisée par un ensemble de facteurs qui affecte la pauvreté, tandis que Y_1 et Y_2 sont liés au montant du revenu au-dessous de la ligne de pauvreté.

Cette spécification étant faite il convient de réaliser l'analyse et l'interprétation des résultats.

2.2.1 Résultats

L'analyse des résultats portera d'abord sur l'estimation de la forme réduite du modèle, et ensuite le calcul de l'indice de pauvreté, le classement des régions et finalement l'effet des transferts.

Estimation forme réduite

Les données de la forme réduite, comme nous le savons couvrent les cinq régions de planification restantes (Chorotega = H, Brunca = B, Pacifico = P, Huetar Atlantica = A, Huetar Norte = N) selon le sexe (homme: H, femme:F) et la structure d'âge (9 classement sans

compter les mal spécifier). Nous présentons les résultats de l'estimation réduite et de l'état de pauvreté:

$$\begin{array}{l} \text{INCI} \\ \text{(t-student)} \end{array} = 0,9461\text{IND} + 0,0329\text{OCU} + 1,0070\text{CONS} + 0,9325\text{CHOM} - 21,5229$$

$$\begin{array}{cccccc} & (4,73) & (2,89) & (4,56) & (3,77) & (-0,39) \end{array}$$

Coefficient de corrélation multiple: $R^2 = 0,77$

F - Fischer: 70,089

$$\begin{array}{l} \text{PAUV} \\ \text{(t-student)} \end{array} = -0,0337\text{IND} + 0,0193\text{OCU} + 0,825\text{CONS} + 0,4502\text{CONS} + 13,6924$$

$$\begin{array}{cccccc} & (-0,42) & (3,32) & (9,24) & (4,03) & (0,63) \end{array}$$

$R^2 = 0,85$

F = 116,75

$$\text{MIMIC-PAUVRETE} = 0,0399\text{OCU} + 1,0070\text{CONS} + 0,9325\text{CHOM}$$

Nous observons d'abord que les coefficients de régression associés présentent les signes attendus; sauf le cas des occupés "invisibles" indépendants sur la pauvreté (Y_2) qui en plus n'est pas représentatif ($t = -0,42$). Les salaires des occupés "invisibles" indépendants sont très bas et plutôt liés avec le niveau d'indigence qu'avec la pauvreté des salariés.

D'autre part, l'état de pauvreté des salariés au Costa Rica est lié au secteur de la construction et au nombre de chômeurs (nous devons signaler que le secteur de la construction est le plus sensible aux crises) Le nombre d'occupés exerce une influence moins forte.

Le classement établi est le suivant:

 TABLEAU DES NIVEAUX DE PAUVRETE TRIES PAR ORDRE DECROISSANT

BH39 :	1960.20076	*
AH39 :	1758.95035	*
PH39 :	1714.99170	*
BH19 :	1674.59518	*
HH39 :	1513.13496	*
AH19 :	1418.54108	*
AH24 :	1379.72735	*
PH24 :	1286.34742	*
HH24 :	1248.00463	*
HH19 :	1239.32441	*
AH29 :	1212.04908	*
BH24 :	1174.10046	*
PH49 :	1127.25915	*
HH29 :	1109.28415	*
PH19 :	1078.47042	*
HH49 :	987.60416	*
BF49 :	980.42480	*
BH29 :	952.60631	*
BH49 :	868.32113	*
PH29 :	820.24227	*
AH59 :	801.40097	*
NH24 :	796.24018	*
NH39 :	785.87605	*
HH59 :	776.57824	*
AH49 :	766.99764	*
NH19 :	661.53497	*
NH29 :	610.37978	*
BH59 :	520.12572	*
NH49 :	464.03978	*
AF39 :	391.30213	*
HF24 :	377.16061	*
HF39 :	372.17090	*
NF24 :	362.48211	*
BF29 :	347.33376	*
HF29 :	324.83246	*
PF39 :	323.24530	*
AH14 :	322.04069	*
BH69 :	295.34538	*
HH69 :	290.11311	*
BF24 :	282.57616	*
BF19 :	267.40430	*
NH59 :	264.17816	*
AF24 :	246.60699	*
NF39 :	245.52902	*
HF19 :	233.67387	*
NF29 :	215.10354	*
AF49 :	213.71762	*
NF19 :	200.90152	*
PF19 :	200.46377	*
NH14 :	197.60330	*
HF49 :	182.32711	*
BH14 :	180.46306	*
NF49 :	172.22549	*
AF19 :	164.91978	*
PH59 :	164.54704	*
PH14 :	163.48578	*
BF39 :	159.45153	*
AF29 :	156.15128	*
AH69 :	141.40801	*
PF49 :	132.82558	*

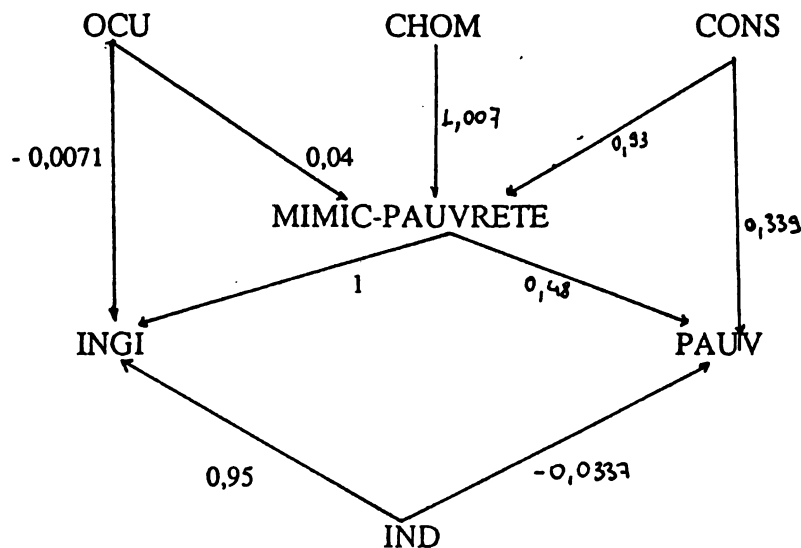
HH70 :	117.57348	*
NH69 :	116.45443	*
BF59 :	109.80885	*
PF29 :	108.56817	*
PH69 :	102.62920	*
PF24 :	94.82097	*
BF14 :	75.52078	*
HF59 :	68.49622	*
PH70 :	67.18220	*
AF14 :	54.47255	*
BH70 :	46.51669	*
AF59 :	42.64030	*
PF59 :	41.16167	*
NH70 :	40.08268	*
HH14 :	34.92748	*
NF14 :	33.12915	*
HF69 :	28.53343	*
NF59 :	17.66355	*
AH70 :	17.38381	*
AF69 :	15.62545	*
NF69 :	14.58642	*
HF14 :	13.26765	*
PF69 :	12.12865	*
BF69 :	9.43122	*
BF70 :	7.11338	*
HF70 :	6.71375	*
PF14 :	4.59572	*
AF70 :	3.87639	*
NF70 :	3.35687	*
PF70 :	3.03717	*

où:

- 14: âge de 12 à 14 ans
- 19: âge de 15 à 19 ans
- 24: âge de 20 à 24 ans
- 29: âge de 25 à 29 ans
- 39: âge de 30 à 39 ans
- 48: âge de 40 à 49 ans
- 59: âge de 50 à 59 ans
- 69: âge de 60 à 69 ans
- 70: de 70 ans ou plus

Par exemple: HH14 signifie la population de 12 à 14 ans comprises dans la région Chorotega
ou BF49 est la population féminine de 39 à 49 ans de la région Brunca

Cependant pour mieux comprendre les divers effets qu'exerce chacune des exogènes sur les deux indicateurs de pauvreté, ainsi que l'état de pauvreté, observons les coefficients de la forme structurelle:



nous observons:

1) l'indice MIMIC-PAUVRETE a un effet direct sur la pauvreté (b_2) de 0,48. En terme d'élasticité cela signifie que si l'état de pauvreté augmente de 1% alors le nombre de pauvres salariés augmente de 0,483%. C'est justement ce coefficient que nous devons vérifier lors de la simulation des transferts des ressources

2) nous trouvons un effet direct négatif du nombre d'occupés sur le niveau d'indigence, c'est-à-dire qu'à ce niveau d'occupation et d'indigence, le nombre d'occupés affecte surtout l'activité économique. Par contre son effet positif sur la pauvreté est réalisé à travers de l'état de pauvreté.

3) L'influence la plus importante sur le nombre d'indigents et pauvres salariés vient de l'état de pauvreté

4) la classification par région nous montre la faible importance des femmes sur la pauvreté des salariés, ainsi que celles des "vieux" et des enfants (nous devons signaler qu'au Costa Rica il n'existe presque pas cette masse de main d'oeuvre pas chers des enfants de 8-14 ans), ainsi que l'importance de la pauvreté dans la région Brunca et Atlantica suivies des régions Chorotega et Pacifique, et finalement la région du Nord.

L'analyse par âge montre que ce sont surtout les hommes de 24-39 ans de la population salariée les plus affectés par la pauvreté.

Maintenant il nous reste qu'à passer à la phase des simulations.

2.3 SIMULATION

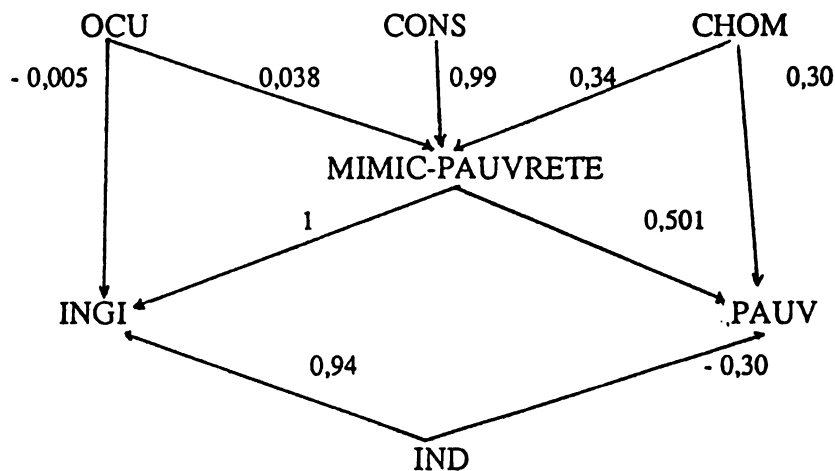
Pour évaluer l'effet des transferts des ressources entre les pauvres nous avons réalisé la simulation suivante: nous avons augmenté le nombre des pauvres pour évaluer son effet sur l'indice MIMIC et la pauvreté des occupés salariés.

2.3.10 Augmentation de la pauvreté

L'augmentation de la pauvreté nous l'avons analysée en augmentant de deux tiers le nombre de chômeurs des observations les plus pauvres, sans transfert. Nous avons considéré cette variable uniquement pour éviter le double effet de la construction et des occupés.

Les résultats sont les suivants:

$$\text{MIMIC-PAUVRETE} = 0,0379\text{OCU} + 0,989\text{CONS} + 0,338\text{CHOM}$$



Nous observons alors que l'effet d'augmenter le nombre de chômeurs comme signe d'accroissement de l'état de pauvreté augmente le nombre des pauvres salariés, plus qu'un transfert des ressources.

Dans ce cas précis b_2 est passé e 0,48 à 0,51, c'est à dire que l'élasticité du nombre de pauvres salariés par rapport à l'état de pauvreté a eu augmentation de 6%.

A forme de conclusion de cette partie nous pouvons dire que, même si nos données ne sont pas les plus adaptées à notre modèle MIMIC, nous pouvons apprécier les effets de transferts à travers de notre indice MIMIC-PAUVRETE. Car les résultats ont été comme prévus: une augmentation de l'état de pauvreté a un effet plus important sur la pauvreté que le transfert des ressources entre pauvres; l'augmentation de l'état de pauvreté affecte surtout les hommes occupés salariés de 24 et 39 ans; et ce sont les régions Brunca et Atlantica les plus affectés.

ANNEXE

CORRELATIONS

VARIABLES	INDI (%)	PAUV (%)
POPTOT		
OCU	89	91
CES	56	65
PART	66	66
TOCU	65	72
TDES	66	73
SECACT		
AGRI	83	78
CONS	88	79
SUB	85	75
INV	86	75
PERM	84	72
SAL	81	78
IND	64	44
RINV	86	75
RSAL	17	15
CHOM	43	56

Malnutrition, Mortality and Public Action

Raghav Gaiha
Faculty of ^{Ma}Management Studies
University of Delhi (India)

Marco Spinedi
Nomisma
Bologna (Italy)

February, 1992

Malnutrition, Mortality and Public Action*

Conventional indices of poverty (such as the head-count ratio) do not capture all aspects of deprivation that large segments of the population experience in developing countries. Often, therefore, estimates of poverty are supplemented by certain social indicators.¹ Among these, infant and child mortality rates are of considerable importance. The present paper concentrates on these two indicators, and their determinants. Following the seminal contribution of Dreze and Sen (1990), the critical role of public action in influencing infant and child mortality rates is elaborated. The distinction between adversarial and collaborative roles of public action is emphasised, and illustrations of these distinct but mutually reinforcing roles are provided. In particular, it is argued and demonstrated that many low income developing countries could achieve significant progress through effective public action.

That substantial progress was achieved despite an unfavourable economic environment in much of the developing world during the 1980s - specifically, unsustainable macro imbalances and the consequent cutbacks in food subsidies and other components of public expenditure devoted to health care and education - is significant. While it would have been worthwhile to analyse the (short-term) impact of structural adjustment programmes on infant/child mortality, it has not been attempted because of methodological difficulties and data limitations. As argued elsewhere, counterfactual macro simulations are not easy to integrate with micro formulations. (Gaiha, 1991). Also, their data requirements are quite demanding.

For all these reasons, all that can be attempted is some broad conjectures on the likely impact of structural adjustment. The objective of the present analysis is, therefore, modest as it focuses on the experience during the 1980s. This experience, however, is arguably of sufficient interest in itself to merit a detailed investigation.

The scheme of this paper is as follows: In Section 1, changes in the infant mortality rate by region during the 1980s are reviewed. (A similar analysis of changes in child mortality could not be carried out as we did not have access to comparable estimates of child mortality over this period). This is followed by an econometric analysis of determinants of infant and child mortality rates in Section 2. Section 3 assesses the incidence of malnutrition and investigates the relationship between malnutrition and child mortality on the one hand and between infant mortality and fertility on the other. Section 4 discusses briefly and somewhat selectively the role(s) of public action. The paper concludes with some observations in Section 5.

Section 1

Reduction in Infant Mortality

Over the period 1978-80 to 1985-87, the infant mortality rate registered a sharp reduction in developing countries.^{2,3} The (median) rate in Sub-Saharan Africa fell from 126 in 1978-80 to about 112 in 1985-87; in the Near East and North Africa, from 102 to about 77; in Asia and the Pacific, from 53 to a little over 46; and, in Latin America and the Caribbean, from 59 to over 47. Thus, in terms of this indicator, Sub-Saharan Africa's achievement was the lowest. The range of course was large in each region. In Sub-Saharan Africa, for example, the lowest figure was 24 and the highest was 171 in 1985-87.

Several countries in Sub-Saharan Africa achieved low rates of infant mortality in 1985-87 (relative to the median). Some notable examples are Mauritius (24), Botswana (about 69), Zimbabwe (about 74) and Zambia (about 82). In sharp contrast, in many other countries e.g. Mali (171), the infant mortality rate continued to be high.

The Near East and North Africa also presents a mixed picture, with only a few countries with high infant mortality rates. Among those with impressive achievements were Cyprus (about 13), Jordan (46) and Tunisia (over 61). At the other extreme were Yemen A.R. and Yemen P.D.R. (119 and 123, respectively). The performance of Saudi Arabia (about 74) and Libya (85) - two of the richest countries in this region - was unimpressive.

Several countries in Asia and the Pacific recorded impressive achievements, notably Malaysia (about 25), Republic of Korea (26), Sri Lanka (over 34) and the Philippines (over 46). In a few countries,

however, the infant mortality rate continued to be well above 100 (in Pakistan, for example, it was over 111 in 1985-87).

In Latin America and the Caribbean, notable achievements occurred in Jamaica (about 19), Costa Rica (above 18), and Chile (about 21) while in Brazil infant mortality continued to be much higher (about 65) in 1985-87.

Most countries which achieved low rates of infant mortality (e.g. Botswana, Mauritius, Sri Lanka, Republic of Korea, Chile, Costa Rica and Jamaica) were either low income (Sri Lanka) or lower middle income countries (e.g. Botswana, Mauritius, Chile, Costa Rica and Jamaica) which maintained high levels of public expenditure devoted to social services (relative to national income).⁴ In sharp contrast, the performance of some of the more affluent countries (notably Brazil) remained unimpressive during the 1980s.⁵

Did countries with high infant mortality rates in 1978-80 achieve larger reductions over the period 1978-80 to 1985-87? In order to examine this, rank correlation coefficients were computed. For the aggregate sample, the rank correlation coefficient worked out to be $-.703$ which was significant at the 5% level. This implies that the higher the (base year) infant mortality rate the lower was the (percentage) reduction in it over the period in question. A similar pattern at the regional level is confirmed in only the sub-sample of African countries. The rank correlation coefficient turned out to be $-.721$ which was significant at the 5% level.⁶

Section 2

Determinants of Infant and Child Mortality

In this section, some of the factors underlying infant and child mortality rates are analysed. The analysis is based on data pooled from different sources, viz., the UNICEF, UNDP and the World Bank, covering a large number of developing countries during the 1980s. An econometric analysis was carried out to identify and assess the relative contribution of some proximate determinants. Although data limitations precluded consideration of more than a few health and literacy indicators which impinge on infant and child mortality, some useful insights emerge from this analysis.

(a) Specification

The equation used for analysing cross-country differences in the infant mortality rate is given below:

$$\text{IMR}_i = \alpha + \beta_1 \text{HEALTH}_i + \beta_2 \text{THP}_i + \beta_3 \text{WTR}_i + \beta_4 \text{SNTN}_i + \beta_5 \text{FLTRCY}_i + \dots \quad (1)$$

In equation (1), cross-country differences in the infant mortality rate, IMR, are hypothesised to depend on access to (general) health services, HEALTH, whether births were attended by trained health personnel, THP, access to drinking water, WTR, access to sanitation, SNTN, and an index of female literacy (as a proxy for the proportion of literate mothers), FLTRCY. The subscript i refers to country, and the error term is suppressed.

A similar specification was used for analysing cross-country differences in the (under 5) child mortality rate, U5MR.

$$\begin{aligned} \text{U5MR}_i = & \alpha + \beta_1 \text{HEALTH}_i + \beta_2 \text{IMMN}_i + \beta_3 \text{WTR}_i + \\ & \beta_4 \text{SNTN}_i + \beta_5 \text{FLTRCY}_i \dots\dots (2) \end{aligned}$$

where IMMN denotes the percentage of one year old children who were immunised (against TB, DPT, Polio and Measles), and all other variables have the same connotation as before. The subscript i refers to country, and the error ^{term} is omitted.

Some observations on this specification are necessary. An issue is exclusion of (per capita) income from the explanatory variables. If income is endogenous to labour supply decision, the use of the former as an explanatory variable would be problematic. In order to get round the endogeneity of income, often instruments are employed. Since in a cross-country analysis such as this instruments (e.g. non-wage income, assets) may be considerably less reliable, it is doubtful whether the coefficient(s) would be robust. It is likely, for example, that with poor instruments the bias may reduce but the variance may be larger. (Alderman, 1990, Behrman, 1991). Another difficulty with income as an explanatory variable is its multicollinearity with some of the explanatory variables (e.g. access to (general) health services). To the extent therefore income has an independent effect on infant/child mortality, the coefficients of the included variables (e.g. access to health services, sanitation, etc.) would be biased upward (in terms of the absolute value of these coefficients). As regards health and other related services, there may be substantial differences in the resources that are

supposed to be available and those that are actually available in each facility (e.g. timely availability of drugs). Consequently, a failure to take this divergence into account may distort the results. (Thomas, et.al,1991). The 'lags' between infant/child mortality and some of the explanatory variables may also make a difference. For example, lack of access to (general) health services, sanitation, etc., over a period of time may have a stronger association with infant/child mortality. One approach then would be to include the lagged values of these explanatory variables as well. But this would have restricted the analysis to a smaller sample. Finally, the choice of a linear functional form may not be appropriate as non-linearities between infant/child mortality and some of the explanatory variables (e.g. female literacy) cannot be ruled out. This is a refinement that requires extensive experimentation which was not feasible when this analysis was undertaken.

Equations (1) and (2) were estimated with a cross-country sample of 36 developing countries, with observations spread over the 1980s. The OLS results, with the standard errors corrected for heteroscedasticity, are displayed in Tables 1 and 2.⁷

(b) Results

The OLS results, shown in Table 1, suggest that the IMR and access to (general) health services were inversely related - that is, other things being equal, the greater the access to health services, the lower was the IMR. The effect of the presence of trained health personnel was also significantly negative - the higher the percentage of births attended by trained health personnel, the lower was the IMR.

Finally, the higher the proportion of literate females (as a proxy for the proportion of literate mothers) the lower was the IMR. The overall explanatory power of the equation was good.

Table 1

OLS Results on Determinants of IMR in Developing Countries in 1980s.

<u>Explanatory Variables</u>	<u>Estimated Coefficients¹</u>	<u>t - Values</u>
HEALTH	-0.363**	-1.61
THP	-0.327*	-1.94
WTR	-0.172	-1.04
SNTN	0.005	0.03
FLTRCY	-0.764*	-4.39
Constant	171.888	12.664

$$R^2 = .792$$

$$\bar{R}^2 = .757$$

$$F\text{-Ratio} = 22.89^*$$

$$SEE = 20.510$$

$$N = 36$$

1. * denotes significance at the 5% level.
 ** denote significance at the 10% level.

The absence of a significant relationship between the IMR and the remaining two explanatory variables viz., access to drinking water and sanitation, does not imply ^{that} these explanatory variables do not matter. They do.

Table 2OLS Results on Determinants of U5MR in
Developing Countries during 1980s.

<u>Explanatory Variables</u>	<u>Estimated Coefficients¹</u>	<u>t - Values</u>
HEALTH	-0.698*	-2.100
IMMN	0.390	0.972
WTR	-0.558*	-2.049
SNTN	-0.307	-1.063
FLTRCY	-1.191*	-3.576
Constant	241.788	14.915

$$R^2 = .811$$

$$\bar{R}^2 = .780$$

$$F\text{-Ratio} = 25.851^*$$

$$SEE = 30.384$$

$$N = 36$$

If their effects are not captured in the regression analysis, one reason is ^{multi}collinearity of these variables with some other explanatory variables. For example, access to sanitation and female literacy are collinear.⁸

In order to assess the relative importance of the factors considered here, the elasticities of the IMR with respect to each of the (statistically) significant variables were computed. These elasticities are shown in Table 3.

Table 3
Elasticities of IMR¹

			<u>Elasticities</u>
$\frac{\partial \text{IMR}}{\partial \text{HEALTH}}$	$\frac{\overline{\text{HEALTH}}}{\overline{\text{IMR}}}$	=	(-) .385
$\frac{\partial \text{IMR}}{\partial \text{THP}}$	$\frac{\overline{\text{THP}}}{\overline{\text{IMR}}}$	=	(-) .187
$\frac{\partial \text{IMR}}{\partial \text{FLTRCY}}$	$\frac{\overline{\text{FLTRCY}}}{\overline{\text{IMR}}}$	=	(-) .733

1. (a) All elasticities are computed at median values of the variables considered.
- (b) $\overline{\text{IMR}}$, $\overline{\text{HEALTH}}$, $\overline{\text{THP}}$ and $\overline{\text{FLTRCY}}$ denote median values of variables as defined in the text.

These elasticities suggest that the IMR is most responsive to female literacy, followed by access to health services and, finally, to the presence of trained health personnel at the time of birth. Female literacy (or, mother's literacy) thus has a key role in reducing infant mortality.

Table 4
Elasticities of U5MR¹

			<u>Elasticities</u>
$\frac{\partial \text{IMR}}{\partial \text{HEALTH}}$	$\frac{\overline{\text{HEALTH}}}{\overline{\text{U5MR}}}$	=	(-) .488
$\frac{\partial \text{IMR}}{\partial \text{WTR}}$	$\frac{\overline{\text{WTR}}}{\overline{\text{U5MR}}}$	=	(-) .300
$\frac{\partial \text{IMR}}{\partial \text{FLTRCY}}$	$\frac{\overline{\text{FLTRCY}}}{\overline{\text{U5MR}}}$	=	(-) 1.261

1. (a) All elasticities are computed at median values of the variables considered.
- (b) $\overline{\text{U5MR}}$, $\overline{\text{HEALTH}}$, $\overline{\text{WTR}}$ and $\overline{\text{FLTRCY}}$ represent median values of the variables as defined in the text.

As regards the U5MR, access to (general) health services had a negative effect - that is, the greater the access to health services in a (sample) country, other things being equal, the lower was the U5MR. Access to drinking water was also associated with a lower U5MR. Finally, female literacy and the U5MR were inversely related. The overall explanatory power of the equation was good.

The absence of a significant association of immunisation and sanitation, respectively, with the U5MR is attributable to collinearity between explanatory variables (e.g. between IMMUN and HEALTH, and between SNTN and FLTRCY).⁹ While these two explanatory variables (SNTN and IMMUN) matter, their separate effects are not captured here.¹⁰

The elasticities of the U5MR with respect to each of the (statistically) significant explanatory variables are shown in Table 4. The U5MR is most responsive to female literacy, followed by access to (general) health services and then to access to drinking water. As in the case of infant mortality, female literacy (or, mother's literacy) has a key role in reducing child mortality as well.¹¹

It is striking that both IMR and U5MR are so sensitive to female (maternal) literacy. In recent econometric studies, the role of maternal literacy has been examined in detail. In two studies based on Nicaraguan data, for example, Wolfe and Behrman (1987) and Behrman and Wolfe (1987) note that the impact of maternal schooling on infant mortality/child health is often exaggerated. In the former, their standard estimates suggest a strong positive impact

of mother's schooling on child health. When they control for maternal unobserved childhood - background - related characteristics, however, the coefficient of mother's schooling ceases to be significant. They, therefore, conclude that the standard results on the impact of maternal schooling on infant mortality/child health may be misleading due to the failure to control for maternal endowments. But some other pieces of econometric evidence do not support this view. Thomas et.al (1990), for example, argue that the inclusion of maternal height, which may be considered a proxy for maternal endowments, does not reduce the additional impact of education on child survival. So, while it is plausible that this impact is sometimes exaggerated - including in the analysis reported here - it is an overstatement that maternal schooling has no impact.

Section 3

Malnutrition and Child Mortality

First, three anthropometric measures of nutritional status are described; second, the incidence of malnutrition among children by gender is examined; third, disparity in malnutrition between rural and urban areas is assessed; and, finally, the relationship between malnutrition and mortality among children (0-59 months) is examined.

(a) Anthropometric Measures of Malnutrition

Three anthropometric measures of malnutrition are used here:

(i) low weight-for-height (wasting), (ii) low height-for-age (stunting) and (iii) low weight-for-age (underweight). Wasting occurs when a child's weight-for height falls below a cut-off point for the reference population.¹² It indicates current acute malnutrition resulting from failure to gain height or actual weight loss. Causes include inadequate food intake, incorrect feeding practices, disease/infection, or, more usually, a combination of these factors. Stunting is indicated by low height-for-age relative to a cut-off point for the reference population. It is an indicator of cumulative deficient growth. It is associated with chronic insufficient protein/energy intake, frequent infection and low socio-economic status. Underweight is a composite measure of stunting and wasting, and is measured by low weight-for-age. This indicator is an overall measure of malnutrition. The analysis reported here is based on data provided in a recent UNICEF study.¹³ In most cases, the data cover the 1980s. The reference population refers to children in the age-group of 0-59 months. For convenience of analysis, the sample observations on nutritional status are grouped into three regions, viz. Africa (including the Near East and North Africa), Asia, and Latin America and the Caribbean.

(b) Malnutrition by Gender

About 6% of the male children were wasted in Africa.¹⁴ The range for wasting within the sample for this region was large, i.e. 1.4% to 16.3%. The percentage of wasted female children in this

region was smaller (over 4%). So also was the range (i.e., from about 1% to about 10%). Thus, the incidence of wasting was higher among the male children in Africa.¹⁵ Within Asia, over 14% of the male children were wasted. The range for wasting within the sample was from over 6% to over 18%. On the other hand, among the female children, the incidence of wasting was over 13%, with the values of wasting ranging from over 5% to about 15% in the sample. The incidence of wasting was thus slightly higher among the male children in Asia.¹⁶ Within Latin America and the Caribbean, well over 2% of the male children were wasted, with the values of wasting ranging from under .50% to about 9%. The incidence of wasting was even smaller among the female children (well over 1%) but the range was similar to that for the male children (i.e. from .50% to over 9%). Thus, in terms of this indicator, the female children fared slightly better.¹⁷

In Africa, the percentage of stunted male children was higher than the corresponding percentage among the female children (about 30% and about 27%, respectively). The range for stunting was also slightly larger among the male children (over 17% to over 59%, and from about 17% to about 54%, respectively).¹⁸ Within Asia, stunting was slightly more prevalent among the female children relative to the male children (over 37% and under 37%, respectively). The ranges for stunting were similar (from over 22% to over 59%).¹⁹ Within Latin America and the Caribbean, the incidence of stunting was higher among the male children (over 24% compared with over 21% among the female children). The ranges for stunting were similar in both cases (about 5% to about 59%).²⁰

In Africa, the percentage of underweight male children was slightly higher than the corresponding proportion of female children

(over 23% and 22%, respectively). The ranges, however, were similar (10% to 40%).²¹ In Asia, the percentage of underweight female children was higher relative to the male children (about 47% and 43%, respectively). The range for the former was also slightly larger (from over 26% to over 62% as against from over 25% to 60% for underweight male children).²² In Latin America, the percentages of underweight male and female children were nearly equal (about 13%), but the range for underweight male children was slightly larger (from over 6% to about 39% as against about 8% to over 36% for underweight female children).²³

Whether the results are sensitive to alternative weight and height norms is investigated in a recent study based on data for Sub-Saharan Africa (Svedberg, 1988). Suffice to note here that largely similar results were obtained, confirming the greater nutritional risk among the male children.²⁴

(c) Malnutrition in Rural Areas

In Africa, the (median) percentage of wasted children was higher in rural areas relative to urban areas (about 6% and over 5%, respectively). The range was also larger in rural areas (from about 1% to over 24% as against a range of 1% to over 21% in urban areas).²⁵ In Asia, the incidence of wasting was also higher in rural areas (the median percentages being over 8% and about 7% in rural and urban areas, respectively). The range for rural areas, however, was narrower (from 6% to over 13% as against a range of over 3% to over 13% in urban areas).²⁶

In Latin America, the percentages of wasted children did not differ between rural and urban areas (the values being over 1% in

both cases) but the ranges did (from about 1% to over 14% in rural areas as against a range of about 1% to about 11% in urban areas).²⁷

In Africa, the incidence of stunting was markedly higher in rural areas (over 33% as against over 21% in urban areas). The range was also higher in rural areas (from over 20% to about 49% as against a range of about 12% to about 36% in urban areas).²⁸ In Asia, the incidence of stunting was much higher in rural areas (the percentages being about 39% and about 22% in rural and urban areas, respectively). The ranges varied substantially between rural and urban areas (from over 24% to about 63% and from over 11% to over 48% in rural and urban areas, respectively).²⁹ In Latin America, the percentage of stunted children was also considerably higher in rural areas relative to urban areas (over 35% and over 21%, respectively). So also was the range for stunted children (from 5% to over 62% in rural areas as against 5% to over 47% in urban areas).³⁰

As regards the percentage of underweight children, a broadly similar pattern emerged. In Africa, the percentage of underweight children was considerably higher in rural areas (the values being about 26% and over 17% in rural and urban areas, respectively). The range for underweight children was also considerably larger in rural areas (from over 13% to 52% as against from over 5% to over 28% in urban areas).³¹ In Asia, the percentage of underweight children in rural areas exceeded that in urban areas (the median values being about 47% and over 34% in rural and urban areas, respectively). The range for the share of underweight children was also wider in rural areas (from over 27% to about 79% in rural areas as against from about 12% to over 58% in urban areas).³² In Latin America, as else-

where, the share of underweight children was higher in rural areas (the percentages being over 16% and about 10% in rural and urban areas, respectively). The range was also larger in rural areas (from over 8% to over 36% as against a range of 5% to over 25% in urban areas).³³

(d) Malnutrition and Mortality

Severe malnutrition increases the risk of mortality among children.³⁴ This is indicated by UNICEF data for 29 developing countries during the 1980.³⁵ In Figure 1, the USMR is plotted against a measure of severe malnutrition, i.e. severely stunted children as a percentage of total stunted children. The graph suggests that the higher the proportion of severe stunting, the higher was the mortality rate of children under 5 years of age. This is further confirmed by the rank correlation coefficient which was as high as .68. This coefficient was statistically significant at the 1% level, implying that the rankings of countries in respect of the USMR and the incidence of severe stunting were similar.³⁶

(e) Mortality and Fertility

Poverty and rapid population growth reinforce each other in a number of ways. Low wages, inadequate education and high infant mortality - all linked to poverty - contribute to high fertility rates and thus to rapid population growth.³⁷ The UNICEF data for the 1980s confirm that infant mortality was closely associated with high fertility. (See Figure 2). The rank correlation coefficient, .67, was statistically significant at the 1% level. This implies that the rankings of

