

Centre de Recherche pour l'Etude et l'Observation des Conditions de Vie

**Crédoc**

*Collection*

# des rapports

Juillet 1987


N° 18

CREDOC  
BIBLIOTHÈQUE



LES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE:

une application du concept d'assurance aux risques du travail



Crédoc - Collection des rapports.  
N° 18. Juillet 1987.

CREDOC•Bibliothèque



de la MIRE

Louis LEVY-GARBOUA

Philippe LOUVET

NOTE DE SYNTHÈSE

L'économie publique traditionnelle ne comporte pas de théorie positive des transferts sociaux. Elle essaie seulement de définir une norme de justice à l'aide de laquelle la justice de la répartition des richesses et des transferts peut être évaluée.

Le défaut de cette approche est que, ni l'état juste, ni les transferts qui en permettraient la réalisation étant donnée la répartition initiale, ne sont sûrement réalisables parce que les comportements des agents ne coïncident pas dans la réalité (c'est-à-dire pour une distribution initiale des richesses donnée) avec ceux que l'on suppose implicitement pour déterminer l'état optimal et les transferts correcteurs. Si l'on suit cette démarche, on est condamné à la frustration puisque la société ne ressemblera jamais à la norme qu'on voudrait lui imposer.

La théorie positive des transferts sociaux est donc à rechercher ailleurs, par exemple dans les contributions récentes d'économistes à l'analyse des choix publics et des groupes de pression (Louvet, 1986 présente une synthèse des premières). Mais nous voudrions emprunter d'abord une autre voie, mieux en accord avec la conception classique de la justice et des transferts sociaux, mais qui n'en possède pas le défaut majeur de ne pas être une théorie positive. C'est la théorie de l'assurance. Les transferts de Sécurité Sociale, que nous appellerons parfois transferts sociaux pour abrégé, en sont un domaine d'application rêvé, si l'on prend toutefois la précaution d'en exclure

les allocations familiales. La croissance contemporaine très rapide des dépenses de Sécurité Sociale dans le monde entier fait de leur étude une priorité pour comprendre l'émargence de l'Etat-Providence et ses problèmes actuels.

Dès lors que la Sécurité Sociale est partout reconnue comme une création majeure de notre temps, et dès lors qu'une théorie classique lui est applicable, comment se fait-il qu'on ne l'ait pas appliquée plus tôt? En fait, la théorie de l'assurance est utilisée par de nombreux auteurs dans l'étude de l'assurance-chômage, de l'assurance-maladie et des assurances-invalidité ou accidents. La pratique est moins courante en matière de pensions de retraite et d'assurance-vieillesse ; et c'est justement ce régime que les américains, réalisant le plus grand nombre d'études accessibles, appellent "Sécurité Sociale". Ce qui manque à l'heure actuelle, c'est plutôt le résultat d'une vision d'ensemble des transferts sociaux comme assurance contre divers risques. Voilà donc l'objectif général assigné à notre étude. Mais il est naturellement hors de question de l'atteindre en tous points compte tenu de l'ampleur du sujet et des obstacles, d'ordre théorique et empirique, à surmonter.

La théorie de l'assurance, malgré un développement spectaculaire, n'a pas encore atteint sa pleine maturité puisqu'en particulier, il n'y a pas encore d'accord total sur le comportement "rationnel" des assurances et sur le concept d'équilibre concurrentiel adéquat pour représenter ce type de marché. On doit donc se contenter de modèles imparfaits d'un point de vue logique avec le danger de voir un jour leurs conclusions contredites sur certains points. De surcroît, la

Sécurité Sociale est à première vue un marché d'assurance particulièrement complexe et impur. Non seulement se posent à son sujet les épineux problèmes de la sélection et du contrôle des risques par l'assureur - problèmes évoqués dans la littérature économique sous les noms d'anti-sélection et de risque moral-, mais il s'y ajoute au moins deux particularités supplémentaires. La première est, qu'à l'origine, la Sécurité Sociale a entendu couvrir des risques liés à l'exercice du travail en entreprise. Or, ceux-ci créent manifestement des externalités qu'employeurs et employés ont cherché à internaliser par des contrats ayant abouti aux dispositifs actuels. On s'efforce parfois d'appréhender ce type de problème en envisageant les transferts sociaux comme un "salaire indirect". La seconde particularité de la Sécurité Sociale est que cotisations et prestations y sont couramment assises sur les revenus des salariés, lesquels ne semblent pas évidemment liés, en tout cas pas étroitement, aux multiples risques assurés. Peut-être est-ce ce qui fait conclure à beaucoup que les transferts de Sécurité Sociale servent un objectif politique autonome de redistribution des revenus.

Le dernier obstacle à surmonter pour tendre vers l'objectif visé est d'ordre empirique. Nous devons étendre les données internationales que nous avons construites dans un article récent (Lévy-Garboua, 1985) pour rendre compte des principales propriétés et configurations des systèmes de Sécurité Sociale. Ce travail, à lui seul, aurait pu justifier une étude dans la mesure où la plupart des variables que la théorie permet de concevoir ne sont pas immédiatement disponibles. Comme nous voulions d'emblée construire un fichier de taille suffisante

pour autoriser des vérifications statistiques, il nous a fallu consentir un effort patient et considérable, mais néanmoins très imparfait, pour étendre les premières données dans le temps, dans l'espace, et en substance. Les mesures, qui commençaient en 1960 et s'arrêtaient en 1977, ont été mises à jour en 1980, les délais de publication des statistiques internationales ne permettant pas d'aller plus loin. L'échantillon initial de 20 pays -tous appartenant à l'OCDE- a pu être étendu en fin de compte à 44 pays, les uns industrialisés, les autres en développement. Enfin, on est parvenu à saisir un nombre de variables beaucoup plus élevé que dans notre première étude, et notamment des indicateurs décrivant les conditions d'attribution des prestations.

Le premier chapitre décrit les principales configurations des systèmes de Sécurité Sociale dans 21 pays de l'OCDE. Il n'y est pas fait mention explicite de la théorie de l'assurance. Celle-ci est rappelée, et résumée pour notre propos, au chapitre 2 qui traite des marchés d'assurance efficients. Le chapitre 3 discute des liens entre la justice et l'assurance. Enfin, l'hypothèse d'assurance est appliquée à la Sécurité Sociale au chapitre 4, sur un échantillon de 44 pays.

-----  
REFERENCES.

LEVY-GARBOUA, L. 1985, "Les politiques sociales efficientes", Recherches Economiques et Sociales, n° 13-14, pp. 41-73.

LOUVET, Ph. 1986, Essais sur les choix publics et la demande de consommation collective, thèse de Doctorat, Université de Paris I.

Les systèmes de Sécurité Sociale ont explicitement pour fonction de couvrir la population, et particulièrement les personnes actives, contre les risques affectant leur revenu et leur aptitude au travail. Il est donc naturel de considérer qu'ils s'apparentent à des marchés d'assurance et de prévoyance, à l'exception des allocations familiales. On ne trouve pourtant guère d'auteur pour envisager cette hypothèse. La négligence de la fonction d'assurance sociale peut s'expliquer par la tendance, née d'une observation superficielle ou d'un préjugé tenace, à croire que les transferts sociaux et la fiscalité, y compris les prestations et les cotisations de Sécurité Sociale, ne sont pas liés au risque individuel, puisqu'assis sur le revenu, et ont donc une fonction de redistribution plus que d'assurance sociale.

Nos analyses conduisent à dissiper cette impression. L'hypothèse d'assurance s'ajuste remarquablement à la Sécurité Sociale si l'on veut bien admettre que les dommages occasionnés par les risques du travail professionnel ont une partie fixe et une partie proportionnelle au salaire. Les prélèvements fiscaux ou les cotisations sociales s'apparentent aux primes, et les prestations sociales aux indemnités, d'une assurance contre les risques du travail.

L'étude des propriétés de cette assurance requiert néanmoins l'usage de théories explicites. On fait appel à trois modèles purs alternatifs : l'assurance efficiente en information parfaite (I), l'assurance efficiente en information asymétrique (II), et l'assurance juste (III). En cas d'hétérogénéité des risques, le premier modèle

conclut à des assurances complètes au prix actuariel pour chaque groupe de risque, lorsqu'il n'y a ni chargement, ni risque moral, ni corrélation des risques. Dans les mêmes conditions, le second modèle implique en revanche l'assurance complète des "hauts risques" seuls, et l'assurance partielle des "bas risques". Le troisième modèle, enfin, aboutit à une assurance complète égale pour tous. La référence à trois hypothèses bien contrastée évite que l'on s'enferme tout de suite dans une vision théorique inadéquate ou partielle. Ce devrait être un atout pour aborder l'étude scientifique d'une institution aussi complexe et inexplorée, dont la simple évocation suffit parfois à déclencher une levée de boucliers.

Pour commencer, on montre que les idées d'assurance et de redistribution ne sont pas antinomiques. La relation des efforts d'auto-protection au dommage introduit une liaison décroissante du risque avec le revenu, qui justifie le choix des revenus d'activité comme assiette des prélèvements de Sécurité Sociale et le rôle des entreprises dans la discrimination des salariés selon la rémunération. L'hypothèse d'assurance rend alors compte de la dégressivité des prélèvements sociaux en fonction du salaire et, dans certains cas, de la progressivité des prestations sociales.

On examine ensuite l'effet du développement économique sur la couverture sociale et sur les prestations sociales par tête. On s'aperçoit qu'il n'y a pas beaucoup de différence en pratique entre les trois modèles d'assurance utilisés pour ce qui est de la prévision des effets du développement économique sur les prestations sociales. Le

développement économique encourage surtout la généralisation de l'assurance et le taux de couverture des assurés à travers la diminution du taux de chargement. Les catégories exclues du bénéfice de la Sécurité Sociale à un moment donné sont caractérisées par un taux de chargement spécifique relativement élevé (inactifs, indépendants, catégories marginales). Une fois la couverture sociale étendue à tout le monde et quasi-complète, les prestations par tête se mettent à croître à un rythme inférieur au salaire par tête tant que l'ensemble des risques continuent à diminuer. Néanmoins, ce scénario peut être perturbé par des changements de la structure démographique agissant sur la demande d'assurance (parts des salariés, des personnes âgées, etc...), par une croissance de la partie fixe du dommage plus rapide que le salaire (due par exemple à une inflation du coût des soins médicaux), et par l'accroissement éventuel de certains risques (dû par exemple à la montée du chômage). L'analyse d'un échantillon de 44 pays (20 pays industrialisés, et 24 pays en développement) observés en 1980 confirme la discussion théorique en révélant une élasticité des prestations sociales par tête par rapport au PIB par tête non significativement supérieure à un au seuil de 95%, mais tout de même plus élevée en général dans les pays en développement.

On étudie pour finir le poids relatif de la fonction d'assurance pure par rapport à la fonction de redistribution. Les conclusions des trois modèles d'assurance utilisés divergent considérablement sur ce point. Le premier (I) est un modèle d'assurance pure sans aucune redistribution, le second (II) prévoit la possibilité



de transferts à certaines conditions seulement et d'une discrimination catégorielle des risques, le troisième (III) décrit une redistribution maximale et en toutes circonstances. Dans la réalité, les effets redistributifs de la Sécurité Sociale ne sont la plupart du temps ni nuls ni aussi grands qu'ils pourraient l'être, et une certaine dose de discrimination catégorielle des risques existe dans de nombreux pays. Les modèles I et III semblent donc réfutés devant le modèle II. Ce dernier prédit l'accroissement du poids relatif des transferts par rapport à l'assurance pure au cours du développement économique (le modèle III aboutissant à la conclusion inverse). Il débouche enfin sur le paradoxe suivant : les systèmes de Sécurité Sociale catégoriels sont moins redistributifs que les systèmes non catégoriels dans les pays industrialisés, mais ils le sont plus dans les pays en développement. L'analyse économétrique de notre échantillon de pays-années a nettement confirmé ces deux séries de prédictions.