Fig. 1: U5MR AND SEVERE STUNTING
IN DEVELOPING COUNTRIES

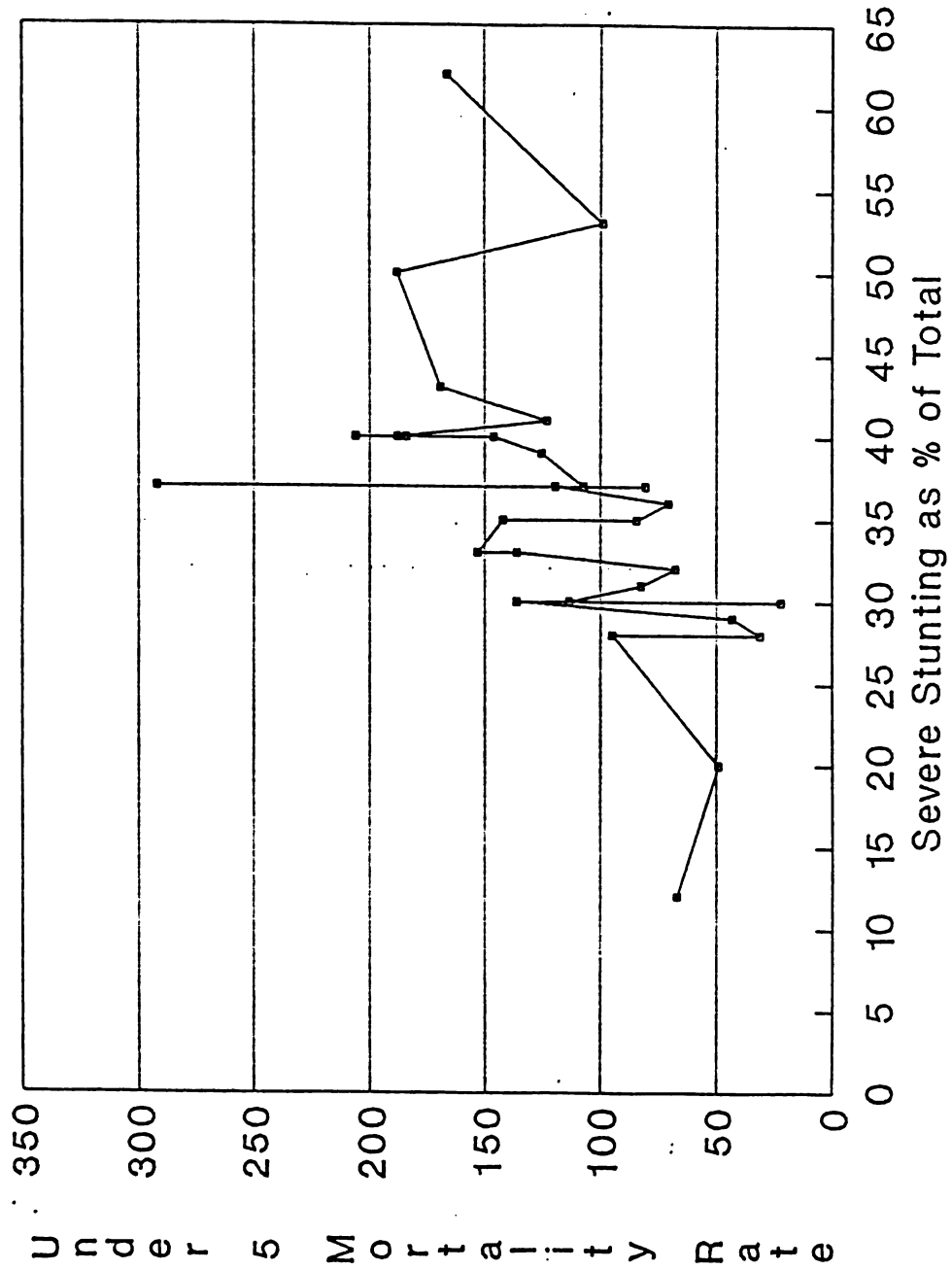
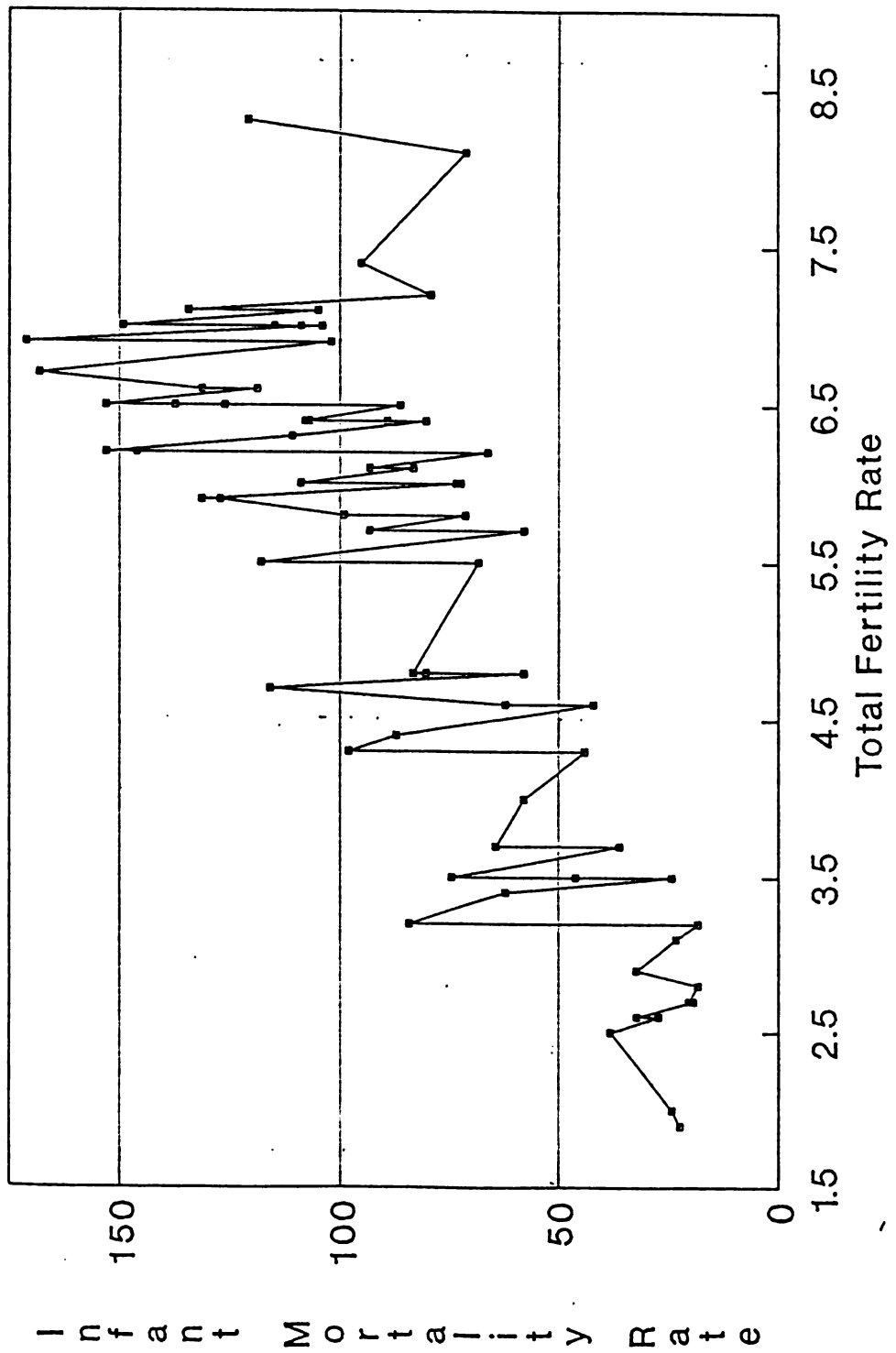


Fig.2: Infant Mortality Rate & Fertility
in Developing Countries



countries in respect of infant mortality and fertility were very close. To the extent that infant mortality is causally linked to fertility, reducing infant mortality may be a necessary step towards reducing fertility. This conclusion is reinforced by econometric studies which examine the biological and behavioural responses of fertility to infant/child mortality.³⁸

Section 4

Markets, Prices, and Public Action

Public provision of goods/services for merit wants e.g. health care, education, is rationalised on the grounds that, left to themselves individuals may spend much less on these goods/services than what is considered socially desirable. In rural areas of developing countries, limited awareness of the benefits of health care and education combined with rudimentary private provision of these services would typically result in expenditure well below socially desirable levels.

Public support or action, however, is not limited to public provision. The former includes not just what the state does for the people but also what the people do for themselves. (Dreze and Sen, 1990) In this context, a distinction between collaborative and adversarial roles of community action is useful. When a community participates in implementing a programme (through, for example, persuading villagers to attend evening classes as part of an adult literacy programme), it is a collaborative role. A community may also exert pressure on local administration to provide certain basic amenities (e.g. to set up a primary health care centre) and thus cast itself in an adversarial role. As argued and illustrated below, both roles matter in the provision of services designed to meet merit wants.

From the review of reduction of infant mortality during the 1980s, it is evident that higher income alone may not necessarily result in a substantial reduction in infant mortality. A case in point is Brazil. Despite its affluence, Brazil's performance was unimpressive. What is indeed significant in this context is that many low income countries could achieve impressive results through effective public support or action. A notable example is Sri Lanka. (More on this later). A distinguishing feature of these economies was that they maintained high levels of public expenditure devoted to social services despite their low levels of income. A contrast is provided by another set of countries (e.g. Costa Rica) which sustained such expenditure at relatively higher (levels of) income.³⁹ This raises an issue: should developing countries wait for their income levels to rise before providing public support to the poor or should they follow the strategy pursued successfully by some developing countries of providing public support even at low levels of income? A general resolution of this choice is difficult. However, an important consideration favouring the latter strategy is the immediacy of public support to the poor in many developing countries. Considering the endemic deprivation in terms of ^{lack of} access to primary health care, sanitation and other basic amenities - especially in rural areas - immediacy of public support is undoubtedly an important consideration. Yet this cannot be an overriding consideration in so far as the social opportunity cost of public resources (i.e. the opportunity cost of investment foregone) is - usually non-negligible. Specifically, in the context of structural adjustment programmes requiring severe cut-backs in public expendi-

ture, the social opportunity cost of public resources devoted to health care, education, etc. may in fact be higher. Unavoidably, therefore, cost-effectiveness of public expenditure is now being given greater emphasis.

Given the overall budgetary outlay for services such as health care, education, etc., cost-effectiveness of such public expenditure could be enhanced in several ways, some of which are outlined below.⁴⁰

(i) In view of the strong interdependencies between health care, nutrition and education, simultaneous and well-coordinated interventions in these areas would yield better results. Since the cost of reaching target groups is often very high in developing countries due to the problems of access, communication and transport, it is most cost-effective to deliver an entire package of services when the target population does come in contact with the development bureaucracy.⁴¹ To illustrate, child nutrition supplementation programmes that are integrated into existing health delivery systems have proven to be far more cost-effective than programmes that have emphasised on-site nutrition supplementation alone. However, available evidence points to serious logistical problems in extending their coverage.⁴² It is, therefore, arguable that intensive programmes concentrated on a small area may be better than programmes replicated over vast areas (Lipton and van der Gaag, 1991).

(ii) Allocation of resources within the education and health sectors is often inefficient and inequitable. A larger share of education subsidies is assigned to higher education in spite of the overwhelming evidence documenting the higher social returns to primary education vis-a-vis secondary or higher education.⁴³ Not only do far

fewer individuals benefit from higher education subsidies as compared to primary education subsidies, but the beneficiaries typically come from affluent and privileged backgrounds. Also, there is some evidence suggesting underinvestment in women's schooling relative to men's. Specifically, private economic returns are similar for men and women, and often higher ^{for women} in countries where most educational resources now go to boys. The social returns to female education are high and exceed those to male education. The potential for more productive labour, better health and slower population growth all argue for more investment in female education. (Schultz, 1988, and Herz, et.al 1991).

(ii) Within the health sector, the overwhelming majority of public resources is spent on curative care, when services of a public-good nature, such as communicable disease control programme and preventive care, for which there is typically low private willingness to pay, should be subsidised, and those that generate private benefits, such as curative care, should be levied. Even within the curative care sector, a much larger proportion of resources goes to hospitals than to community health centres, although hospitals are much less cost-effective than health centres.⁴⁴ Hospitals typically cater to a relatively small and affluent group of urban patients, while community health centres address the health needs of the vast majority of the rural population.

(iii) User fees that are selectively imposed on specific services, for which there is private willingness to pay, and on certain groups - (e.g. middle and upper income, urban consumers) could yield revenues to expand primary education and primary health care facilities in rural areas and the quality of these facilities. At the same time, it is important not to discontinue subsidies, such as on health care,

food and education, for the poor. Recent evidence shows, for example, that the price responsiveness of health-care demand is much greater among the poor than among the non-poor.⁴⁵ Thus, an across the board increase in user fees could price the poor out of the organised health care system and make the utilisation of health services more unequal.⁴⁶

With a view to promoting female education, a possibility is to reduce the costs for girls more than for boys through special scholarships or the waiving of fees only for girls. Scholarship programmes can be made practical and effective. Close cooperation with the community, careful identification of target groups and 'tying' the scholarships to the student concerned or waiving fees as distinct from providing a commodity such as clothing (which can be resold) would ensure that scholarships work as intended.⁴⁷ Alongside, providing more flexible school hours, establishing child care facilities, and improving the community's supplies of wood and water can further decrease the opportunity cost of sending girls to school. (Herz et.al, 1991).

(iv) Alongside, community or public action in its collaborative and adversarial roles is of vital importance. (Dreze and Sen, 1990). While higher shares of public spending (an aspect of public support) devoted to basic services appear to be closely related to social progress (i.e. reduction in infant/child mortality), ... it should not be taken to imply that public expenditure is generally effectively targeted. It is, for example, well documented that health services are often skewed away from the people who need them most - the poor.⁴⁸ Extra spending on these services

will not automatically help the poor. The existing pattern of provision needs to be tilted in their favour in terms of both the quantity and quality. A key element in effective targeting is community action (another aspect of public support). A comparative analysis of three basic amenities, viz. food, health care and education in Bangladesh, India, Kerala (an Indian state) and Sri Lanka is revealing.⁴⁹ Both Sri Lanka and Kerala stand out with striking distinction. In the mid 1980s, Sri Lanka had one hospital bed for every 350 persons as against 1200 persons in India. More importantly, Sri Lanka has emphasised maternal health care which has contributed significantly to the reduction of infant mortality. As a result, almost all Sri Lankan mothers received pre-natal care as against a small fraction in India. Similarly, a comparison with all-India performance shows Kerala in a distinctly impressive light. For example, in 1977, there were 1975 hospital beds per million of population in Kerala as against 791 in India as a whole. More importantly, the health facilities were spread widely across the state instead of being concentrated in the urban areas, as is the case in the rest of India. It may be stressed, however, that it is not merely the physical volume of facilities that has made the difference. In fact, there are states in India which out perform Kerala in respect of some of the indices noted above. What has made the difference is the efficiency with which medical facilities have been used. In Kerala, for example, a highly health conscious population made sure that the existing facilities were effectively utilised. The educated and politicised people did not merely add to the health consciousness of the population (a collaborative role) but also saw to it that the existing rural health centres were fully geared to

their service (an adversarial role). More examples could be cited.⁵⁰ But the central insight remains - both availability and utilisation of basic services by the poor depend to a large extent on community initiatives.⁵¹

The key to social progress lies in combining effectively the market mechanism with public action (broadly interpreted). As pointed out above, provision of services such as health care and education through the market mechanism may fall short of what is considered socially desirable. Hence, public provision of these services would be justified. However, to the extent that there is a willingness to pay for certain services (e.g. hospitals), a selective user cost pricing procedure would not only be fair, but would also help in generating additional resources for expansion of services. (e.g. primary health centres) largely for the benefit of the poor. More effective targeting of those services on the poor could then be achieved through community initiative or action. Thus, there are strong complementarities between the market mechanism and public action, and substitution of one for the other may not be desirable. Indeed, public policy has to ensure that they are judiciously combined.

Section 5

Concluding Observations

Some observations are made below to put the analysis in perspective.

Despite a difficult economic situation, infant mortality registered impressive reductions in the developing world during the 1980s.

Even though the range within each region was large, some low income countries achieved significant reductions in infant mortality through effective public support. Equally impressive was the performance of a few of the (relatively) higher income countries which relied on public support. But high income per se was not enough to bring about a substantial reduction in infant mortality.

An econometric analysis of the determinants of infant and child mortality in a large sample of developing countries pointed to the crucial role of female literacy (as a proxy for mother's literacy), followed by that of access to (general) health services. Separate effects of access to sanitation and drinking water (on infant mortality) could not be captured due to some econometric difficulties. That these matter cannot of course be denied.

Although some recent econometric studies question the crucial role of maternal education in the absence of a control for maternal endowments, the evidence is far from consistent. A few other studies, for example, report a strong effect of maternal schooling even with a control for maternal endowments. There is thus a possibility of exaggerating the impact of maternal education in the present analysis but it is an overstatement that maternal education with a control for maternal endowments has a negligible impact.

Three anthropometric measures of malnutrition, viz. wasting, stunting and underweight, were considered. Except for a few South Asian countries, malnutrition was not typically higher among female children. Between rural and urban areas, however, there was a marked

disparity - the incidence of malnutrition was consistently higher in rural areas in all regions. A strong relationship was observed between severe stunting and child mortality rate - the higher the percentage of severely stunted among stunted children, the higher was the child mortality rate. Further, a strong relationship was also observed between infant mortality and fertility. Although the statistical analysis was not sufficient to establish causality, available econometric evidence pointed to a strong causal relationship between infant/child mortality and fertility. Reducing infant/child mortality may thus be a necessary step towards reducing fertility.

Whether developing countries should provide public support even at low levels of income or whether they should wait for income levels to rise before embarking on public support is a dilemma which cannot be easily resolved. However, given the endemic deprivation in many developing countries, immediacy of relief favours the strategy of

public support even at low levels of income. Yet this cannot be an overriding consideration, since the social opportunity cost of public resources is seldom non-negligible.

It was further argued that, even though there is a clear justification for public provision of merit goods/services (e.g. health care), it may be undesirable to supplant either the market mechanism by public support or vice versa. Since there are strong complementarities between the two, public policy has to ensure that they are judiciously combined. Selective user cost pricing of certain publicly provided services (e.g. hospitals) would not only be fair but would also generate additional resources for expansion of services for the poor (e.g. primary health centres) and improvement in their quality. In order to further improve the targeting of some of these services, community initiatives need to be promoted and strengthened. Given that public provision of these services is seldom effectively targeted on the poor - largely because of corrupt bureaucracy, poor communication, limited awareness - community involvement in their design and delivery can and does make a substantial difference.

Appendix 1

Measurement of Performance in Relation to Infant Mortality

The preceding analysis was confined to (percentage) change in the infant mortality rate during the 1980s. Specifically, the measure used takes into account the change in the infant mortality rate over this period divided by the base year value of the infant mortality rate, i.e.

$$(-) \frac{(IMR_t - IMR_{t+k}) \times 100}{IMR_t}$$

The higher the (absolute) value of this index, the greater was the improvement. This index is, however, problematic. One difficulty is that it does not take into account the need for greater effort in reducing infant mortality as it approaches the target rate (or the lower limit). Following Dasgupta (1989), therefore, an improvement index is constructed to reassess the performance of developing countries in reducing infant mortality. This index is specified as follows:

$$(-) \frac{(IMR_t - IMR_{t+k}) \times 100}{(IMR_t - 10)}$$

In this index, the reduction in infant mortality over a period is expressed as a ratio of the gap between the base year rate and the lower limit of 10.⁵² Since the values of the improvement index are comparable across regions and groups of developing countries classified on an income criterion, a comparative assessment is legitimate. (For ease of interpretation the negative sign is omitted).

The mean values of this index over the period 1978-80 to 1985-87 registered more than moderate increases : over 15% in Africa, over 22% in Asia and over 26% in Latin America. However, a t-test suggested that Latin America's performance was superior to that of Africa while in other pair-wise comparisons the mean differences were statistically not significant. Using another classification of developing countries i.e., into low income and lower middle income countries, it turned out that the mean value of the index for lower middle income countries was twice that of low income countries (over 25% and over 12%, respectively) and the difference was statistically significant (at the 5% level).⁵³ Yet it must be stressed that superior performance was not necessarily linked to income per se. More than a few low income countries recorded impressive performances. Notable examples are Sri Lanka (about 29%) and Indonesia (about 28%). Also, in the sub-sample of lower middle income countries, two countries performed better than any of the upper middle income countries:

... viz., Chile (over 60%) and Mauritius (about 47%). So, even though in general higher (per capita) income levels appeared to be associated with higher values of the improvement index, there were more than a few exceptions which illustrated that low income was not a barrier to achieving significant reductions in infant mortality. This reinforces our earlier conclusion.

In order to further investigate the nature of changes in the infant mortality rate, the rank correlations between the base year values and (alternative measures of) changes in the infant mortality rate were computed. These are shown in Table 5.

Table 5

Changes in the Infant Mortality Rate
in the 1980s

<u>Region</u>	<u>Rank Correlation Coefficients</u>	
	<u>Between IMR_t</u> <u>and $\frac{\Delta \text{IMR} \times 100}{\text{IMR}_t}$</u>	<u>Between IMR_t</u> <u>and $\frac{\Delta \text{IMR} \times 100}{(\text{IMR}_t - 10)}$</u>
(1)	(2)	(3)
(1) Africa	-.721*	-.782*
(2) Asia	-.60	-.943*
(3) Latin America	-.368	-.772*
<hr/>		
(1) Low Income Countries	-.484*	-.552*
(2) Lower Middle Income Countries	-.320	-.666*
(3) All Developing Countries	-.703*	-.857*

Notes: 1. $\Delta \text{IMR} = (\text{IMR}_t - \text{IMR}_{t+k})$

2. *Denotes significance at the 5% level.

Consider first the rank correlations region-wise. Although in each of the three regions the initial values and the percentage reduction in the infant mortality rate were negatively correlated,

the negative relationship was significant (at the 5% level) ^{only} for Africa. In sharp contrast, when the percentage reduction in infant mortality was replaced by the improvement index, the negative relationship was stronger and significant (at the 5% level) in each region. The latter set of rank correlation coefficients implies that in general in each region the higher the initial infant mortality the lower was the improvement. When countries were grouped by the level of (per capita) income, a similar relationship was observed. In general, the initial infant mortality rate was negatively correlated with the improvement index. This relationship was strongest in the aggregate sample (which included a small number of upper middle income countries as well).

In an inter-country comparison of well-being during the 1970s, Dasgupta (1989) explores the relationship of aspects of well-being to indices of political and civil rights.⁵⁴ On the basis of rank correlations, he infers that (a) political and civil liberties are positively and significantly correlated with per capita income and its growth, with improvements in infant survival rates and with increases in life expectancy at birth; and (b) per capita income and its growth are positively and significantly correlated, and they in turn are significantly correlated with improvements in infant survival rates and life expectancy at birth. These are somewhat surprising but important findings. As general inferences, they add an important new dimension to the analysis of well-being. However, it would be naive not to qualify these inferences. One major qualification arises from the fact that within each region some countries recorded impressive performances despite a poor record of political and/or civil liberties. Two illustrations from Asia suffice here. Consider Republic of Korea. The impressive reduction in infant mortality occurred despite a dismal record in political and civil liberties. Another illustrative case is Thailand. The substantial reduction in infant mortality was achieved despite a poor record of political and civil liberties. What these illustrations suggest is that there are different routes to achieving improvements in well-being.⁵⁵ The other important qualification is that this analysis is much too coarse for illuminating the rather complex linkages between the state, communities and markets. Specifically, it is necessary to examine the conditions under which community action ensures equitable access to certain basic goods and services (e.g. health care). It is not enough to show that political and civil liberties matter in general. That they do is not hard to imagine. What is perhaps not so straightforward is the specific ways in which community action is initiated⁵⁶ and strengthened to the benefit of the deprived and the vulnerable.

FOOTNOTES

* This paper extends an analysis completed recently for Food and Agriculture Organisation of the United Nations. Acknowledgments are due to Amartya Sen for his enthusiastic support, and to Gareth Jones, Apostolos Condos, D.B. Gupta, K.L. Krishna and Anil Deolalikar for stimulating discussions. The views expressed herein are the personal views of the authors.

1. Alternatively, a composite index such as the Human Development Index is constructed in the Human Development Report, 1990 (UNDP, 1990). While such an index may facilitate comparisons across countries and overtime, its construction is fraught with serious conceptual and measurement problems. The assigning of equal weights to different indicators in the above index, for example, is controversial (Kanbur, 1990). Instead, the presumption here is that each indicator is important in itself. A composite indicator, based on exact numerical weights may, therefore, be simplistic or pointless. While a set of indicators renders comparisons across countries and over time difficult, '.... the dominance partial ordering may indeed give many unequivocal judgments, of the overall living standard'. (Sen, 1987, p.30). A next step, as elaborated by Sen (1987), is to '.....confine the weights to certain ranges - possibly quite wide ranges - rather than opting for the overambitious programme of specifying an exact set of numerical weights. As the ranges of weights are narrowed, the partial ordering would get more and more extended.' (p.30). The point is that '.... the choice is not simply between no specification and complete specification of weights and that various intermediate possibilities exist and have much plausibility'. (Sen, 1987, p.30).
2. Most of the data were obtained from various World Development Reports, supplemented by some UNICEF reports. Despite a large and expanding number of national surveys such as those coordinated by the World Fertility Survey, numerous gaps remain, both in terms of countries for which no reliable data exist and in terms of countries with insufficient data from which to draw inferences about trends. Definitive comparisons of infant mortality across countries and over time are thus ruled out.
3. The infant mortality rate denotes number of deaths of infants under one year of age per 1,000 live births for a given year, while ^{Lthe} child mortality rate refers to number of deaths of children under 5 years of age per 1,000 of the children in the same age-group.
4. (a) The classification of developing countries on an income criterion follows that in World Bank (1990).
(b) Details of public expenditure devoted to social services will be furnished on request.

5. Following Das Gupta (1989), an improvement index for infant mortality is constructed in Appendix 1 as a basis for assessing inter-regional and intra-regional performances.
6. For Asia and the Pacific, and Latin America and the Caribbean, the rank correlation coefficients were $-.60$ and $-.368$, respectively. Neither of these was significant at the 5% level.
7. For a general, unknown form of heteroscedasticity, a procedure suggested by White (1978) is used. We are grateful to Anil Deolalikar for his valuable help in these computations.
8.
 - (a) Infectious diseases, for example, could be reduced through good hygiene, early diagnosis, treatment and child immunization. Improvements in water supply and waste disposal would greatly facilitate control of fecally related diseases but good personal hygiene, careful preparation of food and use of safe drinking water are also essential.
 - (b) It has infact been argued that maternal education is a complement to some goods (sewerage) and a substitute for others (health care). (Thomas et.al, 1989).
 - (c) Basu (1991) draws attention to a monotonic relationship between the mother's education and infant mortality in India.
9. Also, FLTRCY and IMMN are collinear. In a recent analysis based on Indian data for 1986-87, Minhas (1991) points out that the protection of children against Polio and DPT was the lowest in the illiterate groups in rural (15.0 and 10.6%) and urban (29.1 and 21.6%) areas, whereas in the adult female education group, say, primary but less than secondary, the corresponding figures were 35.2 and 28.2% in rural and 58.8 and 44.8% in urban areas. Of course, the utilisation of these services for children coming from households with higher levels of women's education (secondary and above) was even better.
10. A recent study (Manan, 1991) notes that immunization against the three major childhood diseases (Tetanus, Measles and Pertussis) has the potential for reducing infant mortality by 23% and child mortality (1-4 years) by as much as 47%.
11. An additional year of mother's schooling in either rural or urban sub-population is associated in many low income countries with a 5-10% reduction in child mortality, regardless of the tendency for these more educated women to reallocate their home time toward market activities. (Schultz, 1988).
12.
 - (a) In all cases, the cut-off point is less than 2SD from the median value of the NCHS reference population. The incidence of malnutrition is thus measured as the percentage of the population with anthropometric values less than this cut-off point.
 - (b) Note that the anthropometric norms are used to derive the relatively reliable upper limit for the number of those who are at nutritional risk. (Svedberg, 1991).
13. Carlson and Wardlaw (1990).

14. All comparisons in the main text are based on the median values unless stated otherwise.
15. A t-test (at the 5% level) confirmed that the mean percentage of wasted male children was higher than the corresponding mean of female children.
16. However, the difference in the mean percentages of wasted male and female children was statistically not significant.
17. However, the difference in the mean percentages of wasted male and female children was statistically not significant.
18. A t-test (at the 5% level) confirmed that the mean percentage of stunted male children was higher than the corresponding percentage of female children.
19. However, the difference in the mean percentages of stunted male and female children was statistically not significant.
20. A t-test (at the 5% level) confirmed that the mean percentage of stunted male children was higher than that among female children .
21. The t-statistic was weakly significant (at the 15% level) confirming the higher mean percentage of underweight male children.
22. The t-statistic was weakly significant (at the 15% level) confirming the higher mean percentage of female children.
23. The difference between the mean values was statistically not significant.
24. With the Denver norms, for example, the height differential remained intact, but the weight differential to the disadvantage of male children became somewhat smaller (Svedberg, 1988).
25. A t-test (at the 5% level) confirmed that the mean percentage of wasted children was higher in rural areas.
26. The difference in the mean percentages of wasted children was statistically not significant.
27. The difference in the mean percentages of wasted children was statistically not significant.
28. A t-test (at the 5% level) confirmed that the mean percentage of stunted children was higher in rural areas.
29. A t-test corroborated that the mean percentage of stunted children was higher in rural areas.
30. A t-test (at the 5% level) indicated that the mean percentage of stunted children was higher in rural areas.

31. A t-test (at the 5% level) suggested that the mean percentage of underweight children was higher in rural areas.
32. That the mean percentage of underweight children was higher in rural areas is confirmed by a t-test (at the 5% level).
33. A t-test (at the 5% level) corroborated that the mean percentage of underweight children was higher in rural areas.
34. (a) For severe malnutrition, the cut-off point is less than 3SD from the median value of the NCHS reference population.
(b) As far as the basic issue of smallness and health is concerned many complex medical and social questions arise in examining the implications of small body size, in general, and stunting, in particular. But considerable evidence does exist linking for given communities, height to morbidity and mortality. On these grounds, height has, in fact, been plausibly used - within certain limits - as an indicator of general physical well-being. The precise relationship between nutritional intake, height, weight, productivity, morbidity, and the quality of life certainly calls for much more extensive scrutiny. But, as knowledge stands at the moment, to dismiss smallness as entirely costless would seem to be a dubious and premature position to take in the context of nutritional deprivation across the world. (Dreze and Sen, 1990).
35. (a) UNICEF (1990).
(b) For a review of more detailed econometric studies confirming the link between severe malnutrition and child mortality, see Behrman (1991).
36. Available evidence suggests a non-linear relationship between anthropometric assessments and subsequent mortality. Above certain minimum values of height, weight, arm circumference, etc., there is little, if any, association between body size and the risk of child mortality. In other words, there is a threshold effect such that the risk of mortality is strongly and negatively associated with size, for individuals whose weight or height or arm circumference falls below the critical minimum. Probably, this effect is associated with a threshold of reduced immuno-competence. (Payne et.al., 1991).
37. Greater opportunities for women in the wage sector have an independent negative effect on fertility. When women work, parents may decide they need fewer boys to support them in old age, and, if mothers work for reasonable wages, the opportunity cost of raising an additional child is relatively high.