CREDOC  
BIBLIOTHÈQUE

R97

CENTRE DE RECHERCHE POUR L'ÉTUDE ET L'OBSERVATION DES CONDITIONS DE VIE

Laboratoire de Microéconomie Appliquée  
142, rue du Chevaleret

75013 - PARIS

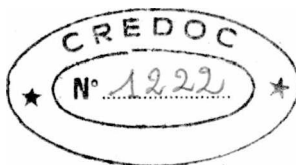
Tél. 45 84 14 20

CREDOC  
BIBLIOTHÈQUE

LES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE :

une application du concept d'assurance aux risques du travail

Louis LEVY-GARBOUA  
Philippe LOUVET



Rapport établi à la demande  
de la M I R E

Juillet 1987

Secrétariat : Françoise DURAND  
N° 4978

R97

## S O M M A I R E

<b>PREMIERE PARTIE</b>	<b>: CONFIGURATION DES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE DANS LES PAYS DE L'OCDE .....</b>	<b>5</b>
<b>I -</b>	<b>ASSURANCE ET ASSISTANCE DANS LES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE .....</b>	<b>7</b>
	1.1. Assurance et assistance en 1980 .....	9
	1.2. Evolution de longue période .....	14
	Notes .....	17
<b>II -</b>	<b>COMPARAISONS INTERNATIONALES DU FINANCEMENT DE LA SECURITE SOCIALE .....</b>	<b>18</b>
	2.1. Taux de cotisation applicables aux salariés et employeurs .....	19
	2.2. Parts de l'Etat, des employeurs et des salariés dans le financement de la Sécurité Sociale .....	23
	2.3. Incidence des cotisations de Sécurité Sociale : la réponse de l'analyse économique .....	28
	2.3.1. Equilibre du marché du travail .....	29
	2.3.2. Incidence des cotisations de Sécurité Sociale .....	31
	Notes .....	37
	Annexe 1 .....	38
	Annexe 2 .....	39
<b>III -</b>	<b>UNE VUE D'ENSEMBLE DES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE .....</b>	<b>41</b>
	3.1. Caractéristiques des systèmes de Sécurité Sociale .....	41
	3.1.1. Prestations de Sécurité Sociale par risque couvert .....	41
	3.1.2. Exclusions des droits à l'indemnisation .....	42
	3.1.3. Couverture des personnes à charge .....	43
	3.1.4. Indemnisations proportionnelles ou forfaitaires .....	43
	3.1.5. Taux de remplacement du revenu .....	44
	3.1.6. Espérance de revenu pour la retraite .....	45
	3.1.7. Espérance de revenu pour le chômage, les accidents du travail et la maladie .....	46
	3.1.8. Ticket modérateur .....	46

3.2. Typologie des systèmes de Sécurité Sociale .....	46
3.2.1. Position des pays .....	48
REFERENCES .....	52
DEUXIEME PARTIE	
<u>LES MARCHES D'ASSURANCE EFFICIENTS</u> .....	55
I - INTRODUCTION .....	55
II - LA CONFIGURATION EFFICIENTE QUAND LA POPULATION EST PARFAITEMENT HOMOGENE .....	59
III - LA CONFIGURATION QUAND LA POPULATION EST HETEROGENE .....	62
 <u>JUSTICE ET ASSURANCE</u> .....	 69
I - INTRODUCTION .....	69
II - DES OPINIONS DE JUSTICE DISTRIBUTIVE .....	71
III - DES OPINIONS DE JUSTICE A LA JUSTICE SOCIALE .....	77
IV - L'ASSURANCE JUSTE .....	81
REFERENCES .....	85
 <u>LA SECURITE SOCIALE COMME ASSURANCE : UNE COMPARAISON INTERNATIONALE</u> .....	 87
INTRODUCTION .....	87
I - DE L'APPLICATION DES MODELES D'ASSURANCE A LA SECURITE SOCIALE .....	90
II - APERCU DES DONNEES COMPARATIVES DES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE .....	96
III - DEVELOPPEMENT ECONOMIQUE ET PRESTATIONS DE SECURITE SOCIALE .....	99
3.1. Assurance et prestation par tête .....	99
3.2. Etude de $e_c$ .....	101
3.3. Etude de $e_\alpha$ .....	103
3.4. Le taux de couverture .....	109
3.5. La croissance des prestations par tête .....	111
IV - ASSURANCE ET REDISTRIBUTION .....	115
RESUME ET CONCLUSION .....	127
NOTES .....	132
ANNEXE .....	135

## INTRODUCTION GENERALE.

L'économie publique traditionnelle ne comporte pas de théorie positive des transferts sociaux. Elle essaie seulement de définir une norme de justice à l'aide de laquelle la justice de la répartition des richesses et des transferts peut être évaluée.

Le défaut de cette approche est que, ni l'état juste, ni les transferts qui en permettraient la réalisation étant donnée la répartition initiale, ne sont sûrement réalisables parce que les comportements des agents ne coïncident pas dans la réalité (c'est-à-dire pour une distribution initiale des richesses donnée) avec ceux que l'on suppose implicitement pour déterminer l'état optimal et les transferts correcteurs. Si l'on suit cette démarche, on est condamné à la frustration puisque la société ne ressemblera jamais à la norme qu'on voudrait lui imposer.

La théorie positive des transferts sociaux est donc à rechercher ailleurs, par exemple dans les contributions récentes d'économistes à l'analyse des choix publics et des groupes de pression (Louvet, 1986 présente une synthèse des premières). Mais nous voudrions emprunter d'abord une autre voie, mieux en accord avec la conception classique de la justice et des transferts sociaux, mais qui n'en possède pas le défaut majeur de ne pas être une théorie positive. C'est la théorie de l'assurance. Les transferts de Sécurité Sociale, que nous appellerons parfois transferts sociaux pour abrégé, en sont un domaine d'application rêvé, si l'on prend toutefois la précaution d'en exclure

les allocations familiales. La croissance contemporaine très rapide des dépenses de Sécurité Sociale dans le monde entier fait de leur étude une priorité pour comprendre l'émergence de l'Etat-Providence et ses problèmes actuels.

Dès lors que la Sécurité Sociale est partout reconnue comme une création majeure de notre temps, et dès lors qu'une théorie classique lui est applicable, comment se fait-il qu'on ne l'ait pas appliquée plus tôt? En fait, la théorie de l'assurance est utilisée par de nombreux auteurs dans l'étude de l'assurance-chômage, de l'assurance-maladie et des assurances-invalidité ou accidents. La pratique est moins courante en matière de pensions de retraite et d'assurance-vieillesse ; et c'est justement ce régime que les américains, réalisant le plus grand nombre d'études accessibles, appellent "Sécurité Sociale". Ce qui manque à l'heure actuelle, c'est plutôt le résultat d'une vision d'ensemble des transferts sociaux comme assurance contre divers risques. Voilà donc l'objectif général assigné à notre étude. Mais il est naturellement hors de question de l'atteindre en tous points compte tenu de l'ampleur du sujet et des obstacles, d'ordre théorique et empirique, à surmonter.