38. (a) An elaboration of the relationship between fertility and infant/child mortality would be helpful. The response of fertility to infant/child mortality has both biological and behavioural components. Biologically, the survival of infants who need to be breastfed can lengthen the duration of post partum amenorrhoea and thereby delay subsequent births. Behavioural responses are classified into a replacement effect in which a dead infant is replaced ex post by another birth and a hoarding effect in which parents respond ex ante to anticipated deaths by bearing more children. Estimates of replacement and hoarding effects, however, present some difficulties. It has been pointed out, for example, that a strong effect of mortality on fertility cannot be inferred from a regression of household fertility on child deaths because of a spurious correlation between micro mortality and fertility data; families with more births tend to have more deaths simply because they have more children at risk. Further, the strong effect of mortality on fertility in some cases may reflect reverse causality: higher fertility means shorter birth intervals that significantly increase infant death probabilities. Among recent econometric studies that circumvent these difficulties, a notable contribution is due to Rose nzwieg and Schultz (1982). Using Colombian data, they report a positive effect of child mortality on fertility among mothers of all ages, with derivative of births with respect to deaths ranging from .14 to .44 for different age groups of women.
- (b) For a particularly interesting formulation of the hoarding effect, see Bliss (1991).
39. The links between public support and the improvement of living conditions in Costa Rica are particularly well reflected in

- decline of infant and child mortality. An important factor was the vigorous health programmes initiated in the 1970s. Specifically, the rural health programmes were targeted to the cantons with higher initial infant mortality rates (this was indeed a conscious and declared policy). The annual declines of infant mortality, which were relatively slow in these cantons in the 1960s, sharply accelerated in the 1970s. Indeed, the ranking of mortality reduction rates in different cantons got largely reversed as a result of these programmes (Dreze and Sen, 1990).
40. Part of the material is based on the empirical evidence in Deolalikar (1990) and Behrman and Deolalikar (1988).
 41. The Tamil Nadu Integrated Nutrition Project in India has used the integration approach to successfully reduce cost and increase effectiveness.
 42. In an important contribution, Lipton and van der Gaag (1991) draw attention to the logistical problems in extending the coverage of integrated programmes. ".....integrated programs that combine nutrition education with increased food availability, improved access to safe drinking water and primary health care, and improved family planning practices, have been more successful in improving nutritional outcomes. In Narangwal, in the Indian Punjab, \$ 1 million spent on a mix of improved public health provision and extra food for children was much more effective, in improving child health than the same sum spent on either program exclusively. However, just as with integrated rural development, integrated health - nutrition programs often run into logistical problems once they graduate from a pilot to a regional or national status. The contrast between the successful but localized Tamil Nadu Integrated Nutrition Program and the all-Indian, but only locally and sporadically successful Integrated Child Development Program is striking in this regard." (Lipton and van der Gaag, 1991, p.102).
 43. In low income countries public subsidy to secondary and higher education is often large and these educational levels are filled by the children of upper class. In Colombia, government's operating expenses per student were five time greater at the higher educational level than at the primary level. These differentials were smaller in South Asia and larger in Africa, where cost of living stipends are often provided to university students. The disproportionate size of public subsidies may have decreased in some low income countries, but the inequities of the current schemes for financing higher education remain clear in economic terms. (Schultz, 1988).
 44. In Niger, for example, the 50% of the health budget devoted to hospitals in 1984 benefited 350,000 hospital patients, while the other half of the budget provided services for more than 10 million clients. (Deolalikar, 1990).
 45. A recent analysis for Peru and Cote d'Ivoire indicates that

price responsiveness depends upon income, such that demand for health care among low income patients is price responsive, while that among high-income patients is fairly unresponsive. (Gertler and van der Gaag, 1990).

46. The simulations with the data for Peru and Cote d'Ivoire are suggestive. Although the countries are very different, the simulation results are quite similar. The results indicate that users fees at the levels of half and full marginal cost recovery would effectively price poorer communities out of the medical care market. Alternatively, user fees at these levels do not seem to substantially deter medical care utilisation by richer communities. Thus, user fees are a potential source of substantial revenue for the health care sector, but poorer communities need to be protected from the adverse effect of substantial fees on utilisation. (Gertler and van der Gaag, 1990).
47. For an account of innovative experiments along these lines in Bangladesh and Gautemala, see Herz et.al, (1991).
48. 70% of Senegal's physicians and pharmacists, 60% of its midwives, and 40% of its nurses are concentrated in the Dakar-Cap Vert region, where less than 30% of its population lives. In Peru, over 66% of all doctors live in the capital, serving just 27% of the population; in most rural areas, where the majority of the poor live, there is only one doctor for every 10,000 or more inhabitants. (World Bank, 1990).
49. Only the main findings are summarised here. For further details, see Osmani (1988). Another contribution with a similar focus is Basu (1991).
50. In China, India, Morocco, Nepal and Papua New Guinea, community input - from awareness campaigns to educate the community to active community management of the project - has been the key to the success of various programmes designed to raise female enrolments. (Herz et.al, 1991).
51. Decentralised management of school systems could have advantages in setting local enrolment goals and fixing programme priorities. Student fees might be retained to fund local school initiatives while centrally administered funds would reduce differential access to schools across economic classes and regions of a country. Local communities may be better positioned than the central government to evaluate the trade-offs between expanding enrolments and improving the quality of schooling. (Schultz, 1988).
52. Dasgupta (1989) notes that a figure of 10 per 1000 for the infant mortality rate is about as low as it is possible to attain today.
53. The upper middle income countries were excluded because the sub-sample was very small.
54. The indices of political and civil rights were taken from Taylor and Jodice (1983). Political rights are taken to be the rights on the part of citizens to play a part in determining who governs

their country and what the laws are and will be. Countries were coded with scores ranging from 1 (highest degree of liberty) to 7 (lowest degree of liberty). Civil rights are rights the individual has vis-a-vis the state. Of particular importance are freedom of the press and other media concerned with the dissemination of information, and the independence of the judiciary. Countries were coded with scores ranging from 1 (highest degree of liberty) to 7 (lowest degree of liberty). For further relevant details, see Dasgupta (1989).

55. It cannot, for example, be ruled out that drastic state action may require some sacrifice of political and civil liberties.
56. An important contribution to this debate is Wade (1987). For a broader perspective on the role of the state, see the contributions of A. Sen and N. Stern to the Roundtable Discussion in World Bank (1991).

References

- Alderman, H. (1990) "New Research on Poverty and Malnutrition: What are the Implications for Policy?" (mimeo), Washington D.C. International Food Policy Research and Cornell University Food and Nutrition Policy Program.
- Basu, K. (1991) "The Elimination of Endemic Poverty in South Asia: Some Policy Options," in J. Dreze and Amartya Sen (eds.). The Political Economy of Hunger, Vol. III, Oxford : Clarendon Press.
- Behrman, J.R. (1991) "Nutrition, Health and Development", in G. Psacharopoulos (ed.) Essays on Poverty, Equity and Growth, Oxford: Pergamon Press.
- Behrman, J.R. and A. Deolalikar (1988) "Health and Nutrition", in H. Chenery and T.N. Srinivasan (eds.) Handbook of Development Economics, Vol.1, Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V.
- Behrman, J.R. and Barbara L. Wolfe (1987) "How Does Mother's Schooling Affect the Family's Health, Nutrition, Medical Care Usage, and Household Sanitation?", Journal of Econometrics 36.
- Bliss, C., (1991) "The Hoarding Motive in the Choice of Family Size", (mimeo), Paper presented at the Sixth Congress of the European Economic Association, University of Cambridge.
- Carlson, B.A. and T.M. Wardlaw (1990) "A Global, Regional and Country Assessment of Child Malnutrition", Staff Working Paper No.7, New York : UNICEF.
- Dasgupta, Partha (1989) "Well-Being and the Extent of its Realisation in Poor Countries", (mimeo), London : STICERD, London School of Economics and Political Science.
- Deolalikar, A. (1990) "Rural Services and Public Works", A Background Paper for the Third Report on WCARRD Follow up, (mimeo), Rome : ESH, FAO.
- Dreze, J. and A. Sen (1990) Hunger and Public Action, Oxford : Clarendon Press.

- Gaiha, R. (1991) "Structural Adjustment and Household Welfare in Rural Areas : A Micro Economic Perspective", FAO Economic and Social Development Paper 100, Rome : F.A.O.
- Gertler, P., and J. van der Gaag (1990) The Willingness to Pay for Medical Care : Evidence from Two Developing Countries, Baltimore : Johns. Hopkins University Press.
- Herz, B., K. Subbarao, M. Habib and L. Raney (1991) "Letting Girls Learn", (mimeo), World Bank Discussion Paper 133, Washington D.C. The World Bank.
- Kanbur, R. (1990) "Poverty and Development : The Human Development Report and The World Development Report, 1990", (mimeo), Coventry : University of Warwick.
- Lipton, M., and J. van der Gaag (1991) "Poverty : Research and Policy Framework", (mimeo).
- Manan, A. (1991) "Malnutrition, Morbidity, Mortality and Health Care in Bangladesh : Summary", (mimeo).
- Minhas, A. (1991) "Educational Deprivation and its Role as a Spoiler of Access to Better Life in India", (mimeo), Technical Report No.9104, New Delhi : Indian Statistical Institute.
- Osmani, S.R. (1988) "Social Security in South Asia", (mimeo), London : STICERD, London School of Economics.
- Payne, P., and M. Lipton (1991) "How Third World Households Adapt to Energy Stress", (mimeo), Washington D.C. International Food Policy Research Institute.
- Rosenzweig, M. and T. Paul Schultz (1982) "Child Mortality and Fertility in Colombia : Individual and Community Effects", Health Policy and Education 2, Amsterdam : Elsevier Scientific Publishing Co.
- Schultz. T. Paul (1988) "Education Investments and Returns" in Chenery and Srinivasan (Vol.1).
- Sen, Amartya, (1987) The Standard of Living, The Tanner Lectures, Cambridge: Cambridge University Press.

- Svedberg, P. (1988) "Undernutrition in Sub-Saharan Africa : Is There a Sex-Bias?", (mimeo), Helsinki : World Institute for Development Economics Research of the United Nations University.
- Svedberg, P. (1991) "Undernutrition in Africa : A Critical Assessment of the Evidence", in Dreze and Sen (eds.), Vol.III.
- Taylor, C.L. and D.A. Jodice (1983) World Handbook of Political and Social Indicators, Vol.1, New Haven : Yale University Press.
- Thomas, D., J. Strauss, and M.H. Henriques (1989) "How Does Mother's Education Affect Child Height?" (mimeo), New Haven : Yale University.
- Thomas, D, J. Strauss, and M.H. Henriques (1990) "Child Survival, Nutritional Status and Household Characteristics : Evidence from Brazil", Journal of Development Economics 33.
- Thomas, D., V..Lavy, and J. Strauss (1991) "Public Policy and Anthropometric Outcomes in the Cote d' Ivoire", (mimeo), New Haven : Yale University.
- United Nations Development Programme (UNDP) (1990) : Human Development Report 1990, New York: Oxford University Press.
- United Nations Children's Emergency Fund (UNICEF) (1990) The State of the World's Children 1990, New York : Oxford University Press.
- White, H. (1980) "A Heteroscedasticity Consistent Covariance Martix Estimator and a Direct Test of Heteroscedasticity", Econometrica, Vol. 48.
- Wolfe, B, and J. Behrman (1987) "Women's Schooling and Children's Health : Are the Effects Robust with Adult Sibling Control for the Women's Childhood Background?", Journal of Health Economics 6.
- World Bank (1990) World Development Report 1990, New York : Oxford University Press.
- World Bank (1991) Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1990, Washington D.C.

**EVALUATION OF THE GERIATRIC ASSESSMENT PROGRAMME
IN WESTERN AUSTRALIA**

DR. CATHERINE RHYS HEARN

**University of Western Australia
Department of Medicine
M Block, Queen Elizabeth II Medical Centre
Nedlands, Perth, Western Australia 6009**

Telephone: 389 2578 Facsimile: 389 3648

EVALUATION OF THE GERIATRIC ASSESSMENT PROGRAMME IN WESTERN AUSTRALIA

1. INTRODUCTION

There have been major changes in systems for providing care to the elderly in Australia, following policy developments published by the central government in 1986. (1).

The main points may be summarised as follows :

- The emphasis for providing care should be changed from a heavy reliance on residential care to more community care so that elderly people can stay in their own homes as long as possible.
- quality of care and standards are to be maintained for people in residential homes.
- within the residential care sector there should be more reliance on hostel care and less on nursing home care to allow clients maximum autonomy.
- residents' rights are to be maintained
- the programme to be funded should be implemented over an agreed time period; the programme should be monitored and evaluated

The methods of achieving these goals were :

- the introduction of a formal assessment process by multidisciplinary 'teams' to ensure a better match of services to clients.
- all clients seeking admission to residential care (both nursing homes and hostels) to be assessed by designated geriatric assessment services.
- restriction of residential care places to 100 beds per 1000 population 70 years of age or more; these beds to be 60% hostel and 40% nursing home.
- a change in funding arrangements for residential care so that the staffing levels in nursing homes are regulated according to the dependency of the clients.
- the introduction of formal monitoring procedures to ensure adherence to published guidelines for maintenance of standards of care in nursing homes.
- the introduction of formal mechanisms to ensure the safeguarding of residents' rights.
- the introduction of additional funding for the Home and Community Care Programme (HACC)
- the development of a residential care management information system to monitor admissions and discharges from nursing homes and hostels (currently known as the central Nursing Home Waiting List system).
- the development of a 'Geriatric Assessment Information System' to provide data on all clients assessed for services in order to monitor progress and evaluate the service provision.

Since 1986 programmes have been implemented in all the Australian states although the mechanisms differ according to local practice. Geriatric assessment has of course always been a part of the care provided by geriatric services; the new funding has been used to supplement existing services to enable them to serve more clients. A 'Geriatric Assessment Information System' has been developed to record details of all clients assessed by the geriatric services in Western Australia incorporating a mandatory minimum data set defined by the central government.

The rest of this paper describes progress in Western Australia and some results are presented for a six-month period in 1991.

2. THE GERIATRIC ASSESSMENT INFORMATION SYSTEM

2.1 Mechanism

As part of the implementation of the formal assessment programme, geriatric services are required to supply certain data specified by the central government. There are fourteen geriatric services receiving central government funding for formal assessment in Western Australia; this covers the entire State, apart from some very remote rural areas.

Of the existing geriatric assessment services eight are located in the Perth metropolitan area and the other six are in country towns. Table 1 shows the population aged 70 or over in these regions.

All these services except one are located in hospitals; that one is located at a medical centre in a small country town.

Computers have been purchased for each site; the metropolitan sites have microcomputers with multi-access to software especially designed for the purpose and the country sites use small single-user PCs with dedicated programs for data entry and client management (2). The analysis of all the data from all the sites is undertaken by the Evaluation Unit in the University of Western Australia, in Perth.

The mechanism for assessment by a geriatric service is as follows :

(a) Referral

Members of the clients' families, neighbours or friends, or community service staff who think an elderly client or relative may need services are advised to ask the General Practitioner to refer the client to the geriatric service. However, referral does not have to be from a doctor though in Western Australia it usually is either from a General Practitioner or a hospital consultant.

(b) Assessment

The staff of the geriatric service assess the client. This usually involves a geriatrician and a social worker and may also include input from nurses and/or therapists.

(c) Recommendations

After the assessment, recommendations are made and care plans drawn up. The recommendations include residential advice and referral to hospital care or home care services. Clients admitted to hospital for restorative (rehabilitation) care are re-assessed prior to discharge and further recommendations made.

If the client is to be admitted to a nursing home the geriatric service staff complete a mandatory application form and also record a dependency measure. Some additional data are provided for the nursing home waiting list system and the client and the family examine the options for nursing homes and state their preferences. The geriatric service social workers then arrange admission to the nursing home chosen and follow up after admission. Admissions to hostels are also arranged by the geriatric services' social workers in a similar way; from now on assessment by a designated geriatric assessment service will also be a mandatory prerequisite to hostel admission (as is the case for admission to nursing homes).

For those clients assessed as able to remain at home with community services, the geriatric service staff refer the client to appropriate community service providers and follow up to see whether services are received.

(d) Follow-up

Data on admissions to residential care are available from the waiting list system and the social workers supply data on respite care. Many geriatric services do not follow up the home care clients to see whether or not the recommended services were received. The evaluation team is investigating ways of capturing outcome data; the co-operation of the major home care service organisation in Western Australia has enabled the team to follow up a large proportion of home care recipients.

2.2 Content of the Geriatric Assessment Information System -(GAIS)

The system is designed to record assessment data for each client. The mandatory minimum data set comprises the following data :

Registration Data

Name *
Address *
Date of birth
Sex
Marital status
Post code
Country of birth
ID number

Referral data

Date of referral
First referral (or not)
Reason for referral
By whom referred
Location of client at time of referral (home hospital etc.)

Assessment Data

Date of assessment
Staff involved
Location of client
Preferred language
English ability
Medical, functional and social problems
Domicile and living arrangements.
Community services used.

Recommendations

Domicile and living arrangements after assessment
Admission to hospital, nursing home or hostel
Community services after assessment
Referral to specialist care
Respite care
Other services (eg. day hospital hospice, psychiatric care etc.)

Outcome

Date of death (if relevant)
Date of admission to nursing home or hostel
Details of respite arranged
Community services provided

* These data are used for local identification only and are not included in the general statistical data base.

3. CRITERIA FOR EVALUATION

The evaluation studies are aimed at determining the extent to which the main objectives of the assessment programme are met, namely that it improves, for all elderly and disabled people :

- access to services
- equity in provision
- reduction in unnecessary nursing home admission
- appropriateness of services

To examine the progress towards these objectives, the following criteria have been identified :

- (a) **Access and Equity** - this involves consideration of geographic cover of the services and referral rates for different population groups and different areas.
- (b) **Reduction in unnecessary nursing home admission** - this involves collecting evidence that people who would previously have been admitted to nursing homes are no longer admitted.
- (c) **Appropriateness of services** - this involves determining the extent to which the recommendations of the Geriatric Services are met in practice and investigating reasons for discrepancies. Follow up studies on outcome are required to see what happens to clients who do not receive recommended services.
There are also mechanisms in place (currently outside the scope of the Evaluation Unit's studies) to ensure adherence to specified standards of care in residential homes and community initiatives to ensure protection of clients' rights in residential homes.
- (d) **Monitoring use of resources** - to examine the effects of assessment and hence changes in aged care service provision on the use of services, including hospital inpatient services, HACC services, residential care places and respite care services.

The use of services and deficiencies in provision give evidence of the extent to which the assessment services are able to meet their objectives.

4. RESULTS FROM 6-MONTH PERIOD 1.1.91 - 30.6.91

Analysis of data collected from the GAIS and the central nursing home ('waiting list') management information system yielded the following results

4.1 Access and Equity

- (a) In terms of geographic areas, 97% of the aged population now theoretically have access to geriatric services in their region; the only area still not covered is in the far north of the State.
Table 1 shows the number of assessments per 1000 elderly (aged 70+) in each region during the six-month time period selected. The assessment rate in the metropolitan area has increased by 32% in the last two years and in the country areas by 124%. The trend is still increasing in the country areas but appears to have reached a plateau in the metropolitan areas.

- (b) The referral rate is much higher in the metropolitan areas than in the country; this is still true when only new assessments are considered (39 per 1000 70+ in the metropolitan areas, 22 per 1000 70+ in the country areas).

TABLE 1

**COVER OF GERIATRIC SERVICES IN WESTERN AUSTRALIA
(1.1.91 - 31.12.91)**

GERIATRIC SERVICE AREA	Estimated population 70+	% of 70+ population of W.A.	Number of assessments	Number of assessments of new clients	No. of assessments per 1000 aged 70+	No. of NEW assessments per 1000 aged 70+
METROPOLITAN AREAS						
M1	18335	17.6	1663	554	91	30
M2	20045	19.2	1518	615	76	31
M3	10637	10.1	896	485	84	46
M4	8593	8.2	743	301	86	35
M5	n/a	n/a	608	132	n/a	n/a
M6	10464	10.0	894	415	85	40
M7	3692	3.5	382	225	103	61
M8	3589	3.4	362	192	101	53
Sub-total	75355	72.1	7066	2919	94	39
NON-METROPOLITAN						
C1	10133	9.7	250	167	25	16
C2	6000	5.7	149	105	25	18
C3	3290	3.1	140	94	43	29
C4	2160	2.1	168	80	78	37
C5	2050	2.0	84	67	41	33
C6	1993	1.9	173	52	87	26
Sub-total	25626	24.5	964	565	38	22
TOTAL	100981	96.7	8030	3484	80	35

- (c) The referral rates for Aboriginal clients and people from non-English-speaking backgrounds are about half the rates for the population in general. (see Table 2)

TABLE 2
Assessments of clients from non-English-speaking backgrounds (NESB)
and Aboriginal clients (1.1.91 - 30.6.91)

GERIATRIC SERVICE AREA	Number of assessments NESB	Population aged 70+ NESB	Number of assessments per 1000 aged 70+ NESB	Number of assessments per 1000 aged 70+ in general
Metropolitan	484	9934	49	94
Non-metropolitan	24	1279	19	38
TOTAL	508	11213	45	80
Aboriginal	50	1200	42	

NOTE: The number of assessments of Aboriginal people per 1000 population aged 55+ is only 13. It is suggested that 55+ is a more appropriate age description for this particular ethnic group.

4.2 Prevention of Inappropriate Admission to Nursing Homes

- (a) Progress towards the goal of ensuring that all clients admitted to nursing homes have had a proper assessment by a multidisciplinary geriatric service has been rapid. In Western Australia the proportion of people approved for admission to nursing homes who were assessed by these teams is 100% in the country areas and 98% in the metropolitan areas. Prior to the introduction of the assessment services only about 30% on average of nursing home admissions were of clients assessed by geriatric services. (Currently only about 60% of hostel admissions are assessed by the Geriatric Services. Over the next year the programme will evolve to include all hostel assessments to be undertaken by Geriatric Services).
- (b) The hypothesis that a full geriatric assessment leads to fewer inappropriate admissions to nursing homes also appears to be supported by the data. Out of a total of 1091 clients referred for admission to residential care, 40% were recommended admission to nursing homes and 15% to hostels. 20% were recommended home care and 11% admission to hospital for restorative care. Prior to the assessment programme all would have been admitted to nursing homes.
- (c) Restorative care appears to be effective in preventing nursing home admission for a high percentage of clients, and clients cannot be admitted for restorative care without a geriatric assessment. Following an episode of restorative care 47% of clients returned home and only 14% went to nursing homes (4% went to hostels).

- (d) The waiting time for clients to be admitted to nursing home varied greatly but the pattern of waiting times has changed little over the past two years (following the first six months of implementation of the geriatric assessment programme). 28% of the clients were admitted within 2 days of approval and half were admitted within two weeks, but some clients waited more than 6 months. Investigation of some of the longest times revealed that most of these clients were waiting for a bed in the specific nursing home of their first choice. There is no evidence that hospital patients are admitted in a shorter time than other clients with the same dependency scores. There is however, some indication that waiting times are generally increasing, and that clients with low dependency scores or dementia with behavioural problems are most likely to wait the longest times. (See Table 3)

TABLE 3
NURSING HOME ADMISSIONS (1.1.91 - 30.6.91)

The table shows the numbers and location of the clients and their time of approval for nursing home care and the average waiting time in days

Location at time of approval for nursing home care	DEPENDENCY CATEGORIES					TOTAL No. (days)
	1	2	3	4	5	
	No. (days)	No. (days)	No. (days)	No. (days)	No. (days)	
Home	5 (26.8)	7 (93.1)	25 (31.8)	70 (47.9)	81 (40.0)	188 (42.5)
Hospital	20 (59.7)	41 (33.7)	70 (30.9)	137 (34.8)	133 (38.0)	401 (36.4)
Hostel	1 (12.0)	2 (8.0)	17 (61.5)	30 (22.8)	31 (32.8)	81 (34.3)
Psychiatric extended care unit	3 (162.7)	2 (106.0)	8 (59.9)	9 (112.7)	15 (70.5)	37 (76.1)
Other	-	-	-	1 (29.0)	-	1 (29.0)
TOTAL	29 (63.0)	52 (43.5)	120 (37.3)	247 (39.9)	260 (39.2)	708 (40.1)

4.3 Appropriateness of Care

Home care is clearly the most widely used service following assessment. 43% of assessments culminated in recommendations that the clients remain in their own homes whereas the proportions recommended for nursing home and hostel admission were 13% and 5% respectively.

A further 23% were admitted to hospital for restorative care.

Evidence shows that about 78% of clients appear to receive the recommended home care services. However, the data capture for community services at follow-up is still incomplete.

SUMMARY

The paper describes the use of an information system designed to record the characteristics of disabled elderly people referred to formal geriatric services for assessment.

Details of the clients, problems, location and reason for referral are recorded along with services used, domicile and living arrangements. Recommendations regarding admission to residential care, hospital or referral for home care services are also recorded and subsequently, outcome at follow-up.

A central nursing home management information system has also been implemented and data from both these systems have been used to evaluate the development of the geriatric assessment service.

The results from 6 months' data show that :

- access to geriatric services is now available to 97% of elderly people in Western Australia;
- the service is now used by almost all people who seek admission to nursing homes;
- fewer people are admitted unnecessarily to nursing homes;
- restorative care appears to prevent unnecessary nursing home admissions;
- the potential need for home care services is likely to increase rapidly.
- there is an urgent need to develop improved methods of determining the extent to which recommended services are in fact received by the clients.

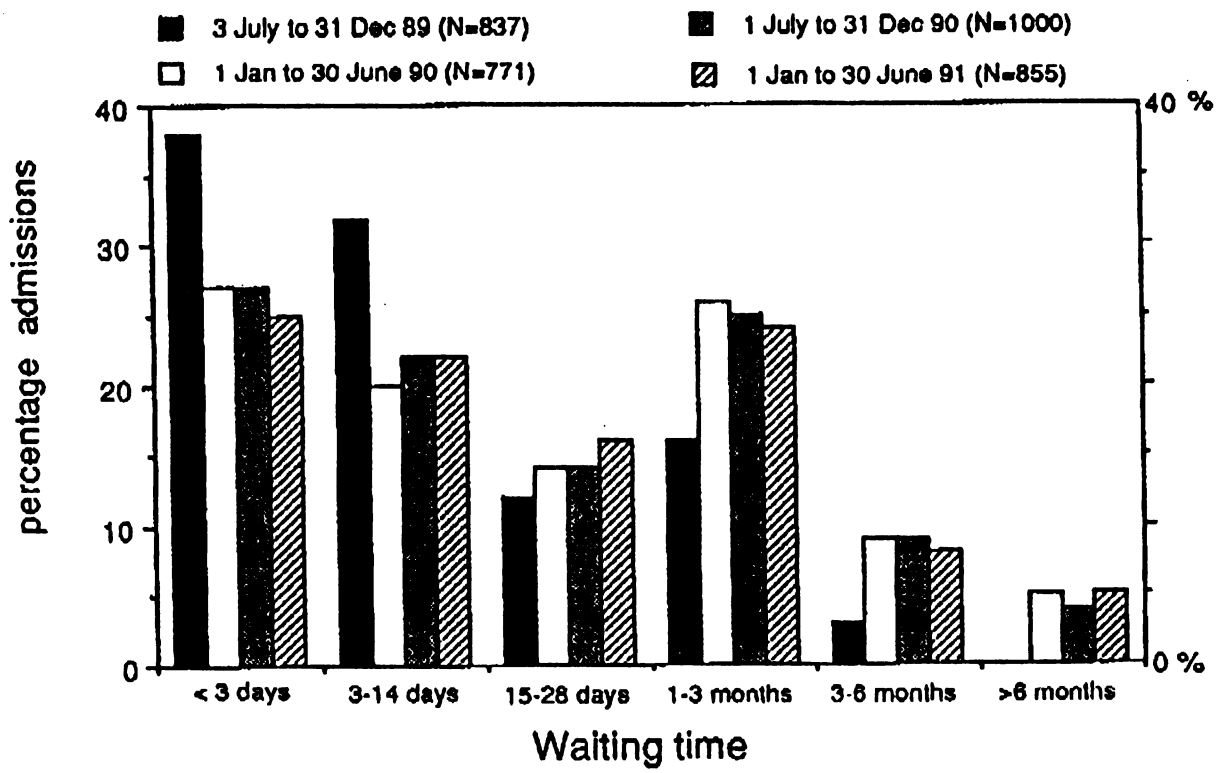
There is potential for additional follow-up studies on home and community care services, respite care and development of monitoring systems to identify areas of need.

Modelling studies for examining alternative balance of care strategies are envisaged using the evaluation data.

REFERENCES :

1. Commonwealth Department of Community Services, Nursing Homes and Hostels Review, (Australian Government Publishing Service, (A.G.P.S.) 1986).
2. Rhys Hearn, C (1987) The Development of a Proposed Geriatric Assessment Information System. *Proceedings of SYSTED 87*, ed. Boldy & Rhys Hearn I.I.S.S.H.C., Science des systemes, Montreal (SSM 80).
3. Rhys Hearn, C (1990) Evaluation of the Geriatric Assessment Programme in Western Australia. *Proceedings of SYSTED 90*, Bologna, Italy (in press)

Figure 1 **Nursing Home Waiting Times**



**EL EFECTO DE LA INFLACION SOBRE EL INGRESO DISPONIBLE REAL
DEL INDIVIDUO Y SOBRE EL INGRESO ESTATAL**

MIGUEL VON HOEGEN

**UNIVERSIDAD RAFAEL LANDIVAR
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
GUATEMALA**

INTRODUCCION

La inflación es un proceso de desequilibrio entre la cantidad demandada y la ofrecida o, desde un punto de vista dinámico, entre el crecimiento más pronunciado de la primera comparado con el de la segunda; ese desequilibrio se manifiesta en el incremento de precios de artículos o servicios, cuya calidad es constante, afectando con ello a diversas variables de la economía nacional y dificultando el proceso de análisis o estudio de lo que les está ocurriendo en términos reales.

Los efectos de la inflación se pueden clasificar en directos e indirectos; entre los primeros están el decremento en la capacidad de compra del consumidor cuyo ingreso es fijo, el incremento en el ahorro forzado de la sociedad, etc. Entre los segundos está el efecto de la inflación que se filtra a través del sistema de tributación directa y que, por lo tanto, modifica el ingreso disponible real del individuo y el ingreso del Estado como recaudador de impuestos directos. El objeto de estudio de la presente tesis es este efecto indirecto, excluyendo por lo tanto el análisis de las causas que fomentan el proceso inflacionario, dado que la literatura sobre las mismas es ya abundante.

La determinación de los casos y circunstancias bajo las cuales el ingreso disponible real del individuo ó el ingreso del Estado resulta afectado favorablemente por la inflación, o no resultan afectados, es de gran importancia dado que de lo que se concluya surge la inflación como elemento que afecta al sistema de tributación directo y, además, como instrumento para hacer ese sistema más o menos progresivo.

El tema del presente trabajo fue parcialmente analizado con anterioridad, cuando se describió el efecto indirecto de la inflación sobre el ingreso disponible real del individuo.¹ A partir de entonces han surgido comentarios y sugerencias que han motivado el presente estudio, el cual se caracteriza por presentar una visión de conjunto más amplia que la anterior, al adicionar lo que ocurre con los ingresos fiscales; o sea, el presente ensayo abarca a los dos elementos afectados por el fenómeno, al incluir tanto el efecto de la inflación sobre el ingreso disponible real del individuo como sobre los ingresos fiscales provenientes de la tributación directa.

Para efectos de exposición, se hace la presentación del material en cinco partes:

- Las funciones generales
- El caso de tributación directa lineal
- El caso de tributación directa no lineal
- Resumen y conclusiones
- Recomendaciones.

Antes de concluir con la introducción se desea dejar constancia de agradecimiento a aquellas personas que en el transcurso de la elaboración de este trabajo hicieron comentarios y sugerencias que lo mejoraron notablemente, especialmente al Ing. Jorge Arias de Blois.

II

LAS FUNCIONES GENERALES

Las cinco funciones generales o axiomas que enmarcan el tema son:

1. El ingreso nominal del individuo, afecto al sistema de tributación directa, es una función del nivel de precios y de su ingreso real.
2. Los impuestos directos pagados por el contribuyente son una función de su ingreso nominal.
3. El ingreso disponible nominal de la persona es una función de su ingreso nominal y de los impuestos directos que tributa.
4. El ingreso disponible real del individuo es una función de su ingreso real y de los impuestos directos reales o deflatados que tributa.
5. El ingreso estatal por pago de impuestos directos es igual al impuesto directo pagado por la persona y, por lo tanto, una función del ingreso nominal de la misma.

A pesar de que las funciones se expresan a nivel de individuo o de manera desagregada, las conclusiones se mantienen a nivel de sociedad o de agregación.

En términos algebraicos, las funciones anteriores se pueden expresar de la siguiente manera:

$$Y_n = f_1(p, Y_r) \quad (1)$$

$$T = f_2(Y_n) \quad (2)$$

$$Y_{dn} = f_3(Y_n) \quad (3)$$

$$Y_{dr} = f_4\left(\frac{Y_{dn}}{p}, \frac{T}{p}\right) \quad (4)$$

$$= f_4\left(Y_r, \frac{T}{p}\right) \quad (5)$$

$$G = f_5(T) \quad (6)$$

en donde:

Y_n	es ingreso nominal del individuo, afecto al sistema de tributación directa
Y_r	es ingreso real del individuo
Y_{dn}	es ingreso disponible nominal del individuo
Y_{dr}	es ingreso disponible real del individuo.
T	es monto de impuestos directos pagados por el contribuyente.
G	es monto de ingreso del gobierno por concepto de gravar el ingreso nominal del contribuyente.
p	es nivel o índice de precios.

La función que se propone para explicar el ingreso nominal requiere de un comentario especial, que se refiere a que aunque en el contexto presente se estudia al ingreso nominal en función del nivel de precios y del ingreso real, esto no significa que se descarta la propuesta ortodoxa en que, para el caso de retribución al factor mano de obra, el salario está fijado por la oferta y demanda de trabajo, siendo la última la productividad marginal de la mano de obra o primera derivada de la función de producción total con respecto al factor mano de obra. En otras palabras, con el fin de facilitar y hacer manejable el análisis del salario que se presenta, se simplifica la función del ingreso nominal del salariado al hacerlo depender del nivel de precios y del ingreso real, de la misma manera como en la función ortodoxa se le hace depender de la productividad marginal de la mano de obra y de la oferta de la misma; un estudio detallado que explique la función del ingreso nominal de la mano de obra deberá integrar ambas concepciones.