La théorie de l'assurance, malgré un développement spectaculaire, n'a pas encore atteint sa pleine maturité puisqu'en particulier, il n'y a pas encore d'accord total sur le comportement "rationnel" des assurances et sur le concept d'équilibre concurrentiel adéquat pour représenter ce type de marché. On doit donc se contenter de modèles imparfaits d'un point de vue logique avec le danger de voir un jour leurs conclusions contredites sur certains points. De surcroît, la

Sécurité Sociale est à première vue un marché d'assurance particulièrement complexe et impur. Non seulement se posent à son sujet les épineux problèmes de la sélection et du contrôle des risques par l'assureur - problèmes évoqués dans la littérature économique sous les noms d'anti-sélection et de risque moral-, mais il s'y ajoute au moins deux particularités supplémentaires. La première est, qu'à l'origine, la Sécurité Sociale a entendu couvrir des risques liés à l'exercice du travail en entreprise. Or, ceux-ci créent manifestement des externalités qu'employeurs et employés ont cherché à internaliser par des contrats ayant abouti aux dispositifs actuels. On s'efforce parfois d'appréhender ce type de problème en envisageant les transferts sociaux comme un "salaire indirect". La seconde particularité de la Sécurité Sociale est que cotisations et prestations y sont couramment assises sur les revenus des salariés, lesquels ne semblent pas évidemment liés, en tout cas pas étroitement, aux multiples risques assurés. Peut-être est-ce ce qui fait conclure à beaucoup que les transferts de Sécurité Sociale servent un objectif politique autonome de redistribution des revenus.

Le dernier obstacle à surmonter pour tendre vers l'objectif visé est d'ordre empirique. Nous devons étendre les données internationales que nous avons construites dans un article récent (Lévy-Garboua, 1985) pour rendre compte des principales propriétés et configurations des systèmes de Sécurité Sociale. Ce travail, à lui seul, aurait pu justifier une étude dans la mesure où la plupart des variables que la théorie permet de concevoir ne sont pas immédiatement disponibles. Comme nous voulions d'emblée construire un fichier de taille suffisante



pour autoriser des vérifications statistiques, il nous a fallu consentir un effort patient et considérable, mais néanmoins très imparfait, pour étendre les premières données dans le temps, dans l'espace, et en substance. Les mesures, qui commençaient en 1960 et s'arrêtaient en 1977, ont été mises à jour en 1980, les délais de publication des statistiques internationales ne permettant pas d'aller plus loin. L'échantillon initial de 20 pays -tous appartenant à l'OCDE- a pu être étendu en fin de compte à 44 pays, les uns industrialisés, les autres en développement. Enfin, on est parvenu à saisir un nombre de variables beaucoup plus élevé que dans notre première étude, et notamment des indicateurs décrivant les conditions d'attribution des prestations.

Le premier chapitre décrit les principales configurations des systèmes de Sécurité Sociale dans 21 pays de l'OCDE. Il n'y est pas fait mention explicite de la théorie de l'assurance. Celle-ci est rappelée, et résumée pour notre propos, au chapitre 2 qui traite des marchés d'assurance efficients. Le chapitre 3 discute des liens entre la justice et l'assurance. Enfin, l'hypothèse d'assurance est appliquée à la Sécurité Sociale au chapitre 4, sur un échantillon de 44 pays.

---

#### REFERENCES.

- LEVY-GARBOUA, L. 1985, "Les politiques sociales efficientes", Recherches Economiques et Sociales, n° 13-14, pp. 41-73.
- LOUVET, Ph. 1986, Essais sur les choix publics et la demande de consommation collective, thèse de Doctorat, Université de Paris I.

PREMIERE PARTIE : CONFIGURATION DES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE  
DANS LES PAYS DE L'OCDE

Philippe LOUVET

Cette partie a pu être réalisée  
avec le soutien financier de l'IPECODE

CONFIGURATION DES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE DANS LES PAYS DE  
L'OCDE.

Quelles que soient leurs particularités, les systèmes de Sécurité Sociale assurent la couverture des individus contre la perte de leur source de revenu habituelle en organisant une redistribution des non-sinistrés vers les sinistrés.

Ce principe invariant revêt selon les pays des formes diverses dont on essaiera de rendre compte ici en examinant les parts respectives de l'assurance et de l'assistance dans une vingtaine de pays de l'OCDE (section 1) et la distribution du financement des systèmes nationaux (Section 2).

A partir d'une description plus complète des caractéristiques de la Sécurité Sociale des pays étudiés, on cherchera à en donner une représentation synthétique permettant de dégager les grands modèles d'organisation des systèmes d'indemnisation (section 3).

I - ASSURANCE ET ASSISTANCE DANS LES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE.

Les systèmes de Sécurité Sociale associent généralement à des degrés variables selon les pays, deux types purs d'indemnisation : l'assurance et l'assistance.

L'assistance alloue aux individus victimes de la réalisation d'un risque (vieillesse, accident du travail, maladie, chômage) un revenu de transfert largement indépendant du montant des gains ordinaires.

L'allocation varie au contraire avec la situation familiale au travers de suppléments accordés en fonction du nombre d'enfants et de

l'éventuelle activité professionnelle du conjoint.

Les prestations sont financées sur le budget général de l'Etat et sont versées sans autre restriction qu'un plafond maximum de ressources.

A l'opposé de ces principales caractéristiques de l'assistance, l'assurance affecte aux sinistrés une fraction de leur revenu ordinaire.

L'ouverture des droits à l'indemnisation est liée au versement préalable de cotisations assises sur le revenu d'activité à une caisse distincte du budget de l'Etat, à laquelle cependant ce dernier contribue également.

L'assistance et l'assurance paraissent relever de deux conceptions différentes de la Sécurité Sociale.

La première en garantissant à tout individu un revenu minimal en fonction de ses charges familiales semble répondre à une logique de "besoins fondamentaux".

L'uniformité des prestations en fait un système d'indemnisation régressif par rapport au revenu, tandis que son financement suit la progressivité de la fiscalité générale.

L'assurance tend au contraire à reproduire les inégalités de revenu (si les taux de remplacement en sont indépendants) et à assurer une relative neutralité de son financement, au moins jusqu'au plafond des revenus soumis à cotisation.