III

EL CASO DE TRIBUTACION DIRECTA LINEAL

El caso lineal asume que el impuesto directo es una función lineal del ingreso nominal:

$$\begin{aligned}
 Y_n &= p Y_r \\
 T &= a + b Y_n \quad 2/ \\
 Y_{dn} &= Y_n - T \\
 Y_{dr} &= \frac{Y_n}{p} - \frac{T}{p} \\
 &= Y_r - \frac{T}{p} \\
 G &= T \quad 3/
 \end{aligned}$$

Sustituyendo el impuesto directo (T) en la ecuación del ingreso disponible real, se obtiene la siguiente función:

$$Y_{dr} = Y_r - \frac{(a + bY_n)}{p}$$

Sustituyendo el ingreso nominal (Y_n), se obtiene:

$$Y_{dr} = Y_r - \frac{(a + bpY_r)}{p}$$

A través de la derivada parcial del ingreso disponible real (Y_{dr}) con respecto al nivel de precios (p), que es el índice de inflación, se está en la capacidad de detectar el efecto que tienen las fluctuaciones en los precios, a través de la tributación directa, sobre el ingreso disponible real del individuo:

$$\frac{\partial Y_{dr}}{\partial p} = \frac{a}{p^2} < 0$$

Esta expresión es negativa por serlo la constante "a".⁴ O sea, cuando el nivel de precios sube, el sistema de tributación directa afecta el ingreso disponible real del consumidor de manera negativa, concluyéndose que existe una relación inversa entre ambas variables.

Lo anterior se complementa y se corrobora con el análisis del ingreso fiscal por concepto de tributación directa:

$$G = T$$

En términos reales

$$\frac{G}{P} = \frac{T}{P}$$

$$G_r = \frac{T}{P}$$

En donde G_r es ingreso gubernamental real proveniente de la tributación directa impuesta al individuo.

Sustituyendo el monto de impuesto directo (T) en la ecuación anterior, se obtiene:

$$G_r = \frac{a + bY_n}{p}$$

Sustituyendo el ingreso nominal (Y_n), se obtiene:

$$G_r = \frac{a + bpY_r}{p}$$

A través de la derivada parcial del ingreso estatal real, por concepto de impuestos directos (G_r), con respecto al nivel de precios (p), se detecta el efecto de la inflación sobre dichos ingresos gubernamentales:

$$\frac{\delta G_r}{\delta p} = \frac{-a}{p^2} > 0$$

Esta expresión es positiva por ser la constante "a" negativa;⁵ o sea, cuando el nivel de precios sube, el sistema de tributación directa afecta al ingreso fiscal real de manera positiva, concluyéndose que existe una relación proporcional o directa entre ambas variables, lo cual es consistente con el efecto encontrado para el caso del contribuyente.

IV

EL CASO DE TRIBUTACION DIRECTA NO-LINEAL

El caso no-lineal asume que la función del impuesto directo es exponencial:

$$\begin{aligned} Y_n &= p Y_r \\ T &= a + b Y_n^c && \underline{6/} \\ Y_{dn} &= Y_n - T \\ Y_{dr} &= \frac{Y_n}{p} - \frac{T}{p} \\ &= Y_r - \frac{T}{p} \end{aligned}$$

$$G = T$$

Haciendo las mismas sustituciones en la función del ingreso disponible real del individuo, que se efectuaron en el caso lineal, se obtiene:

$$Y_{dr} = Y_r - \frac{(a + b(pY_r)^c)}{p}$$

A través de la derivada parcial del ingreso disponible real del consumidor (Y_{dr}) con respecto al nivel de precios (p), que es el índice de inflación, se está en capacidad de detectar el efecto que tienen fluctuaciones en los precios, a través de la tributación directa, sobre el ingreso disponible real del individuo (Y_{dr}):

$$\frac{\delta Y_{dr}}{\delta p} = \frac{a + (1-c)b(pY_r)^c}{p^2} \gtrless 0$$

Esta expresión puede ser positiva, negativa o igual a cero, dependiendo fundamentalmente del valor del exponente "c" en la función de tributación y, por lo tanto, de que el sistema de tributación presente una tasa marginal progresiva o regresiva, tal como se señala a continuación:

- a) Si el sistema de tributación directa es progresivo, significa que a mayor ingreso corresponde una mayor tasa marginal de carga tributaria; o sea, la primera derivada del impuesto directo (T)

con respecto al ingreso nominal (Y_n) debe ser creciente:

$$\frac{dT}{dY_n} = cb Y_n^{c-1}$$

Para que esta expresión sea efectivamente creciente se requiere:

$$c \geq 1;$$

lo cual implica que la inflación afecta, a través del sistema de tributación directa, de manera negativa el ingreso disponible real del individuo, puesto que a la expresión bajo análisis ($\delta Y_{dr}/\delta p$) correspondería definitivamente un valor negativo.

- b) Si el sistema de tributación directa es regresivo, significa que a un mayor ingreso corresponderá una menor tasa marginal de carga tributaria, aunque, probablemente, un monto absoluto mayor de impuestos totales; o sea, la primera derivada del impuesto directo (T) con respecto al ingreso nominal (Y_n) debe ser decreciente, lo cual ocurre cuando:

$$c < 1;$$

lo cual significa que la inflación puede afectar de manera positiva, negativa o neutra al ingreso disponible real del individuo, puesto que la expresión bajo estudio ($\delta Y_{dr}/\delta p$) puede tomar valores positivos, negativos o ser igual a cero, según sean los valores absolutos de las constantes de la misma:

- i) Si: $|a| \geq |(1-c)(pY_r)^c|$

entonces el valor de la derivada en cuestión será negativa y, por lo tanto, tenemos un caso similar al de un sistema de tributación directa progresivo, descrito en el inciso anterior, en el cual la inflación afecta, a través de la tributación directa (T), de manera negativa el ingreso disponible real (Y_{dr}).

ii) Si:

$$|a| = (1-c) (pY_r)^c$$

entonces el valor de la derivada bajo análisis es cero y, por lo tanto, el único caso en que la inflación no afecta, a través de la tributación directa (T), al ingreso disponible real (Y_{dr}).

iii) Si:

$$|a| < (1-c) (pY_r)^c$$

entonces el valor de la derivada bajo estudio es positiva y, por lo tanto, el único caso en que la inflación afecta, a través de la tributación directa (T), de manera positiva el ingreso disponible real (Y_{dr}) del contribuyente.

c) Si el sistema de tributación directa es constante, significa que la tasa marginal de carga tributaria es fija, lo cual ocurre cuando:

$$c = 1,$$

lo que define el caso lineal discutido con anterioridad.

Los casos anteriores se complementan y corroboran con el análisis del ingreso fiscal (G) por concepto de tributación directa (T):

$$G = T$$

$$G_r = \frac{T}{p}$$

Sustituyendo los impuestos directos (T):

$$G_r = \frac{a + b (pY_r)^c}{p}$$

A través de la primera derivada del ingreso gubernamental real por concepto de impuestos directos (G_r) con respecto al nivel de precios (p), se detecta el efecto de la inflación sobre dichos ingresos estatales:

$$\frac{\delta G_r}{\delta p} = \frac{-a - (1-c) b (pY_r)^c}{p^2} \leq 0$$

Esta expresión podrá ser positiva, negativa o igual a cero, dependiendo fundamentalmente del valor del exponente "c" en la función de tributación y, como era de esperarse, correspondiendo al signo de la expresión, en cada caso, exactamente al signo opuesto de la expresión discutida para el contribuyente ($\delta Y_{d_r} / S_p$):

a) Si el sistema de tributación directa es progresivo, tendremos:

$$c > 1;$$

lo que implica que los ingresos gubernamentales (G_r) suben, a través del sistema de impuestos directos, cuando el índice de precios sube, lo cual complementa lo dicho para el contribuyente.

b) Si el sistema de tributación directa es regresivo, tendremos:

$$c < 1;$$

lo que implica que los ingresos fiscales reales (G_r) pueden subir, bajar o permanecer inafectados, a través del impuesto directo, cuando el índice de precios sube:

i) Si:

$$| -a | > | -(1-c)b(pY_r)^c |$$

entonces el valor de la derivada en cuestión será positiva y, por lo tanto, tenemos un caso similar al de un sistema de tributación directa progresivo, descrito en el inciso anterior, en el cual la inflación afecta, a través de la tributación directa, de manera positiva el ingreso fiscal real (G_r).

ii) Si:

$$| -a | = | -(1-c)b(pY_r)^c |$$

entonces el valor de la derivada bajo análisis es cero y, por lo tanto, el único caso en que la inflación no afecta, a través de la tributación directa, al ingreso gubernamental real (G_r).

iii) Si:

$$/ -a / < / -(1-c)b(pY_r)^c /$$

entonces el valor de la derivada bajo estudio es negativa y, por lo tanto el único caso en que la inflación afecta, a través de la tributación directa, de manera negativa el ingreso estatal real (G_r).

c) Si el sistema de tributación directa es constante, tendremos:

$$c = 1;$$

lo cual nos define el caso lineal discutido con anterioridad.

V.

RESUMEN Y CONCLUSIONES

En la presente sección se ofrece, en forma sintetizada, las tres posibilidades o alternativas que señalan el análisis matemático desarrollado: el caso en que el proceso inflacionario castiga al contribuyente (Y_{dr}) y beneficia al Estado (G_r), el caso en que no afecta a ninguno y, para finalizar, el caso en que beneficia al contribuyente (Y_{dr}) y castiga al Estado (G_r).

1. De lo expuesto se deduce que el ingreso disponible real (Y_{dr}) del individuo se decrementa, y el ingreso estatal real por concepto de impuestos directos (G_r) se incrementa, como consecuencia de un proceso inflacionario, en los casos siguientes:

a) Cuando la tasa de impuesto directo es constante; esto es, el caso de tributación lineal, como se demuestra a continuación:

La ecuación general del impuesto directo es:

$$T = a + b Y_n^c$$

El caso lineal asume

$$c = 1$$

De donde la tasa de imposición resulta constante:

$$\frac{dT}{dY_n} = b \quad (\text{ver pie de página 2})$$

b) Cuando la tasa de impuesto directo es progresivo; esto es, el primer caso (caso a) descrito en el inciso IV, como se demuestra a continuación:

$$c > 1$$

De donde la tasa de imposición resulta progresiva, puesto

que se incrementa al incrementarse el ingreso nominal (Y_n):

$$\frac{dT}{dY_n} = cb Y_n^{c-1} \quad (\text{Ver pié de página 6})$$

- c) Cuando la tasa de impuesto directo es regresiva pero los valores de los parámetros de la ecuación de tributación (parámetros "a" y "c") son tales que arrojan una relación negativa o inversa entre el ingreso disponible real (Y_{dr}) y el nivel de precios (p); esto es, el primer subcaso del segundo caso (caso bi) descrito en el inciso IV, como se demuestra a continuación:

$$0 < c < 1$$

De donde la tasa de imposición resulta regresiva, puesto que se decrementa al incrementarse el ingreso nominal, dado que el exponente (c-1), en la expresión

$$\frac{dT}{dY_n} = cb Y_n^{c-1} \quad (\text{Ver pié de página 6})$$

es negativo.

2. De lo expuesto se deduce que el ingreso disponible real (Y_{dr}) del individuo, y el ingreso estatal real por concepto de impuestos directos (G_r), no se ven afectados por el proceso inflacionario cuando el sistema de tributación es regresivo y, además, los valores de los parámetros de la ecuación de tributación (parámetros "a" y "c") son tales que arrojan una relación entre el ingreso disponible real (Y_{dr}) y el nivel de precios (p) igual a cero; esto es, el segundo subcaso del segundo caso (caso b-ii) descrito en el inciso IV.
3. Para finalizar, de la exposición se deduce que el ingreso disponible real (Y_{dr}) del individuo se incrementa, y el ingreso estatal real por concepto de impuestos directos (G_r) se decrementa, cuando el sistema de tributación es regresivo y, además, los valores de los parámetros de la ecuación de tributación (parámetros "a" y "c") son tales que arrojan una relación positiva o directa entre el ingreso disponible real (Y_{dr}) y el nivel

de precios (p); esto es, el tercer subcaso del segundo caso (caso b-iii) descrito en el inciso IV.

VI

RECOMENDACIONES

Las recomendaciones que se deducen del presente trabajo están relacionadas al hecho de que las instituciones encargadas de los aspectos fiscales deben estar conscientes de los efectos indirectos que promueven la inflación sobre el ingreso disponible real del contribuyente (Y_{dr}) y sobre los ingresos estatales provenientes de la tributación directa (G_r); por lo tanto, dichas agencias deben de tomar en cuenta que:

- 1) Si un sistema económico posee una estructura de tributación directa con tasa constante o progresiva, y si además se desea aumentar dicha tasa, se deberá tomar en consideración que el proceso inflacionario ya está incrementando, en términos reales, la carga tributaria.
- 2) Si un sistema económico posee una estructura de tributación directa con tasa regresiva, y desea incrementar dicha tasa para hacerla menos regresiva o para tornarla progresiva, se deberá analizar el caso en que el proceso inflacionario ya está incrementando, en términos reales, la carga tributaria.
- 3) Si un sistema económico posee una estructura de tributación directa con tasa regresiva, y si además se desea mantener dicha tasa, se deberá de observar y analizar el caso en que el proceso inflacionario está haciendo la estructura tributaria aún menos regresiva.

PIES DE PAGINA

- 1) Miguel von Hoegen. "El Efecto de la Inflación, a través del Sistema de Tributación Directa, sobre el Ingreso Disponible Real". En: *Revista Universidad de San Carlos*, Octubre 1975. pp. 135-43.

Además, el tema fue presentado en el Primer Seminario de Matemáticas de Guatemala, llevado a cabo en la sede de ICAITI, del 1o. al 3 de Dic. de 1975.

- 2) Los parámetros de esta ecuación tienen las siguientes características:

$$a \leq 0$$

$$0 \leq b \leq 1$$

La constante "a" representa el segmento en el cual el contribuyente recibe, de parte del Estado, un subsidio familiar o, como ha dado en llamarse, "un impuesto negativo"; para el caso de países como Guatemala, donde dicho subsidio no existe, se dice que "a" es el segmento no afecto al impuesto directo, dado que a su nivel de ingreso es más bajo del requerido para principiar a tributar, y que la función no está definida afuera del primer cuadrante. La constante "b" indica la tasa marginal de tributación directa, por lo que, al menos en el caso lineal, para ser realistas no puede ser mayor que la unidad:

$$\frac{dT}{dY_n} = b$$

- 3) La variable "G" representa, en el contexto del artículo, únicamente los ingresos al fisco por tributación directa, dado que el tema que desarrollamos es el efecto que tiene la inflación, a través de la tributación directa, sobre el ingreso estatal (G) y sobre el ingreso disponible real del contribuyente (Y_{dr})

- 4) Ver pie de página número dos.

- 5) Ver pie de página número dos.

- 6) Las constantes de esta ecuación tienen las siguientes características:

$$\begin{array}{l} a < 0 \\ 0 < b \\ 0 < c \\ 0 < bc < 1 \end{array}$$

El significado de la constante "a" es el mismo al expresado en la nota número dos. El significado de las constantes "b" y "c" está dado por el hecho de que determinan, en parte, la tasa no constante de impuesto directo, por lo que el producto de ambas (cb) no puede exceder la unidad, a menos que ocurra el caso en que:

$$0 < c < 1,$$

puesto que entonces se asegura que el monto de impuesto directo (T) es menor que el ingreso nominal (Y_n), ya que la segunda variable estaría disminuida por un factor de radical:

$$T = a + bY_n^c$$

de donde la tasa marginal de impuesto directo sería:

$$\frac{dT}{dY_n} = cbY_n^{c-1}$$

la cual presentaría un exponente negativo para la variable independiente, dado que "c" es menor que la unidad, por lo que ésta pasa al denominador. Para resumir, lo que interesa es señalar que los parámetros "b" y "c" deben de ser tales que aseguren que el monto de impuesto directo (T) sea menor al monto del ingreso nominal (Y_n).



中华人民共和国卫生部

北京后海北沿44号

MINISTRY OF PUBLIC HEALTH
PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

44 Houhai Beiyuan,
Beijing, China

TRAINING OF SENIOR MEDICAL PROFESSIONAL FOR THE COUNTRYSIDE BY ORIENTED ENROLLMENT AND ASSIGNMENT

Wang Hanfeng.Ying yi
(Ministry of Public Health. China)

China now has a population of 1.1 billion. 80% of them, namely, 800 million are countryside residence. In order to promote health care standard of the people of whole country. The Chinese government has set the promotion of rural health care as one of the three strategic priorities of health service. According to the statistics of the Ministry of Public Health, in 1990, the ration was 2.42 doctors per 1,000 population in the urban areas, while in the rural areas, the ration was 0.63 per 1,000 which only amounted 1/4 of the ration in the urban. The shortage of doctors and senior health technicians consist of main constrains for the government to strengthen rural health service. In order to find a solution and following the theory of "Tomorrow's health situation decides Today's Medical Education," provinces are actively running a three-year medical education starting from the enrolled senior high school graduate to train large amount of senior health manpower for the rural within a shorter time. After several years efforts, certain achievements have obtained. When we are successful in running shorter schooling medical education, we should note the demand of rural health service is undergoing great changes. Due to the rapid development of social economy, the rural population show greater demand towards health care not only in terms of quantity but also in quality of rural doctors and senior health professionals. The farmers now are not satisfactory anymore with treatment and medicine when they are sick, they request qualified doctor to treat them. Further more, their concept of health is changing, they require beyond the treatment when they are ill to prevention diseases and promotion of their health. Confronted by the situation of the development of social demand, if we change high education of health professionals for the countryside to the normal



中华人民共和国卫生部

MINISTRY OF PUBLIC HEALTH

44 Houhai Beiyuan,

北京后海北沿44号

PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

Beijing, China

undergraduate course altogether national-wide. this practice will beyond the concrete condition of social economic development of our country. Therefore, it is unfeasible. If we only train shorter schooling professionals at college levels, it will eventually lead a low qualified health manpower as a whole in the countryside. At that time, we will be regret to make a near-sighted strategy for the development of health manpower in the countryside. Thus, in the meantime of the training of three year course medical professionals we also should try our best to train university undergraduates. Because, with longer schooling, and high quality education, the graduates will not only more capable than those professional graduates, but also their basic knowledge is firmer. As a result, they have more potential to be further developed and to be trained as the backbone of health service locally and take the lead in upgrading the standard of medical sciences, and are the responsibility to train health manpower and increase their levels. But, since the implementation of the policy of reform and opening to the outside world, although, the level of material and cultural life in the countryside has been increased remarkably, people in most of the areas have enough food and clothes, some of them are living a comfortable life, however, comparing with cities, the rural areas are still lack behind economically, socially and culturally. Due to this reason, the university graduates are reluctant to leave the city and work in the rural areas, not to stay to the remote and distant areas in the countryside. It is rather difficult to provide university graduates to the countryside. In order to deal with this difficulty, started from Beijing and then to other provinces, three orientation policy was formulated to train normal university undergraduates from the countryside. Namely, oriented enrollment, training and assignment. This policy was initiated by the Capital Medical College in 1965 for the purpose of the training of university undergraduates for the suburbs of Beijing, in particular for the remote mountain areas. The main practices were the following two:

(1) Through national enrollment examination to select



中华人民共和国卫生部

北京后海北沿44号

MINISTRY OF PUBLIC HEALTH
PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

44 Houhai Beiyuan,
Beijing, China

candidates from the suburbs according to plan. Because the level of senior high school graduates are lower. It will be difficult for them to be enrolled according to the same grades. Therefore, a decision was made, namely, those examinees who signed the agreement to work in the original counties after graduation could be enrolled by lower grades.

(2) The education should be oriented to some extent according to the characteristics of the suburbs. The stress should be given to medical care. The establishment of curriculum and the design of knowledge structure should be different from those for the cities. Attention should be given to the comprehensive knowledge development. Both the clinical practice and the strategic concepts of preventive medicine should be strengthened. To enhance the basic knowledge of preventive medicine and training of the skills.

(3) After graduation, the students had to follow the agreement to serve their folks in their hometown as oriented. However, whether due to the lower grades of the enrollment these students who will be assigned to work in the countryside meet the qualification when they graduate? whether can they work permanently the people in their hometown. The long time follow up investigation of their graduates by the Capital Medical College can answer these questions.

1. The orientedly assigned students can be educated to the qualified university graduates. Both the orientedly assigned students and the several university graduates who were enrolled with better grades were assigned to work in the remote suburbs. Although the formers were enrolled with lower grades, they came from the countryside with a down to earth qualification. The college kept in contact with the suburbs and organized students to work and practice medical care in their hometown and serve for the population. In turn, the counties also informed them the health service development. Therefore, they felt excited about the great changes happened in their hometown. They understood from their



中华人民共和国卫生部

北京后海北沿44号

MINISTRY OF PUBLIC HEALTH
PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

44 Houhai Beiyuan,
Beijing, China

own experience that how eager the native people expected them to return and work in their counties. They saw by their own eyes that due to lack of doctors, the newly built wards could not admit patients, and newly purchased sophisticated equipment could not be operated due to lack of suitable persons; And health investment could not play an expected role due to lack of senior health manpower. All of these stimulated their determination to devote themselves to their native towns and to study harder. Generally speaking, they could fulfill the requirements of educational plan and became university graduates of national standard. For example, in 1980 all graduates from the countryside passed examination. The difference between the orientedly assigned students with the normal university undergraduates was the former had less excellent results, instead, they had more average grades.

Table one

The average results of courses among 1986 graduates

grade group	countryside students	general students
90-100	0	0
80-89	12.1%	40.9%
70-79	78.8%	58.4%
60-69	9.1%	0.7%
<60	0	0
total	100%	100%

According to the follow up investigation in 1987, the health institutions in the suburbs of Beijing expressed their satisfaction with both the rural graduates and the general graduates in terms of theory, skills, working capability and learning. The general comparison between the two groups didn't find remarkable difference.



中华人民共和国卫生部

北京后海北沿44号

MINISTRY OF PUBLIC HEALTH
PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

44 Houbai Beiyuan,
Beijing, China

Table two

The General Comparison of evaluations concerning theory, skills, Working capability and learning (investigated in 1987)

general Evaluation	Rural Graduates	General Grduates
excellent	34.5%	31%
good	57.8%	61.9%
unsatisfactory	7.7%	7.1%
total	100%	100%

2. The graduates originally assigned to the countryside could work and settle as well as play role in the countryside.

The originally assigned graduates to the countryside could keep the agreement with school and went back to their hometown to serve the population.

According to the comparison between the oriented students and general graduates after long-time follow up investigation, the orientedly assigned students could settle and play roles.

In 1987, follow up investigation on 1970 graduates was made and result was compared. After 17 years graduation, 63.6% of the orientedly assigned graduates remained in the places assigned either in the mountain or in the plain areas near the cities (Plain county 62.5% .mountain county 64.3%) and become backbone of the local medical services, while only 36.1% of the ordinary graduates remained. Most of them concentrated in the plain areas near cities. The remaining rate was 52.6% in the plain areas and 17.6% in the mountain areas (table 3). Another follow up investigation was carried out in 1991, 21 years later. The remaining rate of orientedly assigned graduates was 52.1%. The other category was 28.2% (table 3). Since the implementation of the policy of reform and opening to outside world, the manpower movement was much more active than before. The difference between the two was very remarkable. According to the investigation of 1991, among graduates from the Capital Medical College from 1980-1990, 88.3% of the orientedly assigned graduates remained, while only 12.5% general students remained (table 4)



中华人民共和国卫生部

北京后海北沿44号

MINISTRY OF PUBLIC HEALTH
PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

44 Houhai Beiyuan,
Beijing, China

Table 3

remaining rate of graduates assigned in 1970 to the suburbs

1970 Countryside Oriented Graduates	General Graduates
1987 63.6%	36.1%
1991 52.1%	28.2%

Table 4

remaining rate of graduates assigned in the period of 1986-1990 to the suburbs

1986-1990 Countryside Oriented Graduates	General Graduates
1991 remained rate 88.3%	12.5%

The oriented graduates were familiar with hometown's situation. they had less difficulties to live and work there. Therefore. they were settled in the remote suburbs. The graduates from cities, not only because they attached to the city's lifepsycologically, but indeed, they had many concrete difficulties. Thus, generally speaking, it was difficult for them to settle in the countryside.

According to the investigation in 1987, the settlement rate of the remaining graduates in the rural areas were countryside graduates:89.6%; General graduates:37.5% (table 5).

Table 5

Settlement situation among graduates assigned to work in the countyside

countryside oriented graduates	general graduates	settled
without any problems	44.8%	0.2%
settled	44.8%	31.3%
not settled	10.4%	62.5%
total	100%	100%

The countryside graduates were settled to work in their hometown and willing to devote their energe to the health



中华人民共和国卫生部

北京后海北沿44号

MINISTRY OF PUBLIC HEALTH
PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

44 Houhai Beiyuan,
Beijing, China

service in their hometown. But the general graduates were likely unsettled to work there. These two attitudes were easily seen from their work and study. According to follow up investigation on the progress of professional knowledge and clinical skills among two groups of graduates. The faster progress rate was 51.7% of countryside graduates, while 26.2% of general graduates (table 6).

Table 6

progress made by graduates who worked in the remote suburbs (1987)

	countryside oriented graduates	general graduates
faster progress	51.7%	26.2%
average	46.6%	69.0%
slow progress	1.7%	4.8%
total	100%	100%

As mentioned above, and according to the review investigation on school grades, follow up investigation after graduation and comparison and analysis between two category graduates. "The three orientation" policy was a feasible and effective one to provide countryside medical university graduates.

3. Less investment and greater effectiveness.

The unbalanced distribution of doctors does not only exist in our country, but also in developing and developed countries. 30 years practice and 20 years follow up investigation by the Capital Medical College initiated and proved that under the circumstances of economic constraints both in the development of rural health service and high medical education "The three orientation" is a better and practical way to provide medical university graduates to the countryside. Now "The three orientations" policy has new



中华人民共和国卫生部

MINISTRY OF PUBLIC HEALTH 44 Houhai Beiyuan,
北京后海北沿44号 PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA Beijing, China

progress. According to our country's economic policy on education. universities and colleges do not charge students tuition and other expenses. and expenses of the students of 'Three orientations' will be borne by state. Countries can delegate schools to train undergraduates for them by paying expenses according to their requirement and financial conditions. The enrollment practice is the same with the oriented enrollment according to the national plan as mentioned above. Annually, a county pay 3,000 yuan to the school. 15,000 yuan for 5 years, which amounts 2/3 of the actual charges. When country has certain financial constraints on education, commission training stimulates two initiatives of both states and county to provide more medical university graduates to the remote areas and rural areas and to promote step by step the quality of doctors and senior health technicians. therefore, to meet at the largest extent the increasing demand on health care by rural residence.

4. Continuing education and others

'Three orientation' is a feasible and effective policy to train university graduates for the countryside. However, we need a series of tactics to upgrade them to senior medical manpower to work in the countryside permanently and steadily.

Firstly, continuing education: University education lays foundation for the graduates to become senior medical professionals. Good or bad university education would decide their strong or weak basis. How to use them and continuing education would decide whether they can become qualified doctors. According to the investigation of graduates, they complained there was no continuing education system and plan. They urgently needed the establishment of continuing education system and concrete plan and ideas. Therefore it is very necessary to establish continuing education system and find concrete solution in order to train them into qualified doctors and make them settled in the rural areas. Now in some places, after working for a period of time, the countryside graduates would further study in the affiliated hospitals to the medical university by working there. Their salaries would be paid by counties and the hospitals do not charge them training fee. By



中华人民共和国卫生部

北京后海北沿44号

MINISTRY OF PUBLIC HEALTH
PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

44 Houhai Beiyuan,
Beijing, China

doing this. financial problems of continuing education is absorbed. Both the training form and financial arrangement are feasible. but there is room for further study in order to refine and promote the practice.

To increase salary, provide housing, and improve working conditions. In Beijing and many provinces, a policy was set up to give more salaries to the graduates who work in the countryside. Averagely, they earn 10% more than their working in the urban. Housing is also better. However, the working condition although being improved is much poorer than that in the cities.

Due to the poor condition and low educational level of rural schools, attention and assistance should be given to their children's education and enrollment.

In conclusion, regulations and methods are formulated in various places to create continuing education and to improve their working and living conditions for the university graduates working in the countryside, and results are achieved. But not very complete and satisfactory. All of these should be further studied, ways and solutions should be exploited and conditions created by government, health and education authorities in the course of economic development and the implementation of strengthening the strategy rural health.

ASSURANCES-RISQUES / RISK INSURANCES

**APERCU DES IMPLICATIONS ECONOMIQUES DU DEVELOPPEMENT DES
CARTES A MICROPROCESSEUR DANS LE DOMAINE DE LA SANTE**

Dominique DURAND

La carte à mémoire et microprocesseur, dite en France "carte à puce" inventée en 1974 par un français, Monsieur Roland MORENO, est aujourd'hui présente dans de nombreux secteurs de la vie économique et sociale : banque, téléphone, transports, Universités, collectivités territoriales. Elle remplace peu à peu les cartes papiers ou plastifiées, magnétiques ou laser dont les fonctions étaient essentiellement porteuses d'identités et accréditives, en un mot, limitées.

Ce développement technologique majeur, issu des plus récents perfectionnements de l'informatique, atteint maintenant le domaine de la santé et de la protection sociale, sous le nom commun de "carte santé".

Nous nous proposons, après avoir brièvement précisé le parcours et les principes constitutifs de la carte santé, d'évaluer son impact en terme économique sur l'organisation française du système de soins et de protection sociale.

C'est volontairement que nous débarrasser ce texte de références précises ou d'exemples particuliers, que l'auteur tient à la disposition de celui qui voudra aller plus loin.

I - LES CARTES SANTE

1) Les cartes santé de la première génération

A l'image des cartes bancaires ou d'organismes financiers, de nombreux entrepreneurs privés intervenant dans le domaine de la santé (fournisseurs de soins ou de protection sociale) ont développé, au début des années 1980 des cartes plastifiées, avec ou sans piste magnétique. Ces cartes, qui subsistent, ont essentiellement deux fonctions.

La première est une fonction d'accréditation : elle ouvre les portes d'un établissement (établissements hospitaliers, cliniques, en général à but lucratif, constitués en chaîne de soins) ou privilégié tel ou tel professionnel (laboratoire d'analyse, pharmacien, paramédical), affiliés par contrat à l'émetteur qui propose ce service sur le marché.

La carte garantit à son porteur que tous les frais d'hospitalisation ou de soins non pris en charge par l'assurance maladie obligatoire (ou une partie de ces frais

suivant le contrat passé par le souscripteur) seront remboursés.

L'émetteur de ce type de carte est une compagnie d'assurance qui a spécialisé certains de ses produits dans la complémentarité maladie ou le remboursement des frais de santé, ou une mutuelle. Pour l'une comme pour l'autre, la constitution de réseaux de clientèles et de fournisseurs de soins captifs permet, outre la constitution d'un marché, de suivre avec attention l'évolution de l'offre et de la demande et de peser sur elles.

C'est une logique de développement excentré qui conduit des organismes bancaires à offrir les mêmes services, en y adjoignant un produit bancaire spécifique comme le crédit revolving, destiné à faire face à des dépenses de santé importantes que ni l'assurance maladie obligatoire ni les "complémentaires" ne prendront en charge. La carte santé s'apparente ici aux cartes de crédit, en sachant que les organismes spécifiés dans la diffusion des cartes de crédit développent eux mêmes des produits santé, qui etc...

Seconde fonction, la carte porte un dossier médical minimum. Celui-ci est inscrit sur la piste magnétique de la carte et est lisible par toute personne bénéficiant d'une clé d'accès, qui leur permet de se connecter à un ordinateur central.

On saisit immédiatement les limites d'utilisation de ce genre de carte : contraintes techniques, mais aussi contraintes liées à la liberté individuelle et l'état confidentiel des informations. Chacun sait qu'il est devenu aisé, pour un spécialiste, d'entrer dans la mémoire des ordinateurs d'autrui.

C'est essentiellement pour ces raisons que les cartes santé à microprocesseur, que j'appellerais de seconde génération, se sont développées.

2) Les cartes santé de seconde génération

La carte santé à microprocesseur se différencie fondamentalement de ses consœurs à piste magnétique. Elle est dotée d'un micro calculateur qui lui confère une intelligence permettant de traiter les données mémorisées et d'en contrôler l'utilisation.

Elle comporte des mémoires non volatiles, où toute l'information transcrite est indélébile (identité du porteur) et des mémoires effaçables. Pour l'utiliser, la lire, modifier la partie volatile, il suffit de disposer du lecteur nécessaire qui peut, ensuite, être relié de façon temporaire ou permanente à un ordinateur, puis connecté à des réseaux de traitements plus puissants. Ceux-ci se mettent actuellement en place sous la conduite des organismes de l'assurance maladie obligatoire (ils couvrent 99,1 % des Français) et c'est autour d'eux que s'organisera dans l'avenir le maillage partenarial du traitement des données intégrées dans les cartes à microprocesseurs.

Ainsi conçue, la carte à microprocesseur permet de répondre à un certain nombre d'exigences en matière de santé :

- sa mémoire est huit fois plus importante que celle d'une carte à piste magnétique.
- Elle est portable
- Les données qu'elle contient sont confidentielles.

Outre qu'elles sont cryptées par le microprocesseur, le porteur de la carte est seul juge - du moins pour certaines zones - de leur divulgation.

- Elle garantit l'intégrité de l'information : celle ci ne peut ni être modifiée ni perdue dans la partie non volatile, une durée de vie de vingt ans étant admise.
- Elle authentifie et certifie les correspondants qui sont amenés à accéder à son contenu.

Dans ces différents domaines, la carte santé de première génération ne présentait pas les mêmes garanties.

3) Les promoteurs de la carte santé à microprocesseur

Les organismes et institutions ayant développé ce type de carte santé sont nombreux. La plupart des projets mis en place regroupent des partenaires publics, mais cette distinction n'a pas dans le domaine de la santé, caractère universel.

Services de l'assurance maladie obligatoire, assurances complémentaires notamment la Fédération des Mutuelles de France), pharmaciens, médecins libéraux, hôpitaux centres de transfusions sanguines, laboratoires, ont développé, au fil des ans, telle ou telle application, dans le domaine de la gestion administrative, du dossier médical, des flux financiers.

Ce développement rapide et disparate, qui a fait l'objet d'une première évaluation en 1988, faisant craindre une certaine cacophonie, le Gouvernement Français a, en Février 1992, favorisé la mise au point d'un accord entre les différents intervenants afin de normaliser les aspects techniques, augmenter la cohérence d'ensemble des systèmes et introduire une forte dose de principes moraux dans la qualité des informations, problèmes qui avaient été soulevés lors de l'évaluation. Le respect des droits de la personne - doit-on évoquer dans la mémoire de la carte une interruption de grossesse par exemple ? -

La pérennité du système de soins français qui garantit le libre choix de son praticien par le patient, l'indépendance des professionnels de santé et le secret médical ont été inscrits dans ce document.

Avec cet accord, l'utilisation de la carte santé devient un principe universel du système de soins et de protection sociale en France, condamnant à terme, toute utilisation élitiste ou ségrégationniste du principe carte santé.

Si l'on observe les partenaires engagés dans ce projet national, on trouve :

- l'Etat (Ministère des Affaires sociales, Ministère des Finances, Ministère de l'Agriculture - en France, les agriculteurs bénéficient d'un régime de protection sociale particulier)

- Les représentants des corps des professionnels de santé (Médecins, Chirurgiens dentistes, sages femmes, pharmaciens,)

- Les organismes d'assurance maladie obligatoire

- Les fédérations d'organismes offrant des prestations complémentaires en matières de maladie (Mutuelles et assurances- mais on remarquera qu'il manque un troisième intervenant, les institutions de prévoyance)

- Deux organisations spécialisés dans la gestion et l'équipement hospitalier.

Le Pôle structurant sera la caisse nationale d'assurance maladie qui se crée ainsi les conditions d'une coopération avec l'ensemble des composantes et des acteurs qui interviennent dans le secteur sanitaire et social. Cette coopération sera-t-elle hégémonique ? La question doit être posée. Elle induit fortement l'utilisation finale de la technologie carte santé.

II - LES DOMAINES D'APPLICATION

Les applications de la carte santé à microprocesseur se différencient selon la nature des informations qu'elles contiennent. Cependant l'accord conclu récemment entre quinze promoteurs de carte santé privilégie les fonctions administratives puis médicales, laissant de côté les fonctions monétiques. On peut cependant présumer que la carte multifonctions en matières de santé sera celle de la troisième génération.

1) Les cartes véhiculant des informations d'ordre administratif

Elles permettent l'identification de la personne au regard de l'organisme assureur. Elles renseignent sur les périodes et l'ouverture de garantie, les taux de prises en charge.

On l'a dit, le principal organisme de protection sociale français est constitué par la Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés. Il gère 45 millions d'assurés et 300 000 professionnels de santé, en procédant essentiellement au contrôle puis au paiement de 700 millions de documents (feuilles de soins) par an. La moitié des agents de ce puissant organisme (36 000 sur 75 000) est chargée du traitement de ces feuilles de soins. L'introduction de la carte à microprocesseur, venant après la saisie informatique des informations, qui elle, s'est achevée en 1985, va permettre un gain de productivité de 35 %. Différentes possibilités sont ouvertes pour exploiter ce gain : on peut d'abord penser à une réduction des effectifs, estimée à 13 500

agents. Mais le mérite de la Caisse Nationale est de travailler à l'utilisation de son personnel à de nouvelles fonctions : maintenance, contrôle, relations humaines avec les assurés, actions vers la gestion des risques, éducation sanitaire, développement de services médicaux, action sociale élargie. L'ensemble de ces mutations professionnelles, qui a évidemment, dans un premier temps, un coût, peut lui même, dégager de nouveaux gains, mais cette fois ci en termes de santé.

2) Cartes véhiculant des informations monétiques

Elles calculent automatiquement les remboursements, elles permettent la répartition et la gestion automatique des prélèvements auprès des organismes de prises en charge ; elles effectuent les ordres de virement aux prestataires.

L'informatisation du système de protection sociale français a peu atteint les flux financiers particuliers, ces millions de feuilles de soins traitées annuellement. Pour deux raisons essentielles : le système de santé français veut que le malade paie directement le médecin (mais il existe de nombreux organismes qui pratiquent la "délégation de paiement") et le système d'avance des frais de santé, désigné sous le vocable de tiers payant, est réservé à des catégories spécifiées de population, la doctrine voulant que la dispense de paiement, en matière de soins, entraîne une surconsommation médicale.

C'est en partie cette attitude de l'assurance maladie obligatoire qui a permis la constitution de ces réseaux parallèles que nous avons évoqué. Cependant quelques expériences ont été menées qui pourraient être étendues. Mais pour l'instant la technologie des échanges magnétiques est privilégiée et va se généraliser à l'ensemble des tiers qui sont en relation avec les organismes d'assurance maladie : les professionnels de santé, les établissements hospitaliers et les mutuelles. On peut s'interroger sur cette réticence du premier intervenant français dans le domaine de la protection maladie à franchir le pas de la monétique. Sans doute faut il y voir la prudence face à la complexité et la disparité des tarifications, liées pour partie aux politiques gouvernementales en matière de coût de la santé. Mais aussi la nécessaire valorisation du maillage complexe d'échanges mis en place et qui ne trouvera sa pertinence qu'à l'orée du 21ème siècle.

3 Les cartes comprenant un dossier médical

Ce sont celles dont l'application a été le plus expérimentée. Elles peuvent accueillir un carnet sanitaire d'urgence selon les normes européennes (décrivant le profil pathologique et médicamenteux du porteur) ; un dossier médical personnalisé, paramétrable en fonction d'un historique médical et chirurgical et de risques répétés : professionnels ou environnementaux.

La présence de zones d'informations médicales pose bien évidemment des problèmes de confidentialité, d'accès et de droit du porteur. Des interdictions de mention ont été éditées par les organismes habilités et sont sous-jacentes à l'accord passé en février 1992 entre quinze promoteurs de cartes santé.

L'autodiscipline médicale et la volonté des porteurs joueront un rôle important dans la définition des éléments du dossier. Concernant l'accès qui doit être le plus large possible pour que la carte conserve son utilité, se pose donc la question des habilitations. Le découpage en zones de lecture différentes, de même que l'accréditation par les organismes professionnels et le ministère devraient offrir une garantie suffisante.

On perçoit immédiatement l'importance du dossier médical portable dans l'économie de la santé. La qualité et la rapidité des soins sont améliorées puisqu'on dispose rapidement d'informations, notamment en cas d'urgence. Le nombre d'examen redondant diminue, comme celui des erreurs de transcription ou de transmission. Enfin les individus, qui participent à la saisie des données sont mieux responsabilisés vis à vis des problèmes de santé. Côté professionnels de santé les attentes se situent également dans l'aide à la décision thérapeutique ou plus généralement médicale.

4 Les cartes multifonctions

Elles regroupent des informations d'ordre administratif, compatibles entre les différents organismes prestataires de services ; des informations d'ordre monétiques, compatibles avec la banque du porteur, celle des prestataires, et d'ordre médical.

Il n'existe, dans le domaine de la santé que quelques cartes multifonction, la plus importante d'entre elles étant développée par la Fédération des Mutuelles de France.

III - GERER AVEC LA CARTE SANTE

1) Gérer les risques

La gestion des risques, en matière de santé, est l'ensemble des moyens et outils permettant de suivre et d'évaluer les caractéristiques des actes, prestations et dépenses de santé. La généralisation de la carte santé à microprocesseur va considérablement accélérer les possibilités prestation, d'un prescripteur ou d'un fournisseur. L'assurance maladie pourra intervenir plus rapidement dans la gestion des risques. La politique de régulation des dépenses de santé dispose ici d'un outil particulièrement performant pour le suivi et la connaissance, en temps réel, des consommations et des comportements des professionnels de santé.

Cette connaissance peut déboucher sur une approche régressive de la santé mais elle peut aussi être porteuse de potentialités d'action de prévention ciblées sur les besoins réels des assurés.

2) Faciliter l'accès aux soins

Dans le cadre de la prise en charge des groupes vulnérables par une politique sociale, les inégalités en matière de santé et d'accès aux soins sont flagrantes. Elles se situent principalement au niveau du retard au recours médical et à la

difficulté d'un suivi correct. Les pathologies spécifiques dépendent plus de cet enchaînement et de la catégorie socio-professionnelle que d'un quelconque atavisme.

Les actions actuellement entreprises pour résoudre les problèmes de santé des personnes en situation de précarité et d'exclusion, reposent essentiellement, dans le cadre des actions curatives, sur la prise en charge du problème financier qui sous tend l'accès aux soins et sur la simplification de cet accès, géré habituellement de manière contraignante et excluante.

Dans de nombreux départements une cascade d'accords entre organismes payeurs et dispensateurs de soins permet de délivrer à chaque personne ayant besoin de cet accès une carte santé, véritable sésame d'un accès normalisé coté utilisateur, outil conséquent de simplification administrative de l'autre.

L'utilisation de la carte santé permet à son propriétaire d'être réinséré dans un processus normal de soins, d'éviter les recours médicaux tardifs et donc un processus normal de soins, d'éviter les recours médicaux tardifs et donc des soins plus lourds et onéreux pour la collectivité. Si l'on a pris, pour conclure, cet exemple, c'est qu'il est révélateur de l'impact que l'on souhaite donner à la technologie carte santé. Elle peut permettre, pour un investissement total estimé, dans son principal à 2 Milliards de francs, un repositionnement total du système de soins, en amont, grâce au dossier médical, en aval grâce aux possibilités statistiques immédiates.

Du système de protection sociale, dont elle allège la tâche administrative, qu'elle simplifie à l'extrême.

Ainsi peut s'engager une maîtrise des dépenses de santé dont les technologies informatiques seront l'instrument essentiel de connaissance, d'analyse, de contrôle et de suivi.

La France a choisi, grâce à la carte à microprocesseur, la construction d'un système cohérent national, qui contraint toutes les composantes du système sanitaire et social à s'inscrire dans un même schéma, sous peine d'être, à court terme, obsolètes. Ce choix stratégique est grandement innovant. Il peut s'apparenter à celui effectué, en 1945 avec la généralisation d'un modèle français de Sécurité Sociale.

DEMAND ANALYSIS OF THE PRIVATE HEALTH INSURANCE

González, Y. and Murillo, C. *

* Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola
Universitat de Barcelona

DEMAND ANALYSIS: AN MICROECONOMIC APPROACH

Private health insurance is having an important increase in the last few years. This increase has ever happened in countries where the national health system almost cover the whole population. In this study we want to specify the elements which explain the demand behaviour. In this way, we think the household budget is one of the most significant determinants of the purchase of health insurance cover. Better quality in the personal service and their facilities, a decrease in time opportunity costs, a removal of the wait list and other varied, can be some of the benefits of acquiring a private insurance.

This paper includes several analysis. First, we do a descriptive study where we examine the relation between to have and not to have an insurance, besides of different variables. Second, we specify an econometric model in order to explain the choice between to purchase or not to purchase an insurance.

Descriptive Analysis of the individual decision.

This paper uses data from the 1986 Barcelona Health Survey, BHS-86, (ALONSO, ANTO, MURILLO, et al., 1989) and the First Quarter 1989 Family Budget Continuous Survey, FBCS, (Statistics National Institute 1989). The sample size in the Barcelona Health Survey is 5391, while it is 3131 in the Family Budget Continuous Survey. The Barcelona Health Survey only includes individuals who are 16 or older. The reference unit in the Family Budget Continuous Survey is the head of the household because there are a few variables that treat individual attributes. So, we think that maybe the head of household chooses the kind of cover for all his family and himself. We calculated cross-tabulation for each one of the two kind of considered cover, against socio-economic attributes.

In this way, it is clear that the probability of acquiring a double cover increases with the individual socio-economic status.

Table 1
Cover Types by Study Level

	TOTAL (5284)	UNIVERSIT (879)	HIGHER SCHOOL (877)	JUNIOR HIG. SCH. (1312)	PRIMARY SCHOOL (1745)	READ AND WRITE (471)
PUBLIC COVER	67.7	50.9	62.3	66.5	74.3	88.1
MIXED COVER	32.3	49.1	37.7	33.5	25.7	11.9
TOTAL	100.0	16.6	16.6	24.8	33.0	8.9

Source: Barcelona Health Survey and own work.
Non Responses: 107

Table 2
Cover Types by Study Level

	TOTAL (3131)	UNIVERSIT (229)	HIGHER SCHOOL (289)	JUNIOR HIG. SCH. (267)	PRIMARY SCHOOL (1476)	READ AND WRITE (870)
PUBLIC COVER	86.0	82.1	82.4	84.3	84.1	92.0
MIXED COVER	14.0	17.9	17.6	15.7	15.9	8.0
TOTAL	100.0	7.3	9.2	8.5	47.1	27.8

Source: Family Budget Continue Survey and own work.

Table 3
Cover Types by Income Level

	TOTAL (5129)	WITHOUT INCOME (3233)	LESS 500 TH. (453)	500 TO 1000 TH. (592)	1000 TO 1500 TH. (396)	1500 TO 2000 TH. (221)	2000 TO 3000 TH. (142)	MAS TO 3000 TH. (92)
PUBLIC COVER	68.0	67.3	76.6	75.2	69.9	60.6	54.2	33.7
MIXED COVER	32.0	32.7	23.4	24.8	30.1	39.4	45.8	66.3
TOTAL	100.0	63.0	8.8	11.5	7.7	4.3	2.8	1.8

Source: Barcelona Health Survey and own work.
Non Responses: 262

Table 4
Cover Types by Income Level

	TOTAL (3131)	WITHOUT INCOME (0)	LESS 500 TH. (144)	500 TO 1000 TH. (549)	1000 TO 1500 TH. (712)	1500 TO 2000 TH. (631)	2000 TO 3000 TH. (667)	MAS TO 3000 TH. (428)
PUBLIC COVER	86.0	0.0	90.3	86.5	87.9	87.5	85.0	80.1
MIXED COVER	14.0	0.0	9.7	13.5	12.1	12.5	15.0	19.9
TOTAL	100.0	0.0	4.6	17.5	22.7	20.2	21.3	13.7

Source: Family Budget continue Survey and own work.

In tables 1 to 4 we can see that the proportion of individuals with mixed cover increases at the same time that the study and the income level. The same effect is shown when we use the social class.

Table 5
Cover Types by Social Class

	TOTAL (4870)	CLASS 1 (271)	CLASS 2 (626)	CLASS 3 (1564)	CLASS 4 (1989)	CLASS 5 (420)
PUBLIC COVER	68.1	49.8	53.0	56.1	80.8	86.7
MIXED COVER	31.9	50.2	47.0	43.9	19.2	13.3
TOTAL	100.0	5.6	12.9	32.1	40.8	8.6

Source: Barcelona Health Survey and own work.
Non Responses: 521

Table 6
Cover Types by Social Class

	TOTAL (3131)	CLASS 1 (475)	CLASS 2 (139)	CLASS 3 (952)	CLASS 4 (1221)	CLASS 5 (340)
PUBLIC COVER	86.0	82.7	72.7	87.3	86.2	91.8
MIXED COVER	14.0	17.3	27.3	12.7	13.8	8.2
TOTAL	100.0	15.2	4.4	30.4	39.1	10.9

Source: Family Budget Continue Survey and own work.

CLASS 1: High administration and Firm Staff, High Red Tap and Liberal Profession.
 CLASS 2: Comercial Executive and Manager-Director, Actors and Sportsman.
 CLASS 3: Staff and Administration Estblishment and Protection and Security Service.
 CLASS 4: Skilled and Semi-skilled Industry, Comercial and Service Workers.
 CLASS 5: Unskilled Workers.

The Barcelona Health Survey includes the diferents districts areas of Barcelona. The cross-tabulation (Table 7) between the type of cover against these districts areas shows that districts areas such as L'Eixample, Les Corts, Sarrià-St.Gervasi and Gràcia have the higher proportion of insurance demand. This is a reflection of the relation between double cover and the social status.

Table 7
Cover Types by Districts Areas

	TOTAL (5320)	CIUTAT VELLA (349)	EIXAMPLE (877)	SANTS MONTJUIC (591)	LES CORTS (256)	SARRIA- S.GERVAS (398)	GRACIA (404)	HORTA- GUINARDO (572)	NOU BARRIS (664)	ST ANDREU (467)	ST MARTI (742)
PUBLIC COVER	67.7	79.1	52.1	76.6	52.0	44.5	46.0	76.7	86.0	74.7	75.7
MIXED COVER	32.3	20.9	47.9	23.4	48.0	55.5	54.0	23.3	14.0	25.3	24.3
TOTAL	100.0	6.6	16.5	11.1	4.8	7.5	7.6	10.8	12.5	8.8	13.9

Source: Barcelona Health Survey and own work.
 Non Responses: 71

In a national level, the behaviour of the individuals is different between different residence places. The Table 8 shows that the individuals who live in towns below 10.000 residents and the other ones who live in cities over 500.000 residents, display a greater tendency to buy a private health insurance. These results are similar to Cea (198x).

Table 8
Cover Types by Size of the Town

	TOTAL (3131)	UNTIL 10 TH. POP. (879)	FROM 10 TO 50 TH (663)	FROM 50 TO 500 (1114)	MORE OF 500 TH. (475)
PUBLIC COVER	86.0	81.8	88.7	89.8	81.3
MIXED COVER	14.0	18.2	11.3	10.2	18.7
TOTAL	100.0	28.1	21.2	35.6	15.2

Source: Family Budget Continue Survey and own work.

Furthermore, the labour status is another important factor in the individual decision. In this sense, the unemployed and the retired people show a ratio of obligatory public cover, greater than the mean. In addition, those that are autonomous workers, have a greater tendency to the private attendance (see Tables 9 and 10). This fact means a certain opportunity cost reflected too in the demand of specific health services (Calonge, 1988).

Table 9
Cover Types by Labour Status

	TOTAL (5320)	AUTONOM. (588)	WAGE EARNER (2567)	NOT WORK (2165)
PUBLIC COVER	67.7	49.3	71.6	68.1
MIXED COVER	32.3	50.7	28.4	31.9
TOTAL	100.0	11.1	48.3	40.7

Source: Barcelona Health Survey and own work.

Non Responses: 71

Table 10
Cover Types by Labour Status

	TOTAL (3131)	AUTONOM. (471)	WAGE EARNER (1435)	NOT WORK (1225)
PUBLIC COVER	86.0	79.0	88.2	86.2
MIXED COVER	14.0	21.0	11.8	13.8
TOTAL	100.0	15.0	45.8	39.1

Source: Barcelona Health Survey and own work.

Modelling the decision of purchasing a private health insurance.

We want to build a model that could explain the decision of purchasing a private health insurance policy. In this sense we've specified a discrete choice model that shows the possibility of purchasing a private health insurance, besides of the cover from obligatory public system.

The data obtained from the FBCS-89Q1 includes the prices of the premium, whereas this information is lacking in the BHS-86. For this reason, and in order to treat in an homogeneous way the study, we've specified a discrete choice model over the purchase of a mixed cover. Since this moment, we will realize the analysis considering the active population.

The individual information of the BHS-86 in 1986, shows that the percentage of households that have a private health insurance policy, besides of the obligatory cover, is nearly 29%. But, this is a proportion of the population sampled in Barcelona in the same period that the public obligatory cover was almost extended to the whole. In contrast, the FBCS-89Q1 estimates that a 14% of the households have a private health insurance policy. This figure coincides with the information about health attendance, published by the Spanish Health and Consumption Ministry.

In the Tables 11 and 12 we can see that the double cover, e.g. a private health insurance policy besides of the obligatory cover, increases with a greater income level and with a greater study level too. If we look at the active population in the HSB-86, the 43.9% of the declared autonomous workers are private health insurance drawees, whereas the 25.7% of the retired and only a 12.7% of the unemployed are in the same circumstance. In the FBCS-89Q1, this figures are the 21%, the 14.6% and the 8.2%, respectively.

Table 11

Distribution of the percentage of people with a double cover (obligatory and private insurance) by household income level and study of the head of the household			
Income level	%	Head Household studies	%
level 1	16.2	without studies	7.3
level 2	22.5	primary school	21.3
level 3	29.1	junior high	29.1
level 4	40.4	high school	44.3
level 5	44.3	university	47.6
level 6	65.1		

Source: Barcelona Health Survey and own work

Table 12

Distribution of the percentage of people with a double cover (obligatory and private insurance) by household income level and study of the head of the household			
Income level	%	Head Household studies	%
level 1	15.4	without studies	7.3
level 2	8.2	primary school	14.4
level 3	11.6	junior high	15.9
level 4	12.0	high school	15.8
level 5	14.8	university	16.2
level 6	19.8		

Source: Family Budget Continuous Survey and own work

The Barcelona Health Survey estimates a payment per household and year of 22.453 pts, e.g. 7.857 pts. per capita and year.

Table 13

Distribution of the expenditure in private insurance by income households levels				
	All the sample (n= 2004)		Those that declared exp. (n= 405)	
Income level	Yearly Expend.	Expenditure per capita	Yearly Expend.	Expenditure per capita
level 1	9.953	4.924	28.176	12.529
level 2	11.792	4.273	48.895	20.844
level 3	17.765	5.600	37.095	14.888
level 4	26.744	7.025	50.649	16.726
level 5	66.446	10.303	58.481	18.109
level 6	66.446	19.545	77.458	26.203
total	22.453	7.857	50.309	18.246

Source: Barcelona Health Survey and own work

Table 14

Distribution of the expenditure in private insurance by income households levels		
	All the sample (n= 2004)	Those that declared exp. (n= 405)
Income level	Expenditure per capita	Expenditure per capita
level 1	822	6.846
level 2	648	7.896
level 3	825	7.211
level 4	980	8.180
level 5	1.565	10.782
level 6	2.270	12.888
total	1.350	10.016

Source: Family Budget Continuous Survey and own work

Moreover, we can see that the payments for the insurance policy are positively related with the income levels, maybe with the exception of the second level of the income, if we look at the BHS-86. It's possible that the labour status explains the most part of this positive relationship, even though the statistical variability is very great. In other hand, we think that the BHS-86 can include in the second level of incomes, a great variety of heterogeneous households, so the bivariant analysis could hide another factors with an influence that we can't seize. Also, the most proportion of heads of households in the analyzed sample, can be found in the first level of the incomes in the FBCS-89Q1.

The sample that we've used for the estimation of the model comes from the BHS-86 and the FBCS-89Q1. We use the household as a unit of observation, considering that the head of the household is who decides to purchase the insurance policy. Previously, we've removed from the sample those households whose heads receive a retirement pension, some medical attendance, or something derived of the economic activity that they've developed earlier. A 31% of the households, in the consequent BHS-86 subsample, and a 13.7%, in the purged FBCS-89Q1 declare to have purchased a private health insurance policy.

As we denote before, the health insurance demand could be seen as a discret choice. A suitable econometric model must compute the probability of the event ($Y=1$, double cover, public and private), given a specifics attributes of the households. We supposed, as an implicit hypothesis, that the households choose the option that provides them a large utility, mixed cover versus national health system, given several restrictions and a specific preference system in the population. We suppose that each one of this options is associated with an utility index, u_{ij} , that contains a deterministic component, v_{ij} , and a stochastic one, e_{ij} :

$$U_{ij} = V_{ij} + e_{ij} ; \quad i = 1, \dots, N ; j = 1, 2.$$

where U_{ij} is the utility associated with the j -th option and the i -th individual of the sample. The deterministic component, V_{ij} , is a function of the attributes of the options and/or the consumers, and we suppose, moreover,

that this deterministic component is linear and additively separable:

$$V_{ij} = Z_{ij}\alpha + X_i\beta_j$$

where Z_j is a vector of the attributes of the j -th option, and X_i is a vector of the attributes of the individuals. The deterministic component, V_{ij} , can be understood as an indirect utility function, in particular if we can use the price of the attributes and the incomes of the individuals, as explanatory factors of the discrete demand. The stochastic component, e_{ij} , present in the utility function, reflects the attributes of the unobservable options and individuals. In addition, it allows to seize some uncertain factors that could be in the decision process. The stochastic component, e_{ij} , is a vector of independent and identically distributed variables among the consumers, with the following distribution function:

$$F_i(e_1, e_2)$$

A consumer i , maximizes his utility choosing the option 2 instead of the option 1 if and only if:

$$U_2 > U_1$$

So, the probability that the i -th individual would choose the option 2 is defined by:

$$\begin{aligned} P_i(y=2) &= P(e_1 < V_2 - V_1 + e_2) \\ &= \int \int_{e_1 < V_2 - V_1 + e_2} f(e_1, e_2) de_1 de_2 \end{aligned}$$

Table 15
 Estimation of the logit model
 Purchase of a private insurance

Interc.	-2.09 (-7.9)	-2.10 (-7.9)	-2.34 (-8.6)
Incomes			
500-1000	0.60 (2.04)	0.60 (2.03)	0.59 (1.98)
1000-1500	1.17 (4.0)	0.79 (4.6)	1.09 (3.68)
1500-2000	1.58 (5.2)	1.58 (5.2)	1.45 (4.70)
>2000	2.06 (6.8)	2.04 (6.7)	1.79 (5.84)
Head of the household			
Autonomous	0.80 (4.7)	0.79 (4.6)	0.71 (4.05)
Woman			
Work	----	0.22 (1.4)	-----
Work and age 25-35	0.36 (1.8)	-----	0.34 (1.7)
Districts Areas			
Eixample	----	-----	0.86 (4.6)
Lecorts	----	-----	1.05 (3.9)
Sarriagr	----	-----	0.72 (2.5)
Gracia	----	-----	1.10 (4.6)
Restricted Activity	-0.80 (-1.74)	-0.81 (-1.76)	-0.83 (-1.80)
N: 1140			
R ²	0.11	0.11	0.13
% Correct. Pred	70%	71%	72%

Table 16
 E s t i m a t i o n
 o f a l o g i t
 m o d e l
 P u r c h a s e o f
 a p r i v a t e
 i n s u r a n c e

Interc.	-2.27	-2.12	-3.12
	(-13.9)	(-5.9)	(-13.7)
Incomes			
INGT	0.85E-06 (4.78)	----	0.75E-06 (4.0)
600-1200	----	-0.03 (-0.05)	----
1200-2000	----	0.10 (0.26)	----
2000-2800	----	0.43 (1.16)	----
>2800	----	0.73 (1.96)	----
Head of the household			
Autonomous	0.70 (4.8)	0.74 (5.1)	0.78 (5.5)
Woman			
Work and age 25-35	0.24 (1.13)	0.23 (1.1)	0.13 (0.6)
Town			
Nuni2	-0.44 (-2.29)	-0.46 (-2.4)	----
Nuni3	-0.54 (-3.15)	-0.53 (-3.1)	----
Nuni4	0.95E-01 (0.48)	0.12 (0.6)	----
Studies			
Estu2	----	----	0.7 (3.1)
Estu3	----	----	0.86 (3.14)
Estu4	----	----	0.8 (2.86)
Estu5	----	----	0.6 (2.1)
N: 3131			
R ²	0.04	0.04	0.03
% Correct. Pred.	86%	86%	86%

If we supposed that the vector $\{ e_j \}$ is independent and identically distributed with a Weibull distribution function:

$$\text{Prob}(e_j <) = F() = \exp[-\exp(-)]$$

we can integrate, obtaining the known formula of the logit, with the probabilities of choice given by:

$$P(y=j) = \frac{\exp(x\beta_j)}{\sum \exp(x\beta_j)} ; j = 1,2; \beta_1=0.$$

The explanatory variables considered are the labour attributes of the head of the household, (=1, Autonomus); the labour status of the wife (=1, work) and a variable that reflects her age and her labour status (=1, work and 25-35 year old). We define the income variable as a set of four dummies variables that express income categories in a increasing order (Table 3). At last, in the case of BHS-86, we added another dummies variables that express the district area as a proxy of the social status (Eixample, Lcorts, Sarriagv, Gracia) and a health index of the drawbacks of the individuals in his ordinary life. In the case of FBCS-89Q1, we included dummies variables expressing the size of the town (Muni2= towns between 10.000 and 50.000 pop.; Muni3=towns between 50.000 and 500.000 pop. and Muni4=towns greater than 500.000) and other dummies reflecting the study level (Estudi2=primary; Estudi3=junior high school; Estudi4=higher school and Estudi5= university).

The results confirm the hypothesis that the probability of purchase is influenced by the income, and as a consequence, maybe by the value of the time. In this sense, the estimation using with the data from BHS-86, shows a clear and positive relationship between the probability of purchasing a private health insurance and the household income. In the case of the FBCS-89Q1, this relationship is evident when the income variable appears in a continous form. But when we categorized this variable, the relationship decrease, even though it can be seen that the later category is nearly the statistical significance. We think that we can understand this positive relationship, as if purchase of health private insurance, once the risk is

covered by the public insurance, would be an additional expenditure for the households that would be strongly conditioned by their economic power.

For example, if in the highest level of income the "odd-ratio" between mixed and public cover is nearly 100:100, e.g. the same number of households under both systems, this figure decreases 17:100 for the lowest level of income.

In the other hand it's interesting to discern the purchase of the insurance, considering the labour status of the head of the household (Reglab=1, autonomus working). For this subpopulation, there is a relative increase of a 15% in the probability of purchase a private insurance.

We think that there is a certain "historical" inertia, given that the public health cover for the autonomus workers didn't introduce until 1984. Furthermore, several teotherical hypotesis show that the value of the time is a function of the income, because the individuals, or the households, reallocate their utilities in the time. We can expect that for the autonomus workers the income process will be closely linked with the use of their own available time.

At last, the district areas variables that reflect higher social status, e.g. Gràcia or Les Corts, are linked with a greater purchase of a private insurance (the ratio mixed over public cover is 90:100). In the Table 15 we compare the probabilities of purchasing a private insurance, discerning between the labour status of the head of the household and the district area in which this household lives.

Table 17
Probabilities of purchase a private insurance
by income levels and social status

	(1)	(2)	(3)	(4)
level 1	0.215	0.118	0.098	0.247
level 2	0.331	0.196	0.165	0.446
level 3	0.449	0.286	0.245	0.494
level 4	0.539	0.366	0.318	0.538
level 5	0.623	0.448	0.395	0.664

(1) *Autonomus* (3) *Basis District area*
(2) *Non autonomus* (4) *Higher Class District area*

CONCLUSION

The private health insurance demand is analyzed as a decision model of a purchasing a policy in a complementary (or supplementary) manner to the public health cover. The data from BHS-86 and FBCS-89Q1 reveal variations in the decision of purchasing a private insurance depends on the study level, the income, the labour and social status. Moreover there are differences in the proportion of mixed cover depends on the residence place.

The estimated average expenditure per capita in health private insurances is 18.246 pts in Barcelona study and 10.016 in the sample of all the spanish households. This difference is due to price variations between the different types of policies (Murillo and González, 1992).

The use of two source of data of different characteristics gives compatible estimations, except the variation attributed to the fact that the BHS-86 covers a sample of urban population, whereas the FBCS-89Q1 covers both rural and urban areas.

A Logit model allows to estimate the explanatory factors of the decision of

purchase a mixed cover. The labour status, incomes and social class are the more explanatory variables of the choice of the households. The percentages of correct prediction guarantee the godness of fit. At last, we compute the odd ratio between (only) public and mixed cover for varied income levels and labour status. The results show great decreases in the odd ratio for the less-favoured classes. In the other hand, the autonomus workers display larger probabilities of purchasing private policies, besides of their income level. This fact is explained by the opportunity cost linked to the use of the public cover.

REFERENCES

- Alonso, J. y J.M. Antó (1989), *Enquesta de Salut de Barcelona 1986*. Ed.: Ajuntament de Barcelona.
- Calonge, S. (1988), *La Demanda Sanitaria: Evidencia Empírica en un Modelo Tobit*. Tesis Doctoral. Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola. Universitat de Barcelona.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979), 'Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root'. *J. of the American Statistical Association*. Vol. 74, pp. 427-431.
- Dolado, J.J. (1990), 'Cointegración: una panorámica'. *Estadística Española*, Vol. 32, nº 124, pp. 327-388.
- Fuller, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*. New York. Wiley.
- Guerrero de Castro, M. (1986), 'El Seguro de Asistencia Sanitaria: sus problemas'. *Hacienda Pública Española*. nº 98, pp. 207-232.
- Joyce, T. (1989), 'A time series analysis of unemployment and health: The case of birth outcomes in New York City', *J. of Health Economics*. Vol. 8, nº 4, pp. 419-436.
- Ministerio de Sanidad y Consumo. Dirección General de Planificación. Memoria Anual. 1987.
- Ministerio de Economía y Hacienda. Dirección General de Seguros. Boletín de Información Trimestral y Memoria Estadística. Varios Años.