Ainsi, à côté de la redistribution des non-sinistrés vers les sinistrés, qu'instaure tout système de Sécurité Sociale, l'assistance

introduit un transfert de ressources des hauts vers les bas revenus dès lors que les uns et les autres recourent aussi fréquemment à l'indemnisation.

Les parts respectives de l'assurance et de l'assistance dans les pays que nous étudions sont mesurées par deux indicateurs tirés des statistiques du Bureau International du Travail (1981, 1985 , 1985b).

Le premier rapporte l'ensemble des prestations d'assurance tous risques confondus au total des allocations d'assistance et services rendus par les services publics de santé<sup>1</sup>.

Le second rapporte l'ensemble des cotisations, employeurs et salariés, au total des autres ressources de la Sécurité Sociale constituées pour l'essentiel des contributions du budget de l'Etat.

Ces deux mesures associées permettent une première classification des systèmes de Sécurité Sociale.

#### 1.1. Assurance et assistance en 1980.

Pour 1980, les prestations d'assurance sont en moyenne dans les 21 pays de l'OCDE de notre échantillon 5 fois plus élevées que le total des versements effectués au titre de l'assistance et des services rendus par les institutions publiques de santé.

Dans le même temps, le financement par les cotisations prédomine : celles-ci représentent en moyenne 1,6 fois le montant des autres ressources de la Sécurité Sociale.

Si les pays développés tendent dans l'ensemble à privilégier l'assurance et le financement par les cotisations, d'importantes disparités nationales subsistent.

Sur la figure 1, les 21 pays de l'OCDE sont placés d'après leurs écarts aux moyennes du groupe (en pourcentage) des deux indicateurs de la configuration des systèmes de Sécurité Sociale.

A l'évidence l'allure générale du nuage atteste de l'association entre assurance et cotisations ou systématiquement, celle de l'assistance et des financements par le budget de l'Etat.

Elle explique par ailleurs que peu de pays soient situés en dehors des cadrans sud-ouest et nord-est de la figure.

Un premier groupe de pays apparaît clairement en retrait par rapport aux tendances de l'ensemble de l'échantillon (cadran Sud-ouest du graphique 1) : les parts de l'assurance et des cotisations y sont simultanément plus faibles qu'ailleurs et assez concentrées autour des moyennes.

On y trouve à la fois la totalité des pays anglo-saxons : Canada, Nouvelle-Zélande, Australie, Irlande, Royaume-Uni, Etats-Unis, et l'ensemble des pays de l'Europe du Nord : Norvège, Danemark, Finlande, Suède, auxquels s'ajoutent la Suisse et le Japon.

Compte tenu de la proximité des pays les uns par rapport aux autres, il est permis de parler d'un modèle commun de Sécurité Sociale (les modèles anglo-saxons et nordiques paraissent se confondre) caractérisé par une plus grande uniformité des prestations et un recours plus large pour les USA, la Suisse, la Norvège, la Finlande et le Japon, majoritaire pour les autres au financement par l'impôt.

Les pays du cadran nord-est s'opposent diamétralement à ce premier groupe : la part de l'assurance et des cotisations y sont supérieures à la moyenne de l'OCDE.

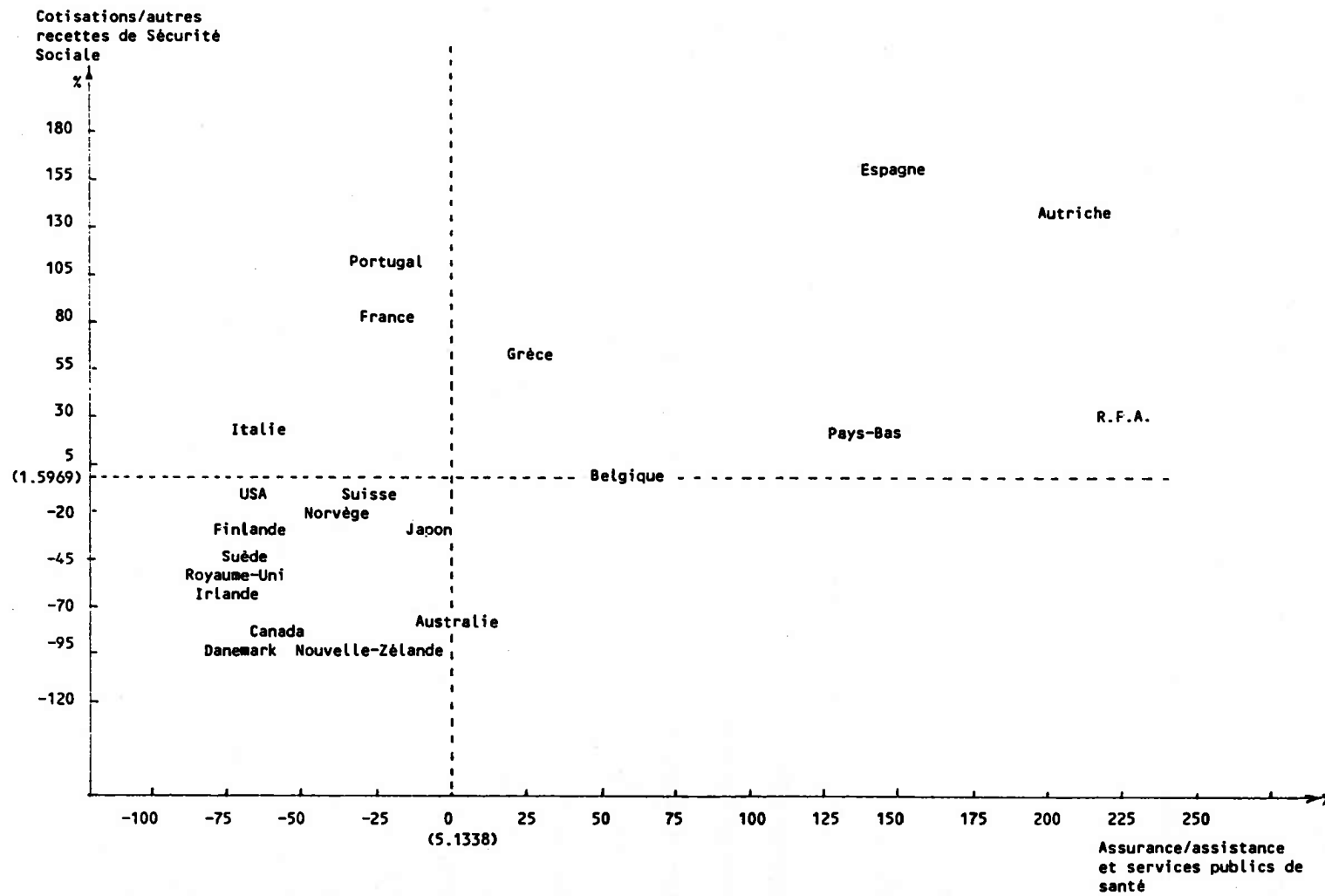


FIGURE 1 : Ecart (en %) par rapport à la moyenne des pays de l'OCDE. Pays de l'OCDE - 1980