Murillo, C. and Gonzalez, Y (1992), 'Health Insurance in Spain', XXXV International Conference, Econometrics of Social Protection, San Jose de Costa Rica.

Mutualidades Públicas. Memoria Anual. 1986

Perron, P. (1989), 'The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis', *Econometrica*. Vol. 57, nº 6, pp. 1361-1401.

Portela, M.. (1990). 'Un año fundamental', en Ranking de Seguros. *El País Negocios*. Año VI, nº extra, 11 diciembre.

Propper, C. (1989), 'An Econometric estimation of the demand for private health insurance in England and Wales'. *Applied Economics*. nº 21, pp. 777-792.

Propper, C. y A. Maynard (1989), 'The market for private health care and the demand for private insurance in Britain', Discussion Paper 53, Centre for Health Economics, Un. York. UNESPA. Estadística de Seguros Privados. Memoria Anual.

Van de Venn, WPMM y B. Van Praag (1981), 'Risk aversion and deductibles in private health insurance: application of adjusted Tobit model to family health care expenditures', en Van der Gaag, J. y M. Perlman (eds): *Health, Economics and Health Economics*. North Holland.

Velasco, J.M. y M.A. Sempere. (1991), 'Curarse en salud', en Especial Seguros Médicos. *El Nuevo Lunes*. 15-21 de Abril. p. 1.

Zweiffel, P. (1982), 'Demand for supplementary health insurance in Switzerland: a theoretical and empirical investigation'. *Geneve Papers on Risk and Insurance*. Vol.7, nº 24, pp.207-236.

**THE VALUE OF SAFETY:
A COMPARISON OF TWO APPROACHES***

by

**Carmen Pedro and Paul Lanoie
Institut d'économie appliquée
École des Hautes Études Commerciales
5255, avenue Decelles
Montréal, Québec
H3T 1V6**

February 1992

* *This research was supported by the Fonds F.C.A.R. of the Quebec government and by the Fondation Mercure of l'École des Hautes Études Commerciales. This paper was presented at the Canadian Economics Association Meetings 1991 held in Kingston, Canada. The authors would like to thank Jack Boan and participants at the workshop for their useful comments.*

ABSTRACT

This paper presents the first effort to compare systematically the values of a statistical life obtained from the two main methodologies existing in the literature - the revealed preference approach (wage-risk analysis) and the contingent valuation approach - applied to the same sample of individuals. In order to do so, a survey was conducted in the Montreal area with a questionnaire containing two series of questions: one set of contingent-valuation questions and one set of questions pertaining to the necessary information to perform a wage-risk study. The results show that the values of a statistical life obtained from both methods are not significantly different from each other and that they are relatively high compared to the rest of the literature.

I. INTRODUCTION

Many public projects impose costs on society in exchange for reducing the risk of death. To determine whether a project is socially desirable, one has to compare the value of reducing risks to the costs of such reductions. Several methods have been proposed for generating estimates of the value of reducing risks of death, but the current consensus in the economics profession is that the appropriate way to measure this value is to determine what people are willing to pay.

There are two principal methodologies to obtain the value people are willing to pay: the **revealed preference approach** based on market data (wage-risk studies and consumer market studies) and the **contingent valuation approach** based on data gathered through questionnaires. As will be discussed below, each approach has its pros and cons. Various studies using either methodology have provided a wide range of estimates of the value of reducing risks, or what is commonly referred to as the value of a statistical life (see Table 1 at the end of the text). Comparison of these estimates across methodologies is difficult since no research to date has been conducted using the two approaches on the same sample of individuals. One exception is the work of Gerking, De Haan and Schulze (1988) and Gegax, Gerking and Schulze (1991) who present respectively contingent-valuation estimates and wage-risk estimates of the value of a statistical life based on the same sample of people. However, they do not make any attempt to rigorously compare the values issued from the two approaches.

This paper presents the first effort to compare systematically the values of a statistical life obtained from the two main methodologies - revealed preference (wage-risk analysis) and contingent valuation - applied to the same sample of individuals. In order to do so, a survey is conducted with a questionnaire containing two series of questions: one set of contingent-valuation questions and one set of questions pertaining to the necessary information to perform a wage-risk study. Furthermore, compared to the work of Gerking et al., direct interviews are conducted instead of relying on a mail survey and we use more precise information to elicit contingent-valuation responses. We also provide a more detailed analysis of the reliability and the validity of our questionnaire. Finally, our data are collected in Canada where no contingent-valuation study has been conducted.

The rest of the paper is organized as follows: Section II briefly explains the two approaches, discussing their advantages and inconvenients, and presents a short survey of the existing studies. Section

III describes the questionnaire and the sample, and discusses the reliability and the validity of the questionnaire. Section IV presents the wage-risk model and its estimates of the value of a statistical life. Section V provides the contingent valuations of a statistical life and compares the values obtained with both approaches. It will be shown, among other things, that the values obtained from both methods are not significantly different from each other and that they are relatively high compared to the rest of the literature. Section VI provides concluding remarks.

II. TWO APPROACHES FOR ESTIMATING WILLINGNESS-TO-PAY¹

A willingness-to-pay (WTP) estimate values the change in well-being that would result from changing the risk of death; it is measured by how much wealth a person is willing to forgo to get that reduction in the risk of death. Similarly, a willingness-to-accept (WTA) estimate is measured by how much more wealth an individual would ask to accept a given increase in the risk of death. Summing such a measure across individuals can provide an estimate value of a statistical life. Rather than the value for any particular individual's life, the value of a statistical life represents what the whole group is willing to pay for reducing each member's risk by a small amount. For example, if each of 100,000 persons is willing to pay \$20 for a reduction in risk from 3 deaths per 100 000 people to 1 death per 100 000 people, the total WTP is \$2 millions and the value per statistical life is \$1 million (with 2 lives saved).

II.1 Revealed Preference Approach

The underlying assumption of this method is that individuals reveal their preferences by their market behavior. The information is obtained by identifying situations in which individuals actually either implicitly or explicitly make a trade-off decision between wealth and physical risk.

The majority of the revealed preference studies conducted to date have been of the wage-risk type (see Table 1). Wage-risk studies estimate the wage premium associated with greater risks of death on the job. Suppose jobs A and B are identical except that workers in job A have higher annual fatal injury risks such that, on average, there is one more job-related death per year for every 10,000 workers in job A than in job B, and workers in job A earn \$500 more per year than those in job B. The implied value

1. This section is inspired from Fisher, Chestnut and Violette (1989).

of a statistical life is then \$5 million for workers in job B who are each willing to forgo \$500 per year for a 1-in-10,000 lower annual risk. Jobs typically differ by other factors as well, so regression analysis is used with wage-risk data to account for these other influences.

The wage-risk approach relies on several assumptions. Among others, it assumes that workers have correct information concerning the physical risk associated with different jobs. This implies that, if workers do not have correct information, one should conduct wage-risk analyses with their perceived risk since workers will base their wage demand on that instead of objective measures of on-the-job risks. Second, it supposes that workers are able to move freely across jobs. If not, workers may be forced to accept a lower wage premium than their optimal choice, and this may lead to a downward bias in the estimated value of a statistical life.

Consumer market studies examine the observable trade-offs people make between risk and wealth in their everyday consumption decisions. For instance, Dardis (1980) uses data on the purchase price of smoke detectors and their effectiveness in reducing the probability of death or injury to estimate the value of a statistical life. Unlike the wage-risk studies, consumer market studies have not been repeated many times by different authors (see Table 1), which creates important limitations regarding their ability to provide credible estimates of the value of a statistical life.

The major advantage of both the wage-risk and consumer market studies is that they are based on actual behavior. However, they require that workers and consumers have correct information about the risk associated respectively with certain jobs and certain consuming activities, which may not always be the case.

II.2 Contingent-Valuation Approach

The contingent valuation approach poses a hypothetical market situation to survey respondents who are then asked about their WTP/WTA for a given variation in the risk level. A typical question would be: How much more would you be willing to pay for a means of transportation to a given destination that would reduce your risk of death from 2 in 100 000 to 1 in 100 000?

The main advantage of this approach is that it allows the researcher to tailor the questionnaire and sample to elicit precisely the information needed. Furthermore, it can be applied to the general population, while wage-risk studies are restricted to workers. The major drawback of this approach is that the individual's response is based on a hypothetical rather than an actual situation. An individual's response to a hypothetical situation and his or her actual behavior in that situation may differ. However, Jones-Lee, Hammerton and Philips (1985) have shown through reliability and validity tests that contingent-valuation studies could provide reliable information on people's WTP for reducing risks.

II.3 Survey of the Existing Literature

Table 1 presents various studies that used the two principal methodologies. They provide a very wide range of estimates of the value of a statistical life (from .12 to 20.71 millions of 1986 Canadian dollars). A part of this variability may be explained by the different data sources used for wage-risk studies. In particular, early wage-risk studies used data from the Society of Actuaries which, based on standard life insurance tables, compute "excess" risk over and above those applying to the general population for each occupation. This "excess" risk is then assumed to be the probability of death associated with each occupation. However, the actuarial risk measure, in fact, includes two risk components: the true occupational risk and personal characteristics risk. Personal characteristics risk is the risk associated with an individual's nature and his or her lifestyle. To the extent that an occupation's high risk of death ranking is attributed to personal characteristics instead of the job characteristics there will be no compensating wage differential and thus, the value of life will be underestimated.² Concerning the homogeneity of data sources, it is also noteworthy that the three Canadian wage-risk studies (Meng, 1989; Meng and Smith, 1990; and Cousineau, Lacroix and Girard, 1992) use similar data bank and obtain estimates of the value of a statistical life that are in a relatively narrow range.

Apart from the various data sources, characteristics inherent to the two different methodologies, such as biases due to imperfect information about risk in revealed preference analyses, may explain the

2. The actuary data produce an unreasonable ranking of occupations risk. For instance, in Thaler and Rosen (1976), the risk of death for waiters exceeds the risk of death for firemen.

diversity of estimates. A comparative study using the two principal approaches with a same sample of individuals will help to understand the actual variety of results.

III. THE SAMPLE AND SURVEY

III.1 Description

The information useful for the comparative study was gathered by means of a questionnaire which contained two sets of questions: one set of contingent valuation questions and one set of questions pertaining to the necessary information to perform a wage-risk analysis.

Given the sensitive and complex nature of the questions, we decided to conduct personal interviews with people selected randomly, whenever possible. In doing so, we avoided the bias inherent to mail surveys (see Gerking, DeHaan and Schulze, 1988); i.e., the fact that better-educated higher-income individuals tend to respond with greater frequency than other groups. For us, the price to pay for that was a lower number of respondents. Furthermore, since one of our objectives was to conduct a wage-risk study our sample was restricted to employed individuals.

Subjects were selected based on a two-step approach similar to the one used by Hersch and Viscusi (1990). First, as in Simard, Lévesque and Bouteiller (1988) and Brody et al. (1990) only firms that employ 100 or more employees were eligible to participate in the study. We chose these firms because we presumed that smaller firms are usually less able to devote the necessary resources in terms of the time and manpower required for the interviews. Indeed, while contacting firms, smaller firms were more likely to refuse to participate than larger firms.³ Employment and Immigration Canada provided comprehensive lists of all firms with 100 or more employees in the Montreal area. Given our resource constraint, we wanted to select thirteen firms randomly and conduct around fifteen interviews in each of these firms for a total of 200 respondents. Second, notices were posted at cooperating firms informing employees that the study would be conducted during a specified time period. During this time

3. This is not believed to be a major problem since an individual's valuation should not be affected by the firm size. Firm size may affect wage premiums in the wage-risk analysis, however, Leigh (1987) found evidence that firm size does not significantly affect wage-risk premiums.

period, a researcher would be present in the lunchroom and would randomly be asking employees to participate in the study. Firms generally provided employees with a quiet area and the necessary time to complete the questionnaire.⁴ The questionnaire contained a total of 37 questions and took, on average, approximately 30 minutes to complete.⁵ Both English and French versions of the questionnaire were available. All employees were told that they were under no obligation to answer the questionnaire and were guaranteed that their answers would be kept confidential.

The survey was conducted between May and July 1990. A total of sixteen firms participated in the study. As in Hersch and Viscusi (1990) and Carlin and Sandry (1990), just under 200 questionnaires were completed (exactly 191). The response rate was 68.7%⁶, which is reasonably good given the length, complexity and sensitive nature of the subject. When comparing our sample to the general population in the Montreal area, the sample seems to be representative in terms of sex, age, education, and marital status.⁷

As mentioned above, the questions broadly covered two categories: valuation questions for the contingent valuation approach and factual questions for the wage-risk approach. Most of the valuation questions concerned job safety so that estimates can be comparable to wage-risk estimates. As in Gerking, De Haan and Schulze (1988), in one of the questions respondents were shown a ladder

4. In certain firms this was not possible. In these cases, employees were randomly sent a questionnaire and asked to participate in the study. If after two weeks employees had not returned the questionnaire, they were sent a reminder to please fill out the questionnaire. Furthermore, these participants were given the telephone numbers of the researchers in case they had problems understanding and answering the questionnaire.

5. The original version of the questionnaire was refined through a lengthy and careful process of experimentation involving two series of pre-tests, each of about 10 questionnaires.

6. Our targeted population was the employees in firms with 100 or more employees. This is why the response rate calculation does not take into account the number of firms contacted. Getting firms to cooperate was just a way of getting access to the employees. To calculate the response rate, the interviewer kept record of all the completed and non completed interviews and refusals. As mentioned above, in certain firms, questionnaires were randomly sent out to employees. These firms were asked to keep a record of the questionnaires sent out and the questionnaires returned.

7. This comparison is not exactly rigorous since our targeted population was the employees in firms with 100 or more employees in the Montreal area, and there are very few general statistics available concerning such firms.

containing ten steps (see Appendix 1). Each step, associated with a well-known type of job, represented an increase in the probability of a job-related accidental death. The different jobs were ranked according to data on occupational risk of death provided by the Quebec Workers' Compensation Board, whereas Gerking, De Haan and Schulze (1988) ranked their jobs according to less reliable actuarial data. Respondents were asked to circle the step number that most closely described their risk of an accidental job-related death (Question 3). They were then asked how much of an increase in gross weekly wages they would have to be paid (WTA) to voluntarily work at the same job if the risk of accidental death was instead one step higher on the ladder (Question 4A or Q4A). Similarly, respondents were also asked how much of a decrease in gross weekly wages they would willingly forgo (WTP) to work at the same job if the risk of accidental death was instead one step lower on the ladder (Question 5A).⁸ Furthermore, in order to compare the value of reducing risks of death on the job with the value of reducing risks from other sources, we asked respondents two valuation questions (WTP and WTA, Questions 1A and 1B) regarding their willingness to have an airbag system on their car.

III.2 Reliability and validity

Before we proceed to present the valuation questions, there are a number of issues that need to be addressed. These include the validity of the responses, their reliability and stability, and the problem with processing and understanding probability concepts. Given that the subject matter is very sensitive, the questions usually complex and situations posed are usually hypothetical, special attention will be paid to the validity and reliability of the valuation responses.

Reliability of a measure, in this case the individual response, is basically the extent to which a measure yields consistent results. Reliability may be tested by comparing findings from repeated applications of the same measure in two different occasions, or by comparing results obtained in the same occasion using measures which are highly similar but different.

8. Individuals who found themselves on either the last step or the first step were asked to imagine that they were either one step lower (Question 4B) or higher (Question 5B), depending on the question, and were then asked the valuation questions. Sixty-three individuals selected the first step, while only one person selected the last step and therefore, Question 4B will not be paid further attention.

Validity, which lies at the very heart of the scientific process, is the degree to which a measure assesses what it is intended to measure. In particular, discriminant validity is the ability to distinguish the phenomenon one claims to measure from another phenomenon which is supposedly different. Furthermore, predictive validity is based on the explicit investigation of the measures in terms of the formal hypothesis derived from theory or the dictates of common sense.⁹

Internal consistency (reliability) and validity are assessed by examining the correlations of different questions. Our assessment is based on the principles of Campbell and Fiske's (1959) Multitrait-Multimethod Matrix (MTMM). Basically these principles dictate, as a measure of reliability, that two very similar measures, in this case the WTA and WTP, of the same question should be highly correlated with each other. As a measure of discriminant validity, one expects that the correlation between two different measures of the same situation to be higher than the correlation between two different situations. This is because consistency between measures and situations may be attributable to the fact that measures may be insensitive, or too broad or vague to discriminate between different situations. For example, the correlations between the questions related to car safety (Q1A, Q1B) and the questions related to job safety (Q4A, Q5A, Q5B) should be weaker than the correlation between the two questions related to car safety (Q1A and Q1B).

Examining Table 2, the two different measures (WTA and WTP, Q1A and Q1B, Q4A and Q5A/Q5B respectively) of the same situation are highly correlated (.478, .827 and .777) with each other, which suggests internal consistency or reliability. Furthermore, both measures of the value of life (WTA and WTP, Q1A and Q1B) dealing with car safety are more highly correlated with each other than with questions attempting to measure job safety. Correlations of Q1A and Q1B with Q4A/Q5A/Q5B are very small indicating discriminant validity. It indicates the ability of the questions to distinguish between the two types of situation.

9. Very little empirical work has been conducted in this area. As mentioned earlier, one notable exception has been Jones-Lee, Hammerton and Philips (1985). Their study provided extensive tests of the feasibility of the contingent valuation approach. Taken as a whole, their results were encouraging. First, respondents were usually willing and comfortable answering questions. Second, the quality of the respondents' perceptions of certain risks was, in general, very good. Third, the valuation results displayed an overall pattern of reliability and degree of conformity with theory or common sense. Also, to test for temporal consistency, a follow-up survey was conducted among 210 of the original respondents, and the responses were fairly robust across time.

In terms of predictive validity, as will be shown further on in Table 8, the mean contingent values of the WTA questions exceed the mean contingent values of the WTP questions. These findings are similar to the results reported by Jones-Lee, Hammerton and Philips (1985), Knetsch and Sinden (1984) and Brookshire and Coursey (1987). According to their results, people generally require far more compensation to give up a good than they are willing to pay to acquire it. Disparities between these two measures can be explained by the psychological theory of loss aversion: people are more averse to a loss than attracted to an equivalent gain.¹⁰

In general, the valuation responses indicate that respondents were not simply guessing or "pulling numbers out of a hat". Had this been the case, answers would have displayed little variation between different questions or varied more or less randomly. Moreover, if the majority of respondents were simply guessing, then one would not expect the valuation responses to vary in the systematic way predicted by theory or common sense. One should also note that the last question of the questionnaire asked respondents if they had difficulties answering the valuation questions. In general, their answer was that they had no difficulty.

IV. WAGE-RISK ANALYSIS

IV.1 The Model

The existence of risk premia is investigated using an earnings equation of the following form:

$$(1) \quad \ln WAGE = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot DEATH + \alpha_2 \cdot RISK + \alpha_3 \cdot SEV + \sum_{j=4}^x \alpha_j \cdot OT_j \\ + \sum_{i=10}^r \alpha_i \cdot IC_i + \mu_i$$

The definition, mean, standard deviation and source of the different variables is provided in Table 3. $\ln WAGE$, the dependent variable, is the natural log of weekly wages before taxes. The semi-logarithmic form is common in the literature. Moore and Viscusi (1990, p. 77) confirm that the use of

10. In further research, other tests of predictive validity will be conducted. In particular, we will analyze the determinants of WTP or WTA to see if they are consistent with other evidence (e.g., Jones-Lee, Hammerton and Philips, 1985).

the log of wage as the dependent variable is justified on the grounds of a Box-Cox transformation. In terms of the independent variables, as in Olson (1981), Cousineau, Lacroix and Girard (1992) and Moore and Viscusi (1990), the riskiness of jobs is measured by three different risk variables. These variables are the risk of death (DEATH), risk of non-fatal injury (RISK) and severity of injury (SEV). In the equation model, two different measures of the risk of death are used independently: one measure is the actual number of work-related deaths per occupation, the other is the perceived risk of death per occupation obtained from a question in which respondents were asked to circle the step number that most closely resembled their risk of an accidental death. It is expected that all three risk measures will have a positive influence on wages, indicating the existence of compensating differentials.

There are a number of control variables included in the equation. First, there are certain occupational traits (OT), such as physical exertion (PHYSICAL), exposure to extreme cold (COLD), HUMIDITY, HEAT, NOISE and dust (ATMOSPHERE). Coefficients on these variables are expected to be positive, indicating that jobs with less desirable characteristics require a wage premium to attract workers. However, given the variety of human preferences, it is doubtful that these characteristics can be claimed, a priori, to be disagreeable at the margin. In fact, there are a number of examples in the literature where occupational trait variables do not perform as expected (see Smith, 1979). In addition, an occupational dummy variable (MANUAL) was included. It is expected that manual workers, who generally are exposed to more job-related risk, ceteris paribus, will earn higher weekly wages than non manual workers. Alternatively, the coefficient of this variable could be negative if nonmanual workers are mainly managers or professionals.

We also include the usual socioeconomic variables (individuals characteristics, IC) commonly used in earnings functions. It is expected that individuals who work longer hours (LnHRS), are more experienced (EXPER), are unionized (UNION), and are supervisors (SUPER), ceteris paribus, will receive higher weekly wages. Furthermore, it is expected that wages increase with age (AGE), but at a decreasing rate (the coefficient of square age - SQAGE - is expected to take a negative sign). It is also expected that less educated workers (HIGHELM, COLLEGE) will earn less. With the gender variable (GENDER), it is expected that males will earn higher weekly wages than females, reflecting the general market condition that, on a whole males generally earn more than females. It is also expected that married individuals (MARRIED) with dependents (DEPEND) will have higher weekly wages. That is, these individuals are more likely to require jobs with higher paying wages to help support their families.

However, the fact that the spouse (SPOUSE) works may have the opposite effect. Finally, there are also a number of industry dummies: TRANSP (transportation), BUSOTH (business and other personal services), MANUF (manufacturing), GOVT (government, social and education services) to capture industry differences.

IV.2 Data

Data from questionnaires was completed by the Quebec Compensation Board (Commission de la Santé et de la Sécurité du Travail, or CSST) databank broken down by occupation at the four digit level for the risk variables and occupational traits. Risk measures and occupational traits data were matched to survey data based on occupational data obtained from the questionnaire.

The risk variables were constructed from the entire population of the Quebec Compensation Board data. The risk of death was defined as the total number of work-related deaths per ten thousand employees in each occupation. The data covers a period starting January 1, 1981, and ending May 31, 1985,¹¹ a four year and five months period. By using the average of a four year and five months period, the number of observations was increased and the structural aspects of occupational injuries was captured instead of the anomalies that may exist in a given year (see Moore and Viscusi, 1989, for further discussion). The risk of occupational injury was defined as the number of compensated accidents at work¹². An accident rate was then calculated in the same way as the death rate. The severity of injury variable was defined as the total number of workdays lost divided by the total number of compensated accidents.

11. We implicitly assume that the risk of death per occupation prevailing in 1990 has not changed significantly since that period.

12. These are accidents involving at least one day of absence.

IV.3 Wage-Risk Results

Table 4 presents the results of the different specifications of the semi-logarithmic equation (1) for the whole sample (162 observations)¹³. Four specifications use the real risk of death and four others use the perceived risk of death.¹⁴ Regression estimates are obtained by ordinary-least squares (OLS). Overall, summary statistics indicate that the earnings equations fit well. Adjusted R²s are relatively high for cross-sectional data and the F statistics indicate that the equations as a whole are significant.¹⁵

The results for the risk variables are generally poor. The coefficient of the risk of death variable, real and perceived, is generally positive, but not significant. The coefficient of the risk of injury variable is negative and generally insignificant, whereas the coefficient on the severity variable is unexpectedly negative and significant.¹⁶ In addition, as in Cousineau, Lacroix and Girard (1992), a severity times frequency (SEV*RISK) variable is included in specifications (2), (4), (6) and (8). This variable is included to capture "the loss of health measured in days lost per worker. It measures the expected loss in utility or diminution of the ability to draw the same utility out of a given income". The coefficient of this variable is unexpectedly negative when included, and significant in specifications (2) and (6). Since these results do not provide value of life estimates, we do not discuss them any further.

A possible explanation for the poor performance of the risk variables lies in the differences between occupational groups that may not be apparent when the entire sample is used. Moore and Viscusi (1989) noticed that in many compensating differentials studies, to successfully estimate wage premiums, it is necessary to restrict the sample to manual or blue-collar workers. Moreover, Dickens

13. We restrict our sample to 162 observations instead of 191 because, for certain occupations, occupational traits (OT) were not available.

14. As the measure of perceived risk, we used the actual risk of death of the occupation corresponding to the step number circled by the respondents as the one that most closely described their risk of an accidental job-related death.

15. Furthermore, we tested for potential heteroskedasticity in the different specifications, which is a common problem with cross-sectional data, using the Koenker (1981) test. The test did not reject the hypothesis of homoskedasticity.

16. It is difficult to explain why the severity of injury variable negatively influences earnings. However, Olson (1981) also finds a negative severity coefficient in his unionized sample.

(1984) found that, by dividing the sample into unionized and nonunionized workers, the sign of the risk variables was affected. In the same vein, Olson (1981) found that, by dividing his sample in the same fashion, the relationship between the severity of injuries and wages became negative for his unionized sample.

As in Cousineau, Lacroix and Girard (1992) and Gegax, Gerking and Schulze (1991), separate regressions were estimated for the manual workers¹⁷ (N=68) and for unionized manual workers (N=63). The explanatory power of the earnings equations is fairly good for manual workers (Table 5). Adjusted R²s are still relatively high (but lower than for the whole sample) and the F statistics indicate that the equations as a whole are significant. Performance of the risk variables improves slightly in that sample. The coefficient on the perceived risk of death variable increases, but is still insignificant. Meanwhile, a negative but insignificant coefficient is found using the real risk of death. This is encouraging since the perceived risk of death should be a more accurate measure of workers' self-assessed risk, on which they base their demand for risk premia, than the average occupational measure. Also encouraging are the positive and significant coefficients on the risk of injury¹⁸ and severity times frequency variables. The coefficient on the severity of injury variable, however, is still negative in all cases, but not significant.

Regression results for unionized manual workers improve still further. Examining Table 6, the coefficient of RISK is positive and significant in specification (5). The severity times frequency variable is positive and significant in specifications (2) and (6). Meanwhile, the severity of variable is still negative and significant in specifications (1) and (5). Again, the perceived risk of death variable performs better than the actual risk. Its coefficient is positive, significant and robust across specifications in specifications (1) to (4) inclusively.

The difference in the performance of the perceived risk of death variable across subsamples can be partly explained by comparing the mean risk values reported by nonunionized nonmanual workers to

17. Defined as occupational codes greater than or equal to 5130 from Labour Canada (1979).

18. The coefficient on the risk of injury variable is statistically significant at the 10% level, using a two-tailed test, for specifications (1) and (5).

manual and manual unionized workers (Table 7).¹⁹ The mean perceived risk for the nonunionized nonmanual workers is relatively low and may be too small, or vary unsufficiently, to precisely estimate a coefficient on this variable when we take the group as a whole.

The above-mentioned results imply that, using the wage-risk approach, we can find a value of a statistical life only for the unionized manual workers. Results highlighting the role of unions in securing compensating wage differentials for fatal accidents are common in literature (see Viscusi, 1979; Olson, 1981 and Gegax, Gerking and Schulze, 1991). There are several reasons that may explain why union members receive larger risk premiums than nonunion members; for instance, unions may use their superior bargaining power to negotiate larger risk premiums for their members.

The coefficient of the perceived risk of death variable in the different specifications of Table 6 implies value of life estimates from 17.3 to 19.2 millions \$ (1986 Can. dollars). These values are in the upper range of the estimated values presented in the existing literature, closed to the highest values obtained by Smith (1974) and Viscusi (1981) (see Table 1). However, as argued by Dickens (1990, p. 13), it is possible that the journal editing and refereeing process results in the publication of only those estimates with which authors, referees, and editors feel comfortable and therefore, very high values may be automatically excluded.

Examining Table 6, it also appears that the coefficients of the different control variables in the wage equation have the expected sign, except for certain occupational traits, and most of them are significant and robust across specifications. In particular, it is shown that workers have significantly higher wages if they are male, older, more experienced and educated, married, supervisor, if they work in the transportation industry and if their job involves physical exertion and exposure to cold and dust. However, workers exposed to heat and noise receive significantly lower wages as in Smith (1979).

19. Regressions were also estimated for nonmanual and nonunionized workers in which the coefficient of the risk of death variable, either perceived or real, was not positive and significant. Complete results are available upon request.

V. CONTINGENT VALUATION RESULTS AND COMPARISON OF THE TWO APPROACHES

The average estimates of the value of a statistical life are reported in Table 8 for the different subsamples and the different valuation questions. All values are significantly greater than zero at the ten percent level. Given our objective of comparing contingent valuation estimates with wage-risk estimates, we will focus on the questions that are more closely related to the context in which the wage-risk trade-off takes place; i.e., Questions 4A, 5A and 5B.

Examining the contingent values for these questions in all samples reveals that the distributions are generally skewed to the right. A partial explanation for this result is the relatively large number of zero responses. Frankel (1979) suggests that zero responses may reflect the fatalistic belief that life-spans are predetermined and thus, there is basically no point in spending on safety. Alternatively, workers may not bother to calculate small positive bids since innumerable risks are always present in everyday life and simply report zero.

Furthermore, the WTA values (Q4A) are greater than the WTP values (Q5A, Q5B) in all samples. As discussed above, this is not surprising if one relies on the psychological theory of loss aversion: people are much more averse to a loss than attracted to an equivalent gain. Research has also shown that WTP measures may be both more accurate and more stable than hypothetical WTA measures. Psychological factors do not appear to influence hypothetical WTP measure to the degree they influence the WTA measure. In particular, Knetsch and Sinden (1984) suggest that individuals may engage in "wishful thinking" as to how much they ought to be paid for an increase in their risk level. Hence, WTA values are likely to be biased upwards. For these reasons, WTP values may be more reliable. Examining WTP measures related to on-the-job risk (Q5A and Q5B), the value of life estimates range from 22 to 27 millions \$ (1986 Canadian dollars). For Q5A, the results indicate that the average contingent values are not significantly different across subsamples. These estimates are similar to Jones-Lee's (1976) contingent-value results.

The value of life estimates related to the questions on potential purchases of air bags (Q1A and Q1B) vary little across subsamples and are significantly lower than those related to job safety. The reasons for this phenomenon are not clear. It may be that people are less reluctant to die from a car

accident than a job accident (note that the consumer market values involving car safety reported in Table 1 are relatively low compared with wage-risk estimates). Alternatively, it may mean that respondents had not enough information about air bags (other than their usefulness in reducing risks) to express a strong desire to buy this relatively new device. The value of life estimates obtained by the WTP approach are similar to Gegax, Gerking and Schulze (1991) 2.2 million \$ estimate, while the WTA estimates are similar to Cousineau, Lacroix and Girard's (1992) 3.3 million \$ estimate.

It is possible to compare the value of life estimates from the two approaches only for the unionized manual sample. We thus compare the value (from 17.3 to 19.2 million \$) obtained from the different specifications of the wage-risk equation for that sample with the WTP value (27.3 million \$) directly related to the context in which the wage-risk trade-off takes place (Q5A). As mentioned earlier, we consider that the WTP values are more reliable than the WTA values. It should be noted that Gegax, Gerking and Schulze (1991) also obtained a value of a statistical life from their wage-risk study (2.2 million \$) lower than what Gerking, De Haan and Schulze (1988) obtained (3.9 million \$) from their contingent-valuation study. Our comparison exercise is fairly simple, it consists in determining whether or not the wage-risk values enter in the confidence interval surrounding the WTP value defined at the five percent level. The exercise shows that the wage-risk values from the different specifications for the unionized manual workers are not statistically different from the WTP value. However, they are significantly different from the WTP value related to car safety (Q1A), suggesting that it is important to compare the wage-risk values with contingent values obtained from questions directly related to the labor market.

VI. CONCLUSION

This paper has compared the values of a statistical life obtained from the two main methodologies existing in the literature - the revealed preference approach (wage-risk analysis) and the contingent valuation approach - applied to the same sample of individuals. In order to do so, a survey was conducted in the Montreal area with a questionnaire containing two series of questions: one set of contingent-valuation questions and one set of questions pertaining to the necessary information to perform a wage-risk study. The results showed that the values of a statistical life obtained from both methods were relatively high compared with the rest of the literature and that they were not statistically different from each other for the sample of unionized manual workers. This finding may mean that biases inherent

to each approach are small or that they go in the same direction. Altogether, this suggests that both approaches, in spite of their respective advantages and inconvenients, may be equally appropriate to provide sound estimates of the value of a statistical life.

TABLE 1
Estimates of the Marginal Willingness to Pay for Reduction in Risk
 (in millions of 1986 Canadian Dollars)

I. Revealed Preferences	Mean risk level for the sample ¹	Source of the Risk variable	Range of Estimates	Judgmental best estimate of the value of life
I.A.1 Early low-range wage-risk studies				
1. Thaler & Rosen (1976)	11.0	Society of Actuaries (SOA)	0.61-1.17	0.89
2. Arnould & Nichols (1983)	11.0	SOA	1.00	1.00
3. Dillingham (1979)	1.7	N.Y. Compensation Board	0.53-1.67	0.63
I.A.2 Early high-range wage-risk studies				
4. Smith (1974)	1.0 to 1.5	BLS (Bureau of Labour Statistics)	11.82-20.71	11.82
5. Smith (1976)	1.0 to 1.5	BLS	5.00-5.42	5.14
6. Viscusi (1978)	1.2	BLS	5.70-7.23	5.98
7. Olson (1981)	1.0	BLS	11.12	11.12
8. Viscusi (1981) a. with interaction terms b. w/o interaction terms	1.04 1.04	BLS	7.51-9.73 6.53-18.63	9.73
I.A.3 New wage-risk studies				
9. Dillingham (1985)	1.4 to 8.3	U.S. Dept. of Labour	2.67-8.06	3.48
10. Marin & Psacharopoulos (1982) a. manual workers b. nonmanual workers	2.0 2.0	U.K. Office of Population Censuses and Surveys	3.75-4.31 12.51	4.03
11. Gegax, Gerkin & Schulze (1991) a. union workers b. union blue collar workers	8.2 10.1	Perceived risk based on SOA	2.64 2.22	2.22
12. Moore & Viscusi (1988)	0.79	NTOF (National Traumatic Occupational Fatality) & BLS	7.23-9.17	7.51
I.A.4 Canadian Studies (Wage-Risk Analyses)				
13. Cousineau, Lacroix & Girard (1991)	.764	Quebec Workmen's Compens. Board	-	3.33
14. Meng (1989)	1.9	Labour Canada & Quebec Workmen's Compens. Board	3.28-3.89	3.62
15. Meng & Smith (1990)	Not reported	Labour Canada & Quebec Workmen's Compens. Board	0.96-8.28	1.88
I.B. Consumer Market Studies				
16. Ghosh, Lees & Seal (1975)	Not reported	U.K. Ministry of Transport	0.78	0.78
17. Blomquist (1979)	3.0	U.S. Department of Transportation	0.53-1.95	0.85
18. Dardis (1980)	0.9	U.S. Consumer Product Safety Commission	0.50-0.78	0.64
19. Ippolito & Ippolito (1984)	Varied	U.S. Department of Health, Education and Welfare	0.33-1.75	0.72
N. Contingent Valuation Studies				
20. Acton (1973)	Not reported		-	0.12
21. Jones-Lee (1976)	Not reported		-	19.6
22. Jones-Lee, Hammerton and Philips (1985)	.8 to 1		2.22-6.12	4.4
23. Gerking, De Haan & Schulze (1988)	4.2 to 10.0		3.34-4.59	3.9

1. Approximate annual deaths per 10 000 people.

Source: Fisher, Chestnut and Violette (1989) plus certain additions by the authors.

TABLE 2
Correlations of the Valuation Questions¹

MEASURES	WTP			WTA	
	Q1A	Q5A ²	Q5B	Q1B	Q4A
1. WTP					
Q1A	1.0				
Q5A	.005	1.0			
Q5B	-.030	-	1.0		
2. WTA					
Q1B	.478**	-.040	-.134	1.0	
Q4A	.003	.827**	.777**	-.066	1.0

** Significant at 1% (two-tailed test).

-
1. These correlations are based on the whole sample.
 2. There is no correlation between Q5A and Q5B because people who answered 5A did not answer 5B.

TABLE 3
Definition, Mean, Standard Deviation and Statistical
Source of All Variables (N = 162)

Variables	Definition	Mean	Standard Deviation	Data Source
I. Dependent Variable				
LnWAGE	Natural log of gross weekly wages (1990)	6.488	.434	Survey
II. Independent Variables				
II.A. Risk Variables				
DEATH (real risk)	Fatality per 10 000 per occupation	1.261	2.109	CSST (1985)
RISK	Non-Fatal Accidents per 10 000 per occupation	997.26	1363.991	CSST (1985)
SEV	Average number of days lost per injury per occupation	22.9	10.87	CSST (1985)
II.B. Occupational Traits (OT)				
PHYSICAL	Job requires physical exertion (1 to 9 index)	1.469	.513	CSST (1985)
COLD	Job requires exposure to extreme cold (1 to 9 index)	0.148	.652	CSST (1985)
HUMIDITY	Job requires exposure to humidity (1 to 9 index)	1.593	4.047	CSST (1985)
HEAT	Job requires exposure to extreme heat (1 to 9 index)	1.019	2.125	CSST (1985)
NOISE	Job requires exposure to noise (1 to 9 index)	1.383	4.808	CSST (1985)
ATMOSPHERE	Job requires exposure to odors, dust (1 to 9 index)	0.821	2.865	CSST (1985)
II.C. Individual Characteristics (IC)				
LnHRS	Natural log of usual hours worked	3.674	.136	Survey
UNION	Union member = 1; otherwise = 0	0.549	.499	Survey
AGE	Age in years	35.617	9.915	Survey
EXPER	Years employed in occupation	12.971	9.329	Survey
SUPER	Supervisor = 1; otherwise = 0	0.235	.425	Survey
MARRIED	Married = 1; otherwise = 0	0.753	.433	Survey
SPOUSE	Spoused employed = 1; otherwise = 0	0.574	.496	Survey
DEPEND	Number of dependents	1.179	1.285	Survey
GENDER	Sex male = 1; otherwise = 0	.630	.484	Survey
MANUAL	Manual worker = 1; otherwise = 0	.420	.495	Survey
EDUCATION DUMMIES (university graduates is default)				
HIGHELM	No formal schooling, elementary or high school	.333	.473	Survey
COLLEGE	College or technical school	.290	.455	Survey
INDUSTRY DUMMIES (Government, social and education services is default)				
TRANSP	Transportation	.049	.217	Survey
BUSOTH	Busin., personal & other services	.204	.404	Survey
MANUF	Manufacturing	.346	.477	Survey

TABLE 4
The Ln WAGE Equation - OLS Estimates
WHOLE SAMPLE (N = 162)
 Coefficients (t-statistics)

	PERCEIVED RISK				REAL RISK			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LnHRS	1.04** (5.16)	1.04** (5.13)	1.01** (5.01)	.93** (4.58)	1.01** (5.20)	1.07** (5.22)	1.02** (5.10)	1.00** (4.96)
UNION	.09 (1.25)	.10 (1.29)	.08 (1.10)	.10 (1.30)	.09 (1.24)	.10 (1.32)	.07 (1.00)	.06 (.78)
AGE	.02 (1.15)	.03 (1.47)	.01 (.70)	.02 (.89)	.02 (1.09)	.03 (1.41)	.01 (.67)	.02 (.95)
SOAGE	-.0002 (-.48)	-.0003 (-1.37)	-.0001 (-.69)	-.0002 (-.87)	-.0003 (-1.02)	-.0003 (-1.30)	-.0002 (-.67)	-.0002 (-.96)
EXPER	.003 (.67)	.003 (.62)	.01 (1.35)	.01 (1.5)	.003 (.70)	.003 (.62)	.01 (1.45)	.01* (1.67)
SUPER	.14** (2.30)	.14** (2.27)	.11* (1.82)	.11* (1.78)	.14** (2.31)	.14** (2.28)	.11* (1.81)	.11* (1.77)
MARRIED	.18** (2.02)	.17* (1.90)	.21** (2.34)	.20** (2.79)	.19** (2.05)	.18* (1.95)	.21** (2.29)	.19** (2.09)
SPOUSE	-.05 (-.76)	-.07 (-.94)	-.07 (-.95)	-.07 (-1.05)	-.06 (-.80)	-.07 (-.90)	-.07 (-.92)	-.07 (-.96)
DEPEND	.004 (.18)	.005 (.24)	.02 (.74)	.02 (.87)	.004 (.17)	.005 (.20)	.02 (.76)	.02 (.84)
GENDER	.19** (3.04)	.18** (2.89)	.21** (3.28)	.19** (3.0)	.19** (3.0)	.18** (2.75)	.21** (3.30)	.21** (3.28)
TRANSP	-.10 (-.67)	-.07 (-.46)	-.24 (-1.60)	-.13 (-.84)	-.12 (-.83)	-.07 (-.52)	-.26* (-1.84)	-.21 (-1.49)
BUSOTH	-.11 (-.95)	-.11 (-.90)	-.25** (-2.37)	-.21* (-1.92)	-.12 (-1.10)	-.11 (-.98)	-.26** (-2.60)	-.28** (-2.66)
MANUF	-.02 (-.24)	-.01 (-.05)	-.10 (-1.18)	-.05 (-.51)	-.04 (-.39)	-.01 (-.11)	-.11 (-1.42)	-.13 (-1.43)
HIGHELM	-.19** (-2.63)	-.18** (-2.51)	-.24** (-3.33)	-.26** (-3.59)	-.19** (-2.62)	-.18** (-2.51)	-.24** (-3.31)	-.23** (-3.21)
COLLEGE	-.08 (-1.13)	-.08 (-1.16)	-.08 (-1.20)	-.11 (-1.63)	-.08 (-1.13)	-.08 (-1.21)	-.08 (-1.11)	-.08 (-1.21)
MANUAL	-.05 (-.27)	-.01 (-.05)	.18 (1.46)	.16 (1.17)	-.01 (-.08)	.001 (.01)	.20* (1.94)	.18 (1.57)
PHYSICAL	.34** (3.31)	.34** (3.26)			.35** (3.29)	.36** (3.3)		
COLD	-.07 (-1.06)	-.06 (-.95)			-.06 (-.79)	-.03 (-.32)		
HUMIDITY	.03 (1.15)	.03 (1.60)			.03 (.96)	.05 (1.33)		
HEAT	-.03 (-.58)	-.07* (-2.06)			-.05 (-.59)	-.13 (-1.18)		
NOISE	-.02 (-1.39)	-.013 (-1.27)			-.01 (-1.30)	-.01 (-.93)		
ATMOS-PHERE	.001 (.05)	-.001 (-.07)			-.0006 (-.03)	-.01 (-.40)		
DEATH	.01 (.48)	.01 (.40)	.01 (.28)	.0002 (.01)	.03 (.36)	.05 (.63)	-.001 (-.04)	-.03 (-1.64)
RISK	-.0001 (-1.46)		-.0001** (-2.87)		-.0001 (-1.26)		-.0001 (-1.50)	
SEV	-.005* (-2.01)		-.004 (-1.6)		-.01** (-2.02)		-.004 (-1.61)	
SEV*RISK		-.000005* (-1.87)		-.000004 (-1.51)		-.000007* (-1.78)		-.000002 (-.81)
CONSTANT	1.69** (2.06)	1.43* (1.76)	2.38** (2.96)	2.46** (3.10)	1.64* (1.98)	1.34 (1.63)	2.37** (2.94)	2.2** (2.76)
R ²	.60	.59	.57	.55	.60	.59	.57	.56
F	10.5	10.7	12.2	12.1	10.5	10.7	12.2	12.5

** Significant at 5% (two-tailed test).
 * Significant at 10% (two-tailed test).

TABLE 5
The Ln WAGE Equation - OLS Estimates
MANUAL WORKERS (N = 68)
 Coefficients (t-statistics)

	PERCEIVED RISK				REAL RISK			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LnHRS	.45 (1.10)	.61* (1.67)	-.04 (-.15)	-.04 (-.16)	.55 (1.32)	.72** (2.02)	.13 (.43)	.23 (.79)
UNION	.40** (3.31)	.43** (3.52)	.35** (2.84)	.38** (3.13)	.42** (3.40)	.45** (3.60)	.37** (2.93)	.39** (3.24)
AGE	.04 (1.22)	.04 (1.58)	.05* (1.68)	.06** (2.20)	.03 (1.01)	.04 (1.33)	.04 (1.48)	.05** (2.10)
SOAGE	-.0004 (-1.29)	-.0005 (-1.63)	-.0006* (-1.77)	-.0007** (-2.26)	-.0003 (-1.05)	-.0004 (-1.34)	-.0005 (-1.55)	-.0006** (-2.12)
EXPER	.01 (.88)	.01 (.90)	.003 (.56)	.002 (.44)	.01 (.86)	.01 (.86)	.01 (.77)	.002 (.32)
SUPER	.08 (.96)	.09 (1.10)	.07 (.90)	.08 (1.05)	.10 (1.23)	.11 (1.38)	.09 (1.05)	.10 (1.32)
MARRIED	.19 (1.51)	.18 (1.47)	.21* (1.80)	.22* (1.83)	.21* (1.68)	.21 (1.62)	.19 (1.60)	.22* (1.87)
SPOUSE	-.01 (-.16)	-.02 (-.35)	-.04 (-.59)	-.04 (-.78)	-.02 (-.29)	-.03 (-.49)	-.04 (-.58)	-.04 (-.60)
DEPEND	-.02 (1.0)	-.02 (-1.02)	-.02 (-.86)	-.02 (-.84)	-.02 (-1.01)	-.02 (-1.04)	-.02 (-.83)	-.02 (-1.04)
GENDER	.27* (1.91)	.27* (1.91)	.22 (1.64)	.16 (1.16)	.27* (1.83)	.27* (1.83)	.24* (1.69)	.20 (1.43)
TRANSP	.52 (2.11)	.70** (2.90)	.23 (1.30)	.33** (2.16)	.36 (1.49)	.56** (2.44)	.11 (.69)	.18 (1.21)
MANUF	-.38 (-1.49)	-.61** (-2.22)	.04 (.35)	-.03 (-.20)	-.40* (-1.89)	-.73** (-2.76)	-.15 (-1.20)	-.31** (-2.26)
HIGHELM	-.44** (-3.48)	-.42** (-3.39)	-.37** (-3.43)	-.38** (-3.45)	-.46** (-3.58)	-.44** (-3.50)	-.39** (-3.42)	-.42** (-3.85)
COLLEGE	-.34** (-2.73)	-.32** (-2.61)	-.24** (-2.16)	-.27** (-2.27)	-.36** (-2.90)	-.34** (-2.78)	-.26** (-2.26)	-.30** (-2.65)
PHYSICAL	.19 (.89)	.16 (.85)			.19 (.84)	.14 (.77)		
COLD	.57* (1.68)	.71** (2.45)			.49 (1.29)	.67** (2.05)		
HUMIDITY	-.01 (-.38)	-.09* (-1.98)			-.01 (-.23)	-.09* (-1.69)		
HEAT	-.19** (-2.22)	-.02 (-.57)			-.19 (-1.54)	.02 (.20)		
NOISE	-.03 (-1.37)	-.05** (-2.60)			-.02 (-1.21)	-.05** (-2.48)		
ATMOS-PHERE	-.02 (-.60)	.11** (2.31)			.01 (.27)	.10** (2.12)		
DEATH	.04 (1.29)	.04 (1.30)	.05 (1.57)	.04 (1.20)	-.02 (-.20)	-.01 (-.06)	-.01 (-.31)	-.03 (-1.31)
RISK	.0003* (1.76)		-.00004 (-1.15)		.0003* (1.74)		-.000001 (-1.1)	
SEV	-.003 (-.42)		-.01 (-1.0)		-.004 (-.48)		-.002 (-.46)	
SEV*RISK		.00002** (2.39)		.000001 (.11)		.00002** (2.30)		.000004 (1.23)
CONSTANT	3.08* (1.77)	2.24 (1.58)	5.44** (4.45)	5.13** (5.11)	3.10* (1.74)	2.17 (1.50)	5.05** (3.96)	4.38** (3.90)
R ²	.42	.42	.38	.38	.39	.39	.35	.38
F	3.1	3.2	3.4	3.5	2.9	2.9	3.2	3.6

** Significant at 5% (two-tailed test).
 * Significant at 10% (two-tailed test).

TABLE 6
The Ln WAGE Equation - OLS Estimates
MANUAL UNIONIZED WORKERS (N = 63)
 Coefficients (t-statistics)

	PERCEIVED RISK				REAL RISK			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LNHR	.15 (.68)	.35* (1.77)	-.05 (-.24)	-.04 (-.20)	.24 (1.01)	.48** (2.26)	.13 (.62)	.20 (1.00)
AGE	.03* (1.99)	.04** (2.84)	.05** (2.56)	.06** (3.28)	.02 (1.46)	.04** (2.26)	.04** (2.09)	.05** (2.86)
SQAGE	-.0004** (-2.34)	-.00005** (-3.15)	-.0006** (-2.93)	.0007** (-3.60)	-.0004* (-1.86)	-.0005** (-2.56)	-.00006** (-2.40)	-.0007** (-3.13)
EXPER	.01* (1.73)	.01* (1.81)	.01 (1.33)	.004 (1.07)	.01* (1.74)	.01* (1.76)	.01 (1.51)	.004 (.98)
SUPER	.11** (2.45)	.10** (2.30)	.10* (1.92)	.11** (2.03)	.13** (2.88)	.13** (2.72)	.12** (2.02)	.13** (2.31)
MARRIED	.08 (1.21)	.07 (.98)	.13* (1.77)	.14* (1.77)	.13* (1.79)	.11 (1.51)	.12 (1.47)	.15* (1.84)
SPOUSE	.06* (1.71)	.05 (1.39)	.02 (.47)	.01 (.23)	.05 (1.25)	.04 (.91)	.02 (.35)	.02 (.39)
DEPEND	-.0009 (-.08)	-.002 (-.16)	-.004 (-.32)	-.004 (-.30)	-.0001 (-.01)	-.002 (-.13)	-.004 (-.29)	-.01 (-.49)
GENDER	.23** (3.08)	.22** (2.91)	.22** (2.52)	.17* (1.98)	.22** (2.71)	.21** (2.54)	.24** (2.42)	.20** (2.14)
TRANSP	.55** (4.00)	.80** (5.60)	.26** (2.13)	.34** (3.22)	.30** (2.10)	.59** (4.06)	.13 (1.09)	.19* (1.79)
MANUF	-.11 (-.79)	-.36** (-2.37)	.08 (.94)	.02 (.18)	-.20 (-1.40)	-.51** (-3.18)	-.12 (-1.47)	-.25** (-2.70)
HIGHELM	-.17** (-2.23)	-.18** (-2.20)	-.18** (-2.19)	-.19** (-2.13)	-.20** (-2.40)	-.21** (-2.38)	-.20** (-2.25)	-.24** (-2.74)
COLLEGE	-.17** (-2.25)	-.17** (-2.17)	-.12 (-1.39)	-.14 (-1.48)	-.21** (-2.57)	-.21** (-2.47)	-.14 (-1.53)	-.19** (-2.11)
PHYSICAL	.43** (3.82)	.37** (3.59)			.43** (3.44)	.36** (3.13)		
COLD	.30* (1.70)	.54** (3.42)			.12 (1.35)	.42** (2.18)		
HUMIDITY	-.02 (-.89)	-.09** (-3.38)			-.02 (-.72)	-.09** (-3.03)		
HEAT	-.10** (-2.18)	-.04* (-1.79)			-.05 (-1.794)	-.10 (1.46)		
NOISE	-.02** (-2.43)	-.05** (-4.53)			-.02* (-1.82)	-.05** (-4.10)		
ATMOSPHERE	.04* (1.90)	.11** (4.38)			.02 (.76)	.10** (3.70)		
DEATH	.052** (3.16)	.053** (3.11)	.053** (2.78)	.048** (2.28)	-.08 (-1.35)	-.06 (-1.07)	-.01 (-.27)	-.02 (-1.30)
RISK	.0002 (1.65)		-.00003 (-1.32)		.0002* (1.80)		-.00006 (-1.10)	
SEV	-.01* (-1.67)		-.004 (-1.38)		-.008* (-1.73)		-.002 (-.49)	
SEV*RISK		.00001** (3.09)		-0.00004 (-1.001)		.00001** (3.12)		.000003 (1.46)
CONSTANT	4.32** (4.88)	3.18** (4.24)	5.65** (7.14)	5.37** (8.16)	4.51** (4.61)	3.18** (3.85)	5.31** (6.10)	4.86** (6.28)
R ²	.77	.75	.61	.60	.72	.70	.55	.57
F	10.3	9.9	7.1	7.3	8.4	7.9	5.7	6.6

** Significant at 5% (two-tailed test).
 * Significant at 10% (two-tailed test).

TABLE 7
Means and Standard Deviations of the Perceived Risk
of Death by Subsamples

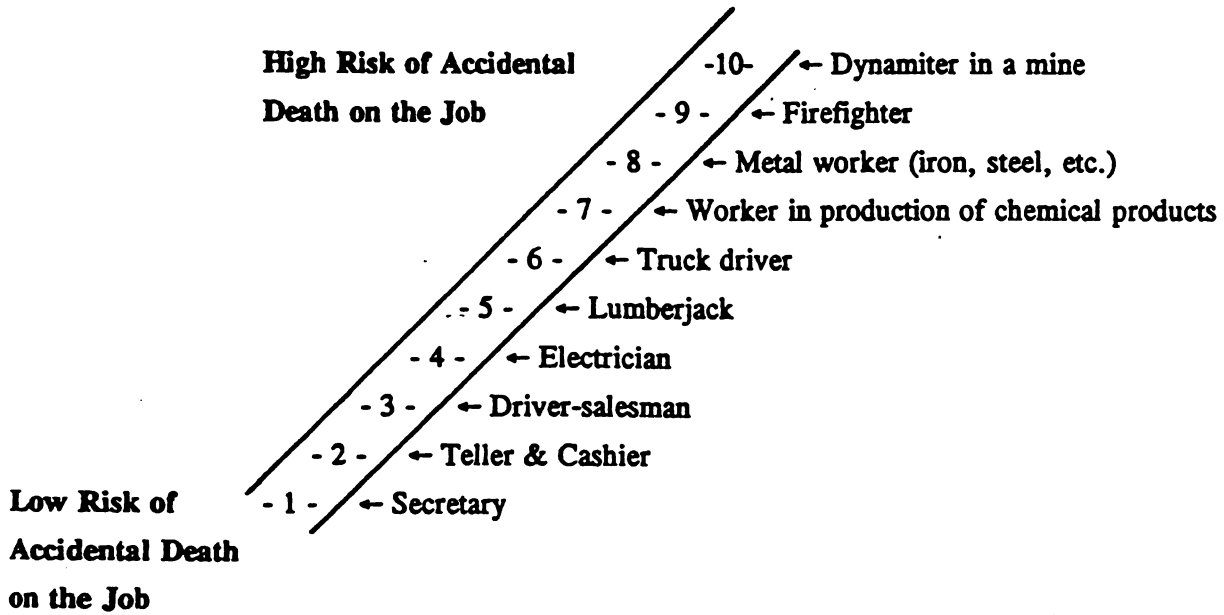
Subsample	N	Perceived Risk of Death	
		Mean	Standard Deviation
Whole Sample	162	2.015	2.414
Manual	68	4.416	1.789
Nonmanual	94	.279	.719
Unionized	89	3.265	2.349
Nonunionized	73	.492	1.414
Unionized Manual	63	4.360	1.802
Nonunionized nonmanual	68	.154	.545

TABLE 8
Value of a Statistical Life Estimates
(in 1986 Canadian dollars)

	Whole Sample	Manual Workers Sample ¹	Unionized Manual Workers Sample ¹
Q1A (WTP car safety)	1 570 200	1 465 941	1 506 611
Q1B (WTA car safety)	2 809 790	2 617 615	2 072 636
Q4A (WTA job safety)	26 190 570	39 221 596	31 471 590
Q5A (WTP job safety)	22 968 113	24 908 499	27 314 486
Q5B (WTP job safety)	24 152 070	————	————

1. Only one worker in this sample answered question 5B.

APPENDIX 1
The Ladder Used in the Questionnaire



REFERENCES

- Acton, J.P. *Evaluating Public Programs to Save Lives: The Case of Heart Attacks*. Santa Monica: Rand, 1973.
- Arnould, R.J. and L.M. Nichols. "Wage-Risk Premiums and Worker's Compensation: A Refinement of Estimates of Compensating Wage Differential". *Journal of Political Economy* 91 (April 1983): 332-40.
- Blomquist, G. "Value of Life Savings: Implications of Consumption Activity". *Journal of Political Economy* 87 (June 1979): 540-558.
- Brody B. et al. "Real Indirect Costs of Work Accidents: Results from our New Model". *Journal of Occupational Accidents* 12 (1990): 99-104.
- Brookshire, D. and D.L. Coursey. "Measuring the Value of a Public Good: An Empirical Comparison of Elicitation Procedures". *American Economic Review* 70 (September 1987): 554-566.
- Campbell, D.T. and D.W. Fiske. "Convergent and Discriminant Validation by the Multitrait and Multimethod Matrix". *Psychological Bulletin* 54 (1959): 297-312.
- Carlin, P. and R. Sandry. "The Value of Time and the Effect of Fines on Child Car Safety Seat Usage". *Applied Economics* 22 (1990): 463-76.
- Cousineau, J.M.; R. Lacroix and A.M. Girard. "Occupational Hazard and Wage Compensating Differentials". *Review of Economics and Statistics*, Forthcoming 1992.
- CSST. "Databank STAT-35". Quebec: Government of Quebec, 1985.
- Dardis, R. "The Value of Life: New Evidence from the Market Place". *American Economic Review* 70 (December 1980): 1077-82.
- Dickens, W.T. (1984). "Differences Between Risk Premiums in Union and Nonunion Wages and the Case for Occupational Safety Regulation". *American Economic Review, Papers and Proceedings* 74: 320-323.
- Dickens, W.T. (1990). "Assuming the Can Opener: Hedonic Wage Estimates and the Value of Life". Working Paper No. 3446. Cambridge: NBER.
- Dillingham, A.E. (1979). "The Injury Risk Structure of Occupations and Wages". Unpublished Ph.D. Thesis. Ithaca, N.Y.: Cornell University.
- Dillingham, A.E. (1985). "The Influence of Risk Variable Definition on Value-of-Life Estimates". *Economic Inquiry* 24 (April): 227-294.

- Fisher, A.; L.G. Chestnut and D.M. Violette. "The Value of Reducing Risks of Death: A Note on New Evidence". *Journal of Policy Analysis and Management* 8 (1989): 88-100.
- Frankel, M. (1979). "Hazard Opportunity and the Valuation of Life". Mimeo: University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Gegax, D.; S. Gerking and W. Schulze. "Perceived Risk and the Marginal Value of Safety". *Review of Economics and Statistics* LXXIII (1991): 589-96.
- Gerking, S.; M. De Haan and W. Schulze. "The Marginal Value of Job Safety: A Contingent Valuation Study". *Journal of Risk and Uncertainty* 1 (1988): 185-199.
- Ghosh, D; D. Lees, and W. Seal. "Optimal Motorway Speed and Some Valuations of Time and Life". *Manchester School of Economic and Social Studies* 43 (June 1975): 134-143.
- Hersch, J. and W.K. Viscusi. "Cigarette Smoking, Seatbelt Use, and Differences in Wage-Risk Trade Offs". *Journal of Human Resources* XXV (1990): 202-227.
- Ippolito, P.M. and R.A. Ippolito. "Measuring the Value of Life Saving from Consumer Reactions to New Information". *Journal of Public Economics* 25 (1984): 53-81.
- Jones-Lee, M.W. *The Value of Life: An Economic Analysis*. London: Martin Robertson; Chicago: University of Chicago Press, 1976.
- Jones-Lee, M.W.; M. Hammerton and P.R. Philips. "The Value of Safety: Results of a National Sample Survey". *Economic Journal* 95 (March 1985): 49-72.
- Knetsch, J.L. and J.A. Sinden. "Willingness-to-Pay and Compensation Demanded: Experimental Evidence of an Unexpected Disparity in Measures of Value". *Quarterly Journal of Economics* 99 (August 1984): 507-21.
- Koenker, J. "A Note on Studentizing a Test for Heteroscedasticity". *Journal of Econometrics* 17 (September 1981): 107-112.
- Labour Canada. "Wage Rates, Salaries and Hours of Work". Ottawa, 1979.
- Leigh, J.P. "Gender, Firm Size, Industry and Estimates of the Value-of-Life". *Journal of Health Economics* 6 (1987): 255-73.
- Marin, A and G. Psacharopoulos. "The Reward for Risk in the Labor Market: Evidence from the United Kingdom and a Reconciliation with Other Studies". *Journal of Political Economy* 90 (1982): 827-853.
- Meng, R.A. "Compensating Differences in the Canadian Labor Market". *Canadian Journal of Economics* 22 (May 1989): 413-424.

- Meng, R.A. and D.A. Smith. "The Valuation of Risk of Death in Public Sector Decision-Making". *Canadian Public Policy* XVI (1990): 137-144.
- Moore, M.J. and W.K. Viscusi (1988). "Doubling the Estimated Value of Life: Results Using New Occupational Fatality Data". *Journal of Policy Analysis and Management* 7: 476-490.
- Moore, M.J. and W.K. Viscusi (1989). "Rates of Time Preference and Valuations of the Duration of Life." *Journal of Public Economics* 38: 297-317.
- Moore, M.J. and W.K. Viscusi (1990). *Compensation Mechanisms for Job Risks, Wages, Workers' Compensation and Product Liability*. Princeton: Princeton University Press.
- Olson, C.A. "An Analysis of Wage Differentials Received by Workers on Dangerous Jobs". *Journal of Human Resources* 16 (1981): 167-185.
- Simard, M., C. Lévesque and D. Bouteiller. "L'efficacité en gestion de la sécurité du travail: principaux résultats d'une recherche dans l'industrie manufacturière." Cahier du Groupe de Recherche sur les Aspects Sociaux de la Prévention en Santé et en Sécurité du Travail. Montréal: Université de Montréal, Octobre 1988.
- Smith, R.S. (1974). "The Feasibility of an «Injury Tax» Approach to Occupational Safety". *Law and Contemporary Problems* 38: 730-744.
- Smith, R.S. (1976). *The Occupational Safety and Health Act*. Washington, D.C.: American Enterprise Institute for Public Policy Research.
- Smith, R.S. (1979). "Compensating Differentials and Public Policy: A Review". *Industrial and Labour Relations Review* 32: 339-52.
- Thaler, R. and S. Rosen. "The Value of Life Saving". In *Household Production and Consumption*, edited by N.E. Terleckyj. New York: NBER Press, Columbia University, 1976.
- Viscusi, W.K. (1978). "Labor Market Valuations of Life and Limb: Empirical Evidence and Policy Implications". *Public Policy* 26: 359-386.
- Viscusi, W.K. (1979). *Employment Hazards: An Investigation of Market Performance*. Cambridge: Harvard University Press.
- Viscusi, W.K. (1981). "Occupational Safety and Health Regulation: Its Impact and Policy Alternatives". In *Research in Public Policy Analysis and Management*, edited by J. Crecine. Greenwich, CT: JAI Press, pp. 281-299.

HEALTH INSURANCES IN SPAIN

Murillo,C. and González,Y. *

* Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola
Universitat de Barcelona

1. INTRODUCTION

Health insurance represents an important area within the insurance sector. The characteristics of the insurance companies' offers and the demand response have to be considered in the context of a health system with a wide coverage. The present study describes in section 2 the most important features of the private insurance market. Finally, in the section 3, deals with the study of health insurance.

2. PRIVATE INSURANCE AND HEALTH INSURANCE

1984 is the starting point of a new era of deep changes in the spanish insurance sector. The Insutance Companies Liquidation XComission and the Private Insurance Ordonance Law are the legislative references from wich new procedures leading to new plans of execution in supply, as well as a different attitude towards demand. In Spain, insurance activity has been organised within an extremely atomised market, but a fenomen of slow aggregation is arising eventhough it is a widely dispersed sector. New standards for private insurance sector, foreign investments and adaptation to community standards will certainly force companies mergence, either through absorption or by the integration of local companies established in different areas of the spanish territory and offering very similar products. The number of companies is near to half a thousand and is showing a continous decrease during the last years. In per capita terms, in Spain there are about 1,28 companies for each 100.000 inhabitants. The volume of premium plus additional charges in the private insurance sector in Spain, reaches velues representing approximatly 4% of the G.D.P.. Spain is placed only before six of the O.E.C.D. countries, but still far from the average of this countries (Table 1). Insurance contracts have a relatively low market share in the Spanish market comparined with the values reached in other countries.

The quota on the total volume of business corresponding to Spain is 1,1%. According to the same source and taking, as a reference (index equal to 100) the average of the O.E.C.D., the gross premium for Spain reaches a value of 51,7. In per capita values (volume of premium for 100.000

Table 1

Volume of premium and number of companies of the O.E.C.D. countries				
countries	Premium /GDP	Comp. /inh.	Premium /inh.	Dimens. average
AUSTRALIA	6.30	1.49	65.2	43.6
AUSTRIA	5.13	.89	31.3	68.8
ALEMANIA	6.03	1.25	84.9	67.9
BELGICA	5.09	2.82	54.9	19.5
CANADA	6.85	2.65	87.5	33.1
DINAMARCA	5.10	4.60	75.0	16.3
ESPAÑA	3.90	1.28	23.0	18.0
ESTADOS UNIDOS	9.51	2.71	145.5	53.8
FINLANDA	6.01	1.06	85.2	80.0
FRANCIA	5.83	1.07	73.4	68.5
GRECIA	1.29	1.52	4.8	3.2
HOLANDA	7.19	5.59	80.9	14.5
IRLANDA	12.48	1.97	75.3	38.2
ISLANDIA	3.06	12.60	53.0	4.2
ITALIA	2.78	.39	28.9	72.6
JAPON	7.53	.08	127.9	1492.4
LUXEMBURGO	3.58	22.19	344.6	1.1
NORUEGA	6.16	4.84	94.6	19.6
NUEVA ZELANDA	5.92	.04	77.5	19.2
PORTUGAL	2.80	.58	7.9	13.6
REINO UNIDO	11.23	1.50	105.0	36.8
SUECIA	5.12	3.02	90.4	29.9
SUIZA	11.59	1.93	251.1	130.1
TURQUIA	0.59	.01	0.7	7.8

Source: Consejo O.C.D.E., in the "Memoria Estadística de Seguros Privados, 1988, of the 'Dirección General de Seguros' (DGS) of the 'Ministerio de Economía y Hacienda'.

inhabitants, expressed in million of order special rights) it determines a value of 23,0. Regarding the foreign share, the situation will change in the near future compared to the existing data. At present, 27,9% of spanish companies have partial or total foreign control. With regard to premiums collected, this represents a percentage nearer 30%.