Cependant, la dispersion des situations est assez forte : la Belgique, les Pays-Bas et la RFA restent proches de la position moyenne quant à la partition cotisations/impôt, tout en adoptant des systèmes de Sécurité Sociale de plus en plus tournés vers l'assurance.

De même l'Espagne par rapport aux Pays-Bas et l'Autriche comparativement à la RFA privilégient le financement par les cotisations pour des parts de l'assurance similaires.

Ces disparités entre pays s'opposent à l'idée d'une configuration spécifique et marquée de leurs systèmes de Sécurité Sociale, d'autant qu'aucune particularité évidente ne semble devoir les réunir.

Le Portugal et la France, et dans une moindre mesure l'Italie, occupent des positions atypiques : la part de l'assurance y est sensiblement égale à la position moyenne, alors que les cotisations représentent la principale ressource de leur Sécurité Sociale.

Compte tenu de la liaison aisément observable entre la part de l'assurance et celle des cotisations, ces pays devraient se situer à proximité de la Suisse ou du Japon quant au poids des cotisations de Sécurité Sociale ou encore entre la Grèce et l'Espagne quant à la partition assurance/ assistance.

Comme l'atteste l'estimation des coefficients qui relie la part des cotisations et celle de l'assurance, la liaison de l'un à l'autre est imparfaite tout en restant probante<sup>2</sup>.



$$(1) \quad RC = 0.15 RA - 0.0024 \quad , \quad R^2 = 0.38, \quad F = 13.1$$

$$(3.63) \quad (0.00)$$

$$(2) \quad RC = 0.85 \text{Log}(RA) + 0.55 \quad , \quad R^2 = 0.40, \quad F = 14.2$$

$$(3.77) \quad (1.59)$$

RC = cotisations/autres recettes ;

RA = assurance/assistance et services publics de santé.

On voit, par ailleurs, que la relation est mieux représentée par une courbe semi-logarithmique indiquant que la part des cotisations doit peu augmenter pour les systèmes fortement tournés vers l'assurance.

Ces relations permettent d'identifier plus précisément les pays qui s'éloignent significativement de la relation "normale" entre assurance et cotisations : l'une et l'autre indiquent la faiblesse du financement par les cotisations en RFA compte tenu de la place accordée à l'assurance, et celle exceptionnellement élevée du Portugal, de la France, et de l'Espagne.

A l'inverse, l'Australie et la Nouvelle-Zélande recourent "anormalement" à l'impôt d'après l'équation (1) pour alimenter leur système de Sécurité Sociale quand bien même l'assistance y prédomine<sup>3</sup>.

Ces écarts par rapport à une tendance commune à l'association assurance/cotisation et assistance/impôt montrent que les méthodes de financement peuvent manifester une autonomie relative par rapport aux options dominantes en matière d'indemnisation des individus victimes de la réalisation d'un risque. Cette autonomie apparaît de surcroît plus marquée dans les pays plus nettement tournés vers l'assurance (cadran nord-est du graphique) où les contributions de l'Etat varient plus largement<sup>4</sup>.

### 1.2. Evolution de longue période.

Ces caractéristiques observées en 1980, année la plus récente par laquelle les statistiques du Bureau International du Travail sont disponibles, résument bien les tendances de longue période des pays de l'OCDE.

Une représentation similaire du graphique 1 (voir à l'annexe 1) où les positions des pays découlent de la moyenne des deux indicateurs calculés sur 1960, 1965, 1970, 1977 et 1980 révèle une assez grande stabilité des configurations des systèmes de Sécurité Sociale.

Seule l'Italie se trouve déplacée vers le groupe des pays privilégiant l'assistance en raison de la nationalisation de ses hôpitaux dans le milieu des années 70 ; de même la Nouvelle Zélande a connu entre 1960 et 1965 de profonds bouleversements de son système de Sécurité Sociale renforçant le poids des cotisations des salariés.

Les figures 2.1 et 2.2 où sont portées les moyennes par année des indices (base 100 = 1960) des parts de l'assurance et des cotisations pour 17 et 16 pays de l'OCDE illustrent l'inertie d'ensemble des systèmes de Sécurité Sociale.

La recherche de similitudes entre pays quant aux profils d'évolution conduit à définir trois classes relativement homogènes pour l'assurance : la Belgique, le Danemark, l'Irlande, les Pays-Bas, le Royaume-Uni, la Suède et les USA tendent ensemble à réduire lentement la part de l'assurance dans leur dispositif d'indemnisation (figure 2.1).