Activities developed by the insurance sector in Spain are widely different. Operations with an eminently financial character are combined with other operations with characteristics closer to specific lending services.

The legal nature of the companies is diverse (Table 2) and their degree of specialisation is high. The non-life branch is numerically more important and most of the insurance companies are stock companies. However, in the non-life branch, mutual benefit societies are worth mentioning as one fifth of the contributions in non-life general insurances are channelled through mutuals. In the sectorial mergence, this represents

Table 2

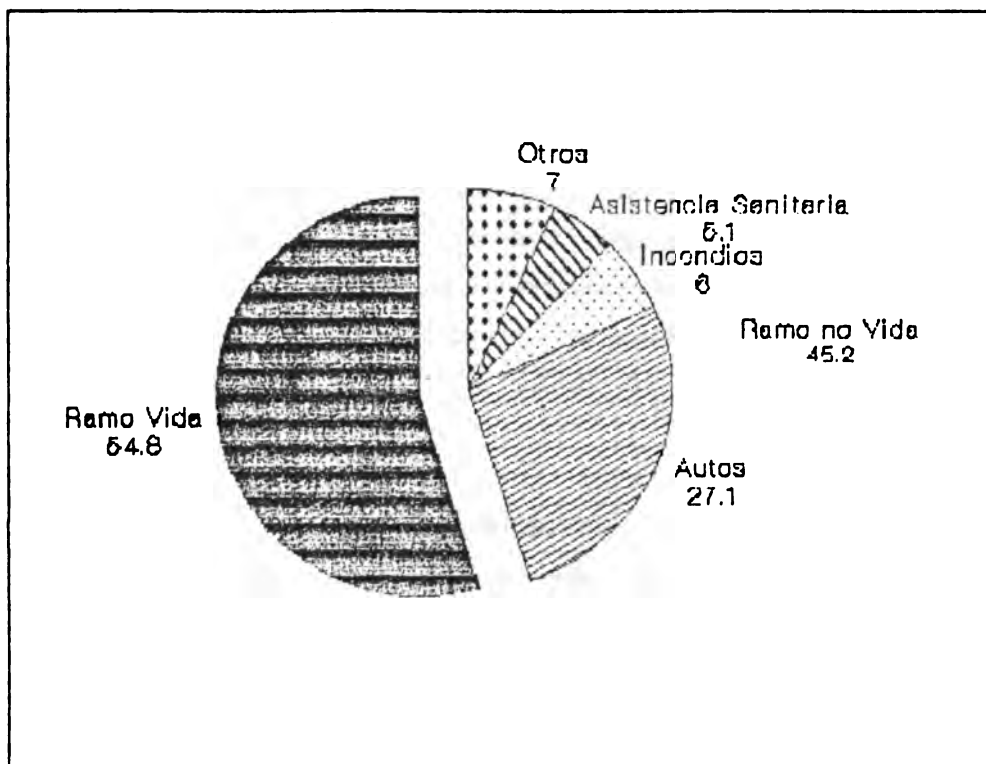
Distribution of the number of companies and volume of premium plus additional charges by juridic nature of the companies in 1999								
Type of companies	Premiums and garges (in million pts.)						Companies	
	life sector		non life sector		total			
	amount	%	amount	%	amount	%	number	%
Stock Companies	785.904	92.3	759.052	72.4	1.544.956	81.3	399	78.6
Mutuals	15.802	1.9	199.018	19.0	214.820	11.3	79	15.5
Foreign delegations	49.354	5.8	90.128	8.6	139.482	7.4	30	5.9
Totals	851.060	100	1.048.198	100	1.899.258	100	508	100

Source: Dirección Gral. de Seguros. Ministerio Economía y Hacienda. Boletín de Información Trimestral. 1990.

11,3% of the total in 79 companies, in other words, 15,5% of the total number of companies. From the total output of the private insurance sector in Spain, two thirds of subscriptions paid in 1988 to corresponded to life insurance. Distribution by subsectors is represented in Figure 1. Health care insurance

represents little more than 5% of the total and about 10% within the non-life branch.

Figure 1
Distribution of the volume of premium by subsectors



Source: Dirección Gral. de Seguros. Ministerio Economía y Hacienda. Boletín de Información Trimestral. 1989.

3. PREPAID HEALTH CARE INSURANCES AND REIMBURSEMENT PLANS

The concept of private health care insurance includes the modality of health care insurance coverage in the strict sense, as well as illness insurances. The object of prepaid health care insurance is to guarantee the health care of the persons insured and their beneficiaries. The insurance contract includes medical and surgical assistance, in emergencies or not, provided by the companies with their own means or by agreements with the public sector. The persons insured pay a periodical contribution which is paid directly or, sometimes, through the company where he working, as in the case of civil servants and certain other

companies. Persons insured have to choose from a wide panel of doctors. With reimbursement plan the insurer company reimburses the estimated cost originated by the medical or surgical health care assistance. Persons insured can choose their own doctors and other professionals in the medical field. Therefore, reimbursement plan has two different aspects. First it is an insurance against damages and, secondly, it is also a personal insurance. As an insurance against damages, the reimbursement is established according to a percentage of the estimated damage. As a personal insurance the reimbursement is established independently of the damage itself¹. The evolution of the number of policies and premiums is shown in Table 3. The distribution of the two different types of insurances (pre-paid health care and reimbursement plan) is quite different within Spain compared to the rest of Europe.

Table 3

Premium and charges and number of subscriptions in Prepaid Health Care Insurance (S.A.S.) and Reimbursement Plan (S.ENF.)				
Year	Number of subscriptions		Premium (millions pts.)	
	S.A.S.	S.ENF.	S.A.S.	S.ENF.
1972	1452734	363183	4756,51	220,54
1973	1472052	396013	5292,47	231,37
1974	1597281	489362	6224,34	245,22
1975	1635217	367307	7477,11	272,54
1976	1701778	359465	9857,62	299,08
1977	1753319	443967	4266,82	420,02
1978	1699457	489734	17595,45	544,12
1979	1740487	508588	22938,89	590,04
1980	1736556	459289	27489,02	649,74
1981	1643715	469542	33799,53	744,29
1982	1808216	493729	39629,01	956,06
1983	1826364	544548	47000,68	1071,09
1984	1740586	512844	52040,35	1194,69
1985	1660438	476040	58450,47	1366,76
1986	1747500	441062	71544,88	1743,31
1987	1786885	453672	81749,49	2327,46
1988	1990955	397579	93049,29	3309,17
1989	1972602	461122	109057,47	4380,93

Source: UNESPA. Estadística de Seguros Privados.

The Private Insurance Disposition Law states the organization of the market as one of its main objectives. For this reason, it provides the limits on the activities of the agents as well as liberalisation of concurrence and prices². On the other hand, the Law also establishes measures to facilitate the control of insurance activity, requiring certain solvency margins and guarantee funds, which imply the existence of posterior controls. Up to now the procedure consisted in the previous authorisation of the contract conditions and technical basis. Health care insurance refers to coverage of the risks in an uncertain environment. Therefore, procedures asj for a particular level of solvency considering the results and not the balances of the company.

Another important fact, is the growth and continuous concentration (Table 4) of companies throughout the last years. This is the result of mergers and take-overs of companies. The bigger ones are those which have experienced the highest growth and they are also the most innovative introducing new ways of performance within this market.

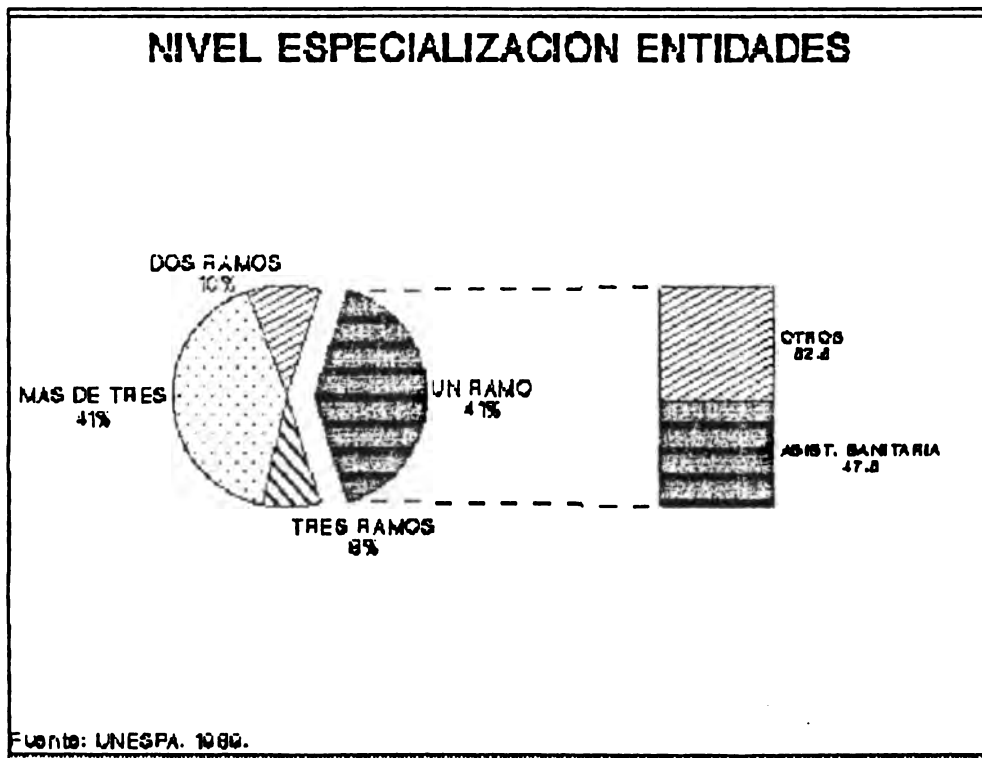
Table 4

Distribution of the volume of premiums by dimension of the companies				
Premium by company	Total Premium	%	Number companies	%
0 - 25	859	0.9	77	31.7
25 - 50	1156	1.2	31	12.8
50 - 100	2510	2.7	36	14.9
100 - 200	5728	6.3	40	16.5
200 - 500	12381	13.6	37	15.2
500 -1000	6960	7.5	10	7.6
1000 -3000	12259	13.6	7	2.9
más de 3000	48572	53.7	5	2.1
Total	90424	100.0	243	100.0

Source: Dirección General de Planificación. Ministerio de Sanidad y Consumo. Memoria. 1987.

The level of specialisation of the insurance companies in Spain is high (Figure 2) One out of every four companies operates exclusively in one sector. However, the present trend shows changes in the market quotas, specially with regard to those companies operating in life insurance, because they have entered the health care sector. This structural change can be a consequence of two facts: market growth after joining the European Common Market and the diversification of products supplied and their distribution.

Figure 2
Level of specialisation of the companies



Source: UNESPA. Estadística de Seguros Privados. 1989.

From this point, our analysis will always be referred to as health care insurance, which according to its importance in our country, is the most important private health care insurance. The distribution of companies in numbers (Table 5) shows the prevalence of stocks societies. This same situation occurs in the whole insurance sector. However, some of the most important companies, have their capital in co-operative societies. This is the case of two important companies closely related to professional colleges. Other "igualatorios" (another type of pre-paid health care insurance) defined as stock societies are classified as health co-operative societies³.

Table 5

Distribution of number of companies, amount of the premiums and persons insured by juridic nature of the companies						
Type of company	Companies		Premiums		Persons	
	number	%	amount	%	number	%
Stocks Sct.	145	65,3	44.197	48,9	2.838.610	53,2
Igualatorios	26	11,7	35.123	38,8	1.824.389	34,2
Mutuals	17	7,7	2.550	2,8	137.370	2,6
E.Previsión	34	15,3	8.554	9,5	530.426	10,0
Totals	222	100	90.424	100	5.330.795	100

Source: Dirección General de Planificación. Ministerio de Sanidad y Consumo. Memoria. 1987.

Geographical distribution

The distribution of the insurance market is different depending on the geographical localisation of the companies; historical and structural factors which determine the domination of local or provincial areas. The possibilities of expansion of a company to new markets has difficulties due to income variations and the strenght of local companies. In most of the Comunidades Autónomas

the "igualatorios" are prevalent both in number of persons insured as in premiums. In some areas they are the market leaders. Table 6 shows the distribution of the number of insurance companies, the volume of the premiums paid and the number of persons subscribed according to their Comunidad Autónoma.

Table 6
Distribution of the Premiums by Comunidades Autónomas

CC.AA.	Companies			Igualatorios			Mutuals			E.Previsión			Totals				
	premi.	n	pers.	premi.	n	pers.	premi.	n	pers.	premi.	n	pers.	premi.	%	n	pers.	%
Andalucía	3001.7	14	208.5							44.6	1	3.8	3046.3	3.4	15	212.3	4.0
Aragón	2069.7	3	137.9	290.3	1	109.5	213.4	1	15.5	20.7	1	.0	2575.6	2.8	6	16.5	3.1
Asturias	158.0	2	15.0										158.0	0.2	2	150.0	0.3
Baleares	651.5	1	26.3	1293.6	2	65.6				83.5	1	6.9	2028.6	2.2	4	98.9	1.9
Canarias	475.1	3	33.2	307.2	1	19.6							782.4	1.0	4	52.8	1.0
Cantabria				884.2	1	52.3				1.0	1	.0	885.2	0.8	2	52.3	0.8
Castilla M	337.5	2	24.2	416.0	2	16.1							735.5	2.5	4	40.3	3.3
Castilla L	1478.0	7	173.6	805.6	5	57.2							2283.6	0.9	12	173.7	1.0
Cataluña	10390.4	67	757.7	6448.0	3	244.2	137.9	3	17.5	6753.9	15	371.9	23640.2	26.1	88	1391.3	26.1
Extremad				400.5	1	24.7							400.5	0.4	1	24.7	0.5
Galicia	253.0	4	19.9	1993.5	2	121.1							2245.5	2.5	6	141.0	2.6
Madrid	25452.5	56	1471.2	15542.5	1	858.2	2158.5	9	97.8	1500.8	11	133.1	45054.3	48.4	77	2560.3	46.7
Murcia	91.4	1	4.6										91.4	0.1	1	4.6	0.1
Navarra				492.7	1	29.8							492.7	0.5	1	29.8	0.5
P.Valenc	933.3	13	79.6	275.5	1	17.5	7.7	1	1.1	343.2	4	23.1	1560.7	1.7	19	121.3	2.3
P.Vasco	98.3	1	6.2	5650.5	4	306.8	31.9	1	5.4	22.2	1	1.5	5803.0	6.4	7	319.9	6.0
Rioja	4.0	1	0.3										4.0	0.0	1	0.3	0.0
Totales	44197	145	2838.6	35123	26	1824.4	2550	17	137.3	8554	34	530.7	90424.1	100	222	5330.7	100

Source: Dirección General de Planificación. Ministerio de Sanidad y Consumo. Memoria. 1987, and own work.

Types of subscription and models of payment

There are some differences with regard to the type of subscriptions and the form of payment to the providers. The Private Insurance Disposition Law of 1984 determines that coverage is only limited by a favorable report from the health authority concerning the suitability of the new services offered. However, the companies offer three basic categories: complete, limited

and restricted services. In addition they can offer family doctor services, others services resulting from medical technology and, finally, other services not supplied by public coverage. Arthroscopy, lasertherapy, nephrology, nuclear medicine, vascular surgery, residential and nursing homes for the elderly, odontology and psichiatriy are some examples of this additional services.

There is a tendency to supply subscriptions fitting to specific health care particular needs. Insurance companies are supplying more quality and more personalised services. Some examples of this better services are improvements in ancillary services and decreasing of waiting lists. Considering clients, the economic consequence of this fenomenon is the continuous arising price of subscriptions. It is for this reason that is important to work on market segmentation analyzing individual characteristics and personal income.

Table 7

Distribution in percentage of the number of persons insured by types of policies (models of payment)			
Companies	Models of payment		Total
	capitation	by act	
Stock Soc.	30	70	100
Igualatorios	0	100	100
Mutuals	44	66	100
E.Previsión	80	20	100
Total	76	24	100

Source: Dirección General de Planificación. Ministerio de Sanidad y Consumo. Memoria. 1987.

Secondly, and regarding to payment methods, fees can be established by capitation (the amount of fees is fixed by companies considering persons assigned to each physician) or by medical act (fees payed according to the number of services given). Both of this payment methods are unequally distributed depending on juridic nature of companies. capitation payment is usually finded within "Entidades de Previsión Social", whereas act payments are always carried out in "igualatorios". Generally, the most important companies work with act payments.

Subscription prices

The Law of 1984 allowed a second way of liberalisation to fix subscription prices although this process has been carried out with new products and wide facilities (doctors and centers). This is especially striking in a market with a well know loyalty to brand and product. Prices satisfied by persons insured follow a different pattern depending on the kind of company as is show in Table 8.

Table 8

Amount of the premium average by person and year	
Companies	average price
Stock Societies	15.570
Igualatorios	19.252
Mutuals	18.563
E.Previsión	16.127

Source: Dirección General de Planificación. Ministerio de Sanidad y Consumo. Memoria. 1987.

Payment systems to providers have a different economic entry correcting a previous one from the cost poin of view. The 75 per cent of persons insured pay by medical act and they are paying the double of premium, amount comparing to the ones who pay by capitation. However, at present differences between both payment methods as well as between pre-paid health care insurances and reimbursement plans are not well defined.

Client portofolio composition

Composition of clients portofolio has also specific characteristics when talking about insurance services offered by different companies. On the one hand, there is an important collective, composed by functionary, who choose their health care coverage being guaranteed by a private company. On the other hand, remaining subscribers get their insurance through individual or company purchase. Adscription of functionaries to the private companies depend on the kind of functionary. Civil administration functionaries (MUFACE) and judicial functionaries (MUGEJU) are those who have higher levels of penetration.

Table 9
Client portofolio composition

Type	Premium	%	Persons	%
MUFACE	21.897	67.6	1.244.700	67.7
ISFAS	6.038	18.7	343.252	18.6
MUGEJU	806	2.5	45.792	2.6
Local adm.	3.639	11.2	206.846	11.2
Functionar.	32.380	35.8	1.840.590	34.5
Free	58.044	64.2	3.490.795	65.5
Total	90.424	100.0	5.330.795	100.0

Source: Mutualidades Públicas Memoria Anual, 1986.

In this collectives there is a possibility to choose the doctor without a double payment as occurs in mixed coverage. Profile analysis of those who select a coverage through private companies would be helpful to know better the reasons to take the decision.

Sinistrality and costs

Heterogeneous in sector structure makes difficult to take global conclusions in terms of determining which are cost structures (Table 10). In reference to this fact and considering the six biggest companies in Catalonia, Valor and Guillen⁴ find variances that go from 23 per cent to 5,5 per cent between

working charges (expenses related to health assistance except financial charges) and premium value. This disparity is a consequence of differences in commercial structure of companies and divergences in accountability. Each kind of company show temporal differences in sinistrality index and this is one of the most important elements to evaluate the enterprise risk. Except privat mutual benefit societies, insurance companies are absorbing an increasing sinistrality. The other fact es determined by costs derivated from the sinister occurred. Attending to administrative expenditures it also exists a continous growing of these concepts with a direct repercussion on technical results of companies operating in the sector.

Table 10

Sinistrality and charges						
	Stock Compan.		Mutuals		Total	
Year	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
1986	83.08	13.43	89.10	10.39	83.10	13.39
1987	83.21	13.26	72.31	9.61	83.01	13.20
1988	84.33	13.26	71.13	11.67	84.05	13.22
1989	86.93	14.08	81.14	11.45	86.80	14.01

Source: Dirección General de Planificación. Ministerio de Sanidad y Consumo. Memoria. 1987.

(1) Sinistrality / Premiums

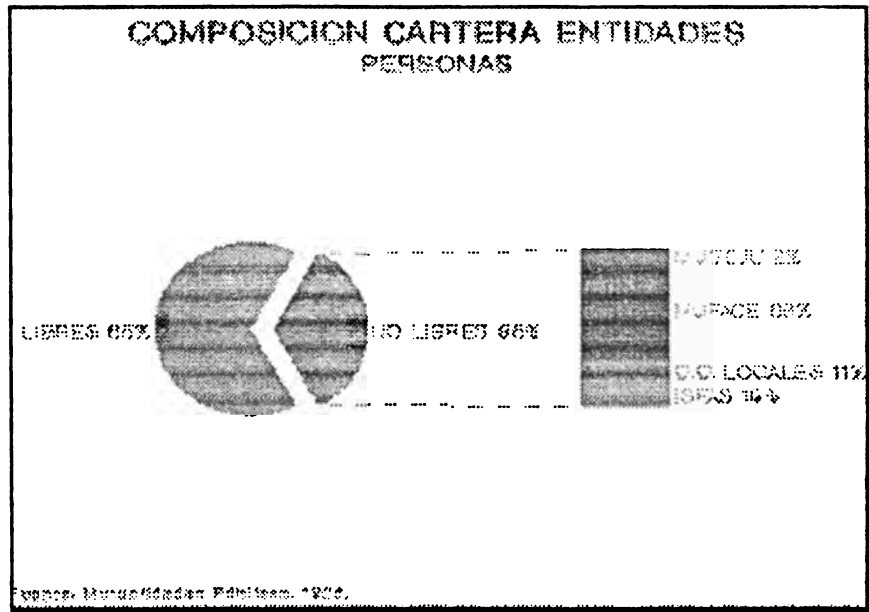
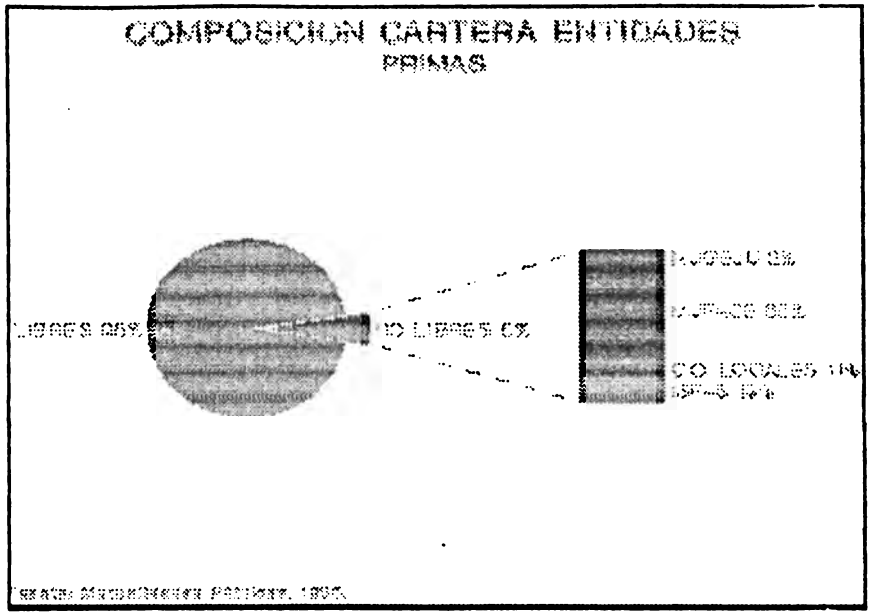
(2) Administration charges / Premiums

Aggregate Demand and Price Variation

The equation for the aggregate demand of private health insurance that we've estimated is a linear specification^{5,6} of this relationship:

$$q = f(p, y, z; u)$$

where q denotes the aggregate purchase, defined as the total number of persons insured, p is the average price computed as the ratio between total amount of suscriptions and the persons insured, y is the personal income, z is a vector of other explanatory variables and u is a random term. All the variables above are referred in logarithms.



The data used in this study spans from 1972 to 1989, and are taken from UNESPA and Spanish Economy Ministry. The income and price variables are deflated by the consumer price index, in basis 1980. The demand shows an increasing trend, with a step change in 1973, it follows a decrease until 1976, and it moves upwards until 1989 (Figure 4). The real prices display a similar behaviour since 1976, with a linear constant growing that disappears after 1986. A joint observation of the price and the demand shows a non-common trend and a prompt response to the shocks, as we can see in 1983-86.

The aim is to estimate the income and price elasticities in the long and the short-run. First of all, we test of the order of integration of the variables, using the Augmented Dickey-Fuller^{7,8} test. Only if the variables are integrated in the same order, it may exist a cointegrated relationship, e.g. a long-run equilibrium relationship between these variables. As it's known, the cointegration guarantees a non-spurious relation. If the residuals of the (linear) regression (estimated by Ordinary Least Squares) that involves the variables are integrated of order zero, we can find a cointegration relationship. At last, if we've

Table 11

Unit root tests

Augmented Dickey and Fuller Test	
	$\Delta X_t = a + bt + c_1 X_{t-1} + c_2 \Delta X_{t-1} + c_3 \Delta X_{t-2} + \dots + v_t$ $H_0 : c_1 = 0 \quad (X: I(1))$
Variables	t of $c_1 = 0$
LQ	-2.85
LPP	-2.26
LRT	-2.25
Critical value 95%	-3.17

Source: Own work

found that the variables are cointegrated we can specify an error correction model, that reflects the short-run behaviour of the theoretical relationship. The Table 11 shows the results of the application of the ADF test. All the variables, logs of the Demand (LQ), the Price (LPP) and the Income (LRT), are integrated of order one. Therefore the three time series come from stochastic process with non-stationary fluctuations maybe around a deterministic trend.

The estimated long-run regression can be seen in (1), in Table 12. We include two dummy variables, D1 and D2, that seize the step changes of 1983 and 1986. These variables reflect changes in consumer's tastes and preferences towards public cover. The residuals of this regression are integrated of order zero, so we think that it could reflect a cointegration relationship. The price elasticity is -0.44 and the income elasticity is 0.90 .

In the Table 12, in (2) and (3) we include some dynamic models that reflect the short-run variations of the relationship. Moreover, we show some statistics and goodness of fit of the estimated equations. The estimated elasticities are very stable. In the short-run the price-elasticity is inside the interval $(-0.6, -0.4)$ and the income-elasticity is inside $(0.23, 0.36)$. So, using (3) we can derived a long-run price-elasticity of -0.57 , only a few overhead of the elasticity estimated in (1). The income-elasticity estimated in (3) is nearly the same that in the long-run. The equation (3) is better-behaved than the rest in spite of the smaller statistical significance of some of the explanatory variables. In general this equation fits better the estimation of the long-run equilibrium relationship.

The statistical significance of the deterministic trend parameter reflects the presence of a non-common component of the theoretical relationship. In general, we can say that the variables are covariance-cointegrated but show too a non-common trend, that seizes other explanatory factors not specified in the equation.

Table 12

Dependent Variable: LQ Sample: 1972-1988			
variables	ec(1)	ec(2)	ec(3)
trend	.0270 3.67	.0109 2.16	.0088 1.12
LPP	-.4437 -3.82	-.6067 -4.20	-.4027 -2.71
LPP(-1)		.3901 1.82	.1709 1.08
LRT	.9046 102.8	.2338 1.83	.3570 2.99
LQ(-1)		.7358 5.13	.6038 4.55
D1	.1368 2.95		
D2	-.1686 -4.56		
D3			.0988 2.37
R2	.743	.724	.823
DW	1.98	1.88	1.64
S.E.RG.	.0386	.0357	.0299
F	8.69 *	7.21 *	9.31 *
RESIDUALS	I(0)	I(0)	I(0)

R²: Determination Coefficient; SERG: Standard Error Regression; F: Joint Significance DW: Durbin-Watson;
Residuals: Integration order (ADF test)

D1: =1, 1994; =0, other; D2: =1, 1994, 1995, ...; =0, other

D3: =1, 1993; =0, other

The estimated coefficients are showed with their t-ratio of individual significance.

4. CONCLUSION

The health care insurance sector is only a little fraction of the spanish private insurance. The actual tendency show that the companies that work in other insurance branches incorporate ultimately health insurance policies. The larger shares of insurers are found in the more industrialized areas. The market leadership are

usually by historical reasons, it exists a fidelity to the trademark. The payment system of the companies to the suppliers is mainly of a capitation type. The "igualatorios" pay the fees to the professionals by act. One third of the insurers are red tape, members of the civil (or non-civil) state or local administration. By legal reasons, every year these ones can choose a private or a public supplier.

Recently the private health insurance demand has increased. This increasing can be explained by the growth of the households purchasing power and greater requirements of quality of health care services. The extension of the public cover to the whole of the spanish population has recently achieved, causing collapses in some types of health public services. The insurers choose those more complex services of the public supply, where the effectivity is guaranteed by the technology. In the other hand they use the private cover, having a double cover and a double payment, in the health services because they value the personalized care. The companies have developed policies with service lendings adapted to the individuals attributes. In this sense the companies offers childhood and elderly care, dental, mental and therapeutic care, attendance in home and foreing travels and new products as reimbursement of the medical and hospital expenditures.

The individual demand⁶ of purchase of private insurance is explained by the income variations and other proxies of the social and labour status. In the case of the aggregate demand we've estimated an equation that reflects the inelastic pattern of the demand respect to the real variations in prices and personal income. We've estimated a price-elasticity of -0.44 and a income-elasticity of 0.90 . These elasticities are derived from a long-run equilibrium relationship, compatible with another relation in the short-run. The price and the income elasticities are slightly smaller in the short-run. This means that the demand response to income and price variations are quick but moderate. This results are differents to those found by Proper and Maynard⁵ for United Kingdom. This authors find a contemporaneous price-elasticity of -0.60 and a long-run elasticity of 2.5 , even though they omit the income as a explanatory variable.

The excessive increase in the costs induces to the companies to establish cost-sharing systems. However the companies has begun to determine the policies prices to the real cost. This fact represents an increase in the premiums since 1988. The embodiment of management techniques and marketing studies is doing in a gradual manner. Doubtless, the opening to the european common market is an incentive and a challenge to the modernization to the spanish insurance sector.

REFERENCES

- ¹ Guerrero de Castro, M. (1986). El Seguro de Asistencia Sanitaria: sus problemas. *Hacienda Pública Española*. nº 98. pp. 207-232.
- ² Murillo, C. (1992) La Industria del Seguro privado y los seguros sanitarios. *Revista de Economía* (en prensa).
- ³ Dirección General de Planificación. Ministerio de Sanidad y Consumo. Memoria Anual.
- ⁴ Valor, J. y Guillén, F. (1991): El Seguro Privado de asistencia sanitaria. Análisis del sector. XI Jornadas de Economía de la Salud. Alicante.
- ⁵ Propper, C. y A. Maynard (1989): "The market for private health care and the demand for private insurance in Britain"; Discussion Paper 53, Centre for Health Economics, Un. York.
- ⁶ Propper, C. (1989): "An Econometric estimation of the demand for private health insurance in England and wales". *Applied Economics*, nº 21; 777-792.
- ⁷ Fuller, W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*"; New York. Wiley.
- ⁸ Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979): "Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root"; *J. of the American Statistical Association*; vol. 74; 427-431.

INDEX DES AUTEURS

	Page		Page
AGUILAR Renato	159	HECQ C.	269
ALTING VON GEUSAU Bob J.J.	365	JAEGER Marcel	319
ARGUELLES TEJEDA Fernando	373	KARTCHEVSKY Andrée	211
AURAY Jean-Paul	327	LAASMAN J.M.	99
BADEA Elena,	227	LACHAUD Claire	327
BALDARES Manuel J.	1	LAMBERT Denis-Clair	131
BICHOT Jacques	245	LANGE B.	269
BRENES BLANCO Adelina	491	LANOIE Paul	637
BUGHIN J.	45	MEULDERS D.	269
BUGHIN J.	181	MONCEAU Madeleine	319
CALCOEN Francis	411	MURILLO C.	617
CALONGE S.	31	MURILLO C.	657
CARDENAS Patricia	503	PACHECO MENA Mario	491
CHAUFFERIN G.	83	PASTOR TASIES Zaday	491
COTO Olga Marta	1	PEDRO Carmen	637
COUSINEAU Jean-Michel	411	PIERRE F.	297
CREEDY John†	435	POENARU Maria	227
DELTCHEVA Eugénie	91	RHYS HEARN Catherine	569
DEMONT F.	297	ROCHAIX Lise	327
DE FALLEUR M.	269	RULAND L.J.	343
DISNEY Richard	435	SOUTOUL J.H.	297
DRUCKER J.	297	SPINEDI Marco	525
DURAND Dominique	609	VIAENE J.M.	343
DURAN JIMENEZ Vilma	465	VON HOEGEN Miguel	579
DURU G.	83	WANG Hanfeng	597
ESPINOSA J.	83	WHITEHOUSE	435
GAIHA Raghav	525	YING yi	597
GONZALES Y.	617		
GONZALES Y.	657		
GRANDBASTIEN B.	297		
GREINER Dominique	411		
GUILLAUME Y.	269		

Imprimerie BOSC FRÈRES
105, avenue Jean-Jaurès
69600 OULLINS

Dépôt légal n° 8872
Avril 1992





EDITION FONDATION MARCEL MERIEUX
17, RUE BOURGELAT, 69002 LYON, FRANCE

I.S.B.N. 2-84039-005-1