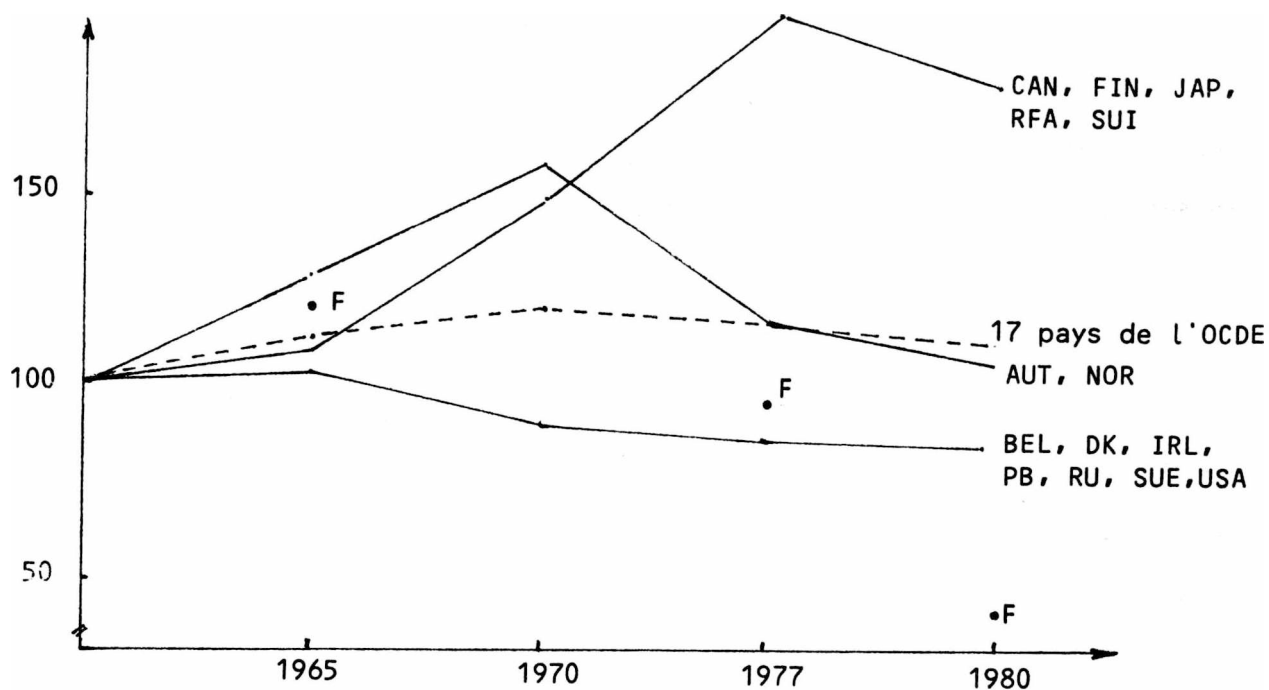


FIGURE 2.1. Types d'évolution du poids de l'assurance

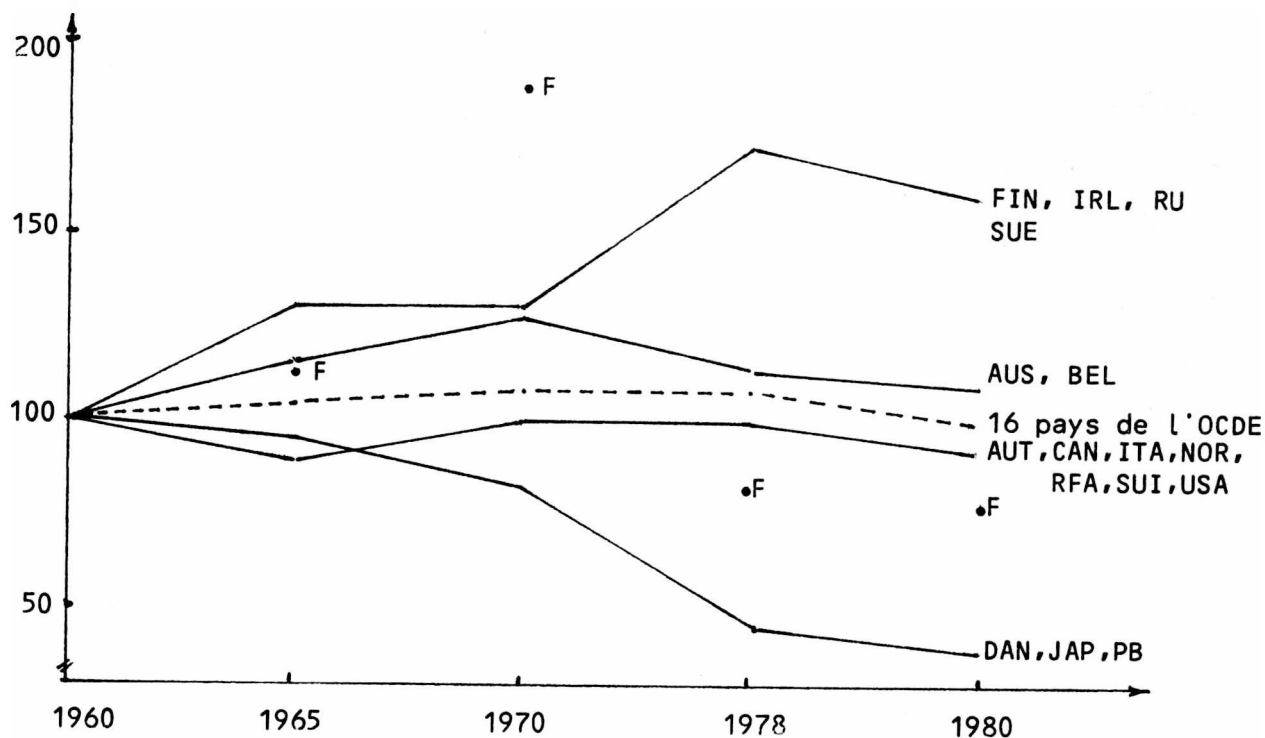


FIGURE 2.2. Types d'évolution du poids des cotisations.

Construction des graphiques : On commence par calculer pour chaque pays la série des indices, base 100 = 1960

A l'aide d'une méthode de classification, on distribue les pays en classes homogènes du niveau de l'indice sur quatre années. Les moyennes par années sont ensuite représentées sur les figures.

Certains pays atypiques n'apparaissent pas dans les classes, ou sont écartés de l'analyse faute de disposer d'une série complète.

F : France.

L'Autriche et la Norvège présentent deux périodes distinctes centrées sur 1970, date à partir de laquelle la part de l'assistance et des services publics de santé se redresse.

Le Canada, la Finlande, le Japon, la RFA et la Suisse ont au contraire continué à privilégier l'assurance jusqu'en 1977.

Le retour vers une couverture des risques au moyen de l'assistance et des services publics de santé apparaît très général à partir de 1977, la France<sup>6</sup> se distingue de ce point de vue par une évolution très marquée.

Simultanément, le financement par les cotisations tend à reculer sur la même période (figure (2.2) y compris en France où il a atteint une part très élevée en 1970. Cependant, deux groupes de pays s'opposent nettement : le Danemark, le Japon et les Pays-Bas recourent de façon croissante depuis 1960 au financement par l'impôt alors que la Finlande, l'Irlande, le Royaume-Uni et la Suède ont jusqu'en 1977 accentué le poids des cotisations.

L'Australie et la Belgique d'une part, l'Autriche, le Canada, l'Italie, la Norvège, la RFA, la Suisse et les USA d'autre part suivent d'assez près la tendance générale.

Notes :

- 1 Institutions publiques délivrant leurs soins gratuitement.
- 2 t de Student entre parenthèses, les coefficients de corrélation sont respectivement de 0.62 et 0.63.
- 3 Les résidus, différence entre la valeur observée et celle prédite par la relation valent respectivement :

Pays	Equation 1	Equation 2	Type d'indemnisation dominant
R F A	-1.27 (0.67)	-1.59 (0.86)	assurance
Portugal	-1.99 (1.06)	1.69 (0.91)	assurance
France	1.48 (0.78)	1.17 (0.63)	assurance
Espagne	1.30 (0.69)	1.36 (0.74)	assurance
Australie	-1.25 (0.67)	-	assistance
Nouvelle-Zélande	-1.10 (0.59)	-	assistance
Variance résiduelle de l'estimation	0.88	0.85	

- 4 On constate notamment que la variance résiduelle de ces pays s'élève à 0.89 contre 0.43.
- 5 On ne dispose pas des données BIT concernant la France pour l'année 1970.

## II - COMPARAISONS INTERNATIONALES DU FINANCEMENT DE LA SECURITE SOCIALE.

Le financement de la Sécurité Sociale pose à la fois le problème du niveau global des prélèvements sur la richesse nationale et celui de la répartition de sa charge entre les salariés, les employeurs et l'Etat.

C'est principalement au second aspect de la question qu'on s'intéressera ici.

Avec l'ouverture croissante aux échanges internationaux, les cotisations supportées par les employeurs ont pris une place centrale au sein des débats économiques parce qu'elles affectent de façon visible les coûts de main-d'oeuvre et indirectement la compétitivité prix des productions nationales.

De ce point de vue, les différences de taux et les parts des salariés et de l'Etat d'un pays à l'autre importent plus que leur niveau dans chacun d'entre eux, ce qui justifie les comparaisons internationales.

Plusieurs mesures de la répartition du financement de la Sécurité Sociale peuvent être envisagées tant à partir des statistiques disponibles qu'à la suite d'une réflexion plus théorique.

C'est pourquoi on s'attachera en premier lieu à mener une comparaison des principaux pays de l'OCDE sur la base d'indicateurs usuels : taux de cotisation applicables aux employeurs et salariés, part des ressources totales apportée par l'Etat, les salariés et les employeurs, pour ensuite présenter et discuter brièvement les conclusions d'un modèle classique des effets de l'introduction de

cotisation de Sécurité Sociale sur le fonctionnement du marché du travail.

### 2.1. Taux de cotisation applicables aux salariés et employeurs.

Le tableau 1 tiré des statistiques de l'OCDE (1986) donne en pourcentage la part de la rémunération brute versée par les employeurs et les salariés aux institutions de Sécurité Sociale de 20 pays.

Il s'agit de taux maximaux, la plupart de ces pays ayant instauré un ou plusieurs seuils de rémunération à partir desquels les cotisations deviennent dégressives.

Seules sont comptabilisées les cotisations obligatoires perçues par des administrations publiques sauf en Suisse où certaines cotisations sont versées à des institutions ne relevant pas directement du secteur public.

Ces cotisations financent les principaux risques couverts dans l'ensemble des pays : retraites, maladie, chômage, accident du travail, et dans certains cas les allocations familiales.

TABLEAU 1.

Pays	Taux des Cotisations employeurs (1)	Taux des Cotisations salariés (2)	(1)/(2)
Australie	0.00	0.00	-
Autriche	22.20	15.40	1.44
Belgique	24.07	20.82	2.22
Canada	5.00	4.10	1.22
Danemark	0.00	4.50	-
Finlande	5.45	2.75	1.98
France	46.44	13.86	3.35
Allemagne	18.80	17.30	1.09
Irlande	11.61	8.50	1.36
Italie	45.63	8.65	5.27
Japon	11.04	10.10	1.09
Pays-Bas	12.96	28.20	0.46
Nouvelle-Zélande	0.00	0.00	-
Norvège	16.20	5.70	2.84
Portugal	21.50	11.50	1.87
Espagne	31.80	5.50	5.78
Suède	30.50	0.00	-
Suisse	10.15	10.15	1.00
Royaume-Uni	10.45	9.00	1.16
Etats-Unis	12.00	6.70	4.79
Moyenne <sup>1</sup>	16.79	8.64	
Coefficient de variation	0.81	0.78	

Source : OCDE, 1986

<sup>1</sup> Les moyennes hors pays pour lesquels l'un des taux est égal à zéro sont respectivement de 19.08 et 10.51.



En moyenne, les taux de cotisation des employeurs sont près de deux fois plus élevés que ceux des salariés.

Cette observation reflète une tendance très générale de l'ensemble des pays de l'échantillon puisque seuls les Pays-Bas imposent aux salariés un taux de cotisation supérieur (du double) à celui des employeurs.

Par ailleurs, le Canada, la RFA, la Suisse et le Royaume-Uni maintiennent des taux de cotisation à peu près équilibrés.

L'Espagne, l'Italie et la France se singularisent par des taux de cotisation employeurs particulièrement élevés compte tenu à la fois de la moyenne de l'échantillon et des taux appliqués aux salariés.

Pour certains pays (Australie, Danemark, Nouvelle-Zélande, Suède), les taux applicables aux employeurs ou aux salariés, ou les deux ensemble, sont nuls. On ne doit pas accorder une importance exagérée à ces données parce que les cotisations versées dans ces pays sortent de la définition retenue par l'OCDE. Comme on le verra dans la section 2.2, la part des ressources de la Sécurité Sociale apportée par les employeurs et les salariés est une mesure plus pertinente pour ces pays de la répartition du financement de la Sécurité Sociale.

Contrairement à ce que l'on pourrait supposer a priori, il n'existe aucune relation significative entre les taux des employeurs et ceux des salariés (voir graphique 3), en particulier leurs cotisations respectives ne se substituent pas l'une à l'autre, la relation estimée suggérant plutôt, mais de façon incertaine, une faible complémentarité.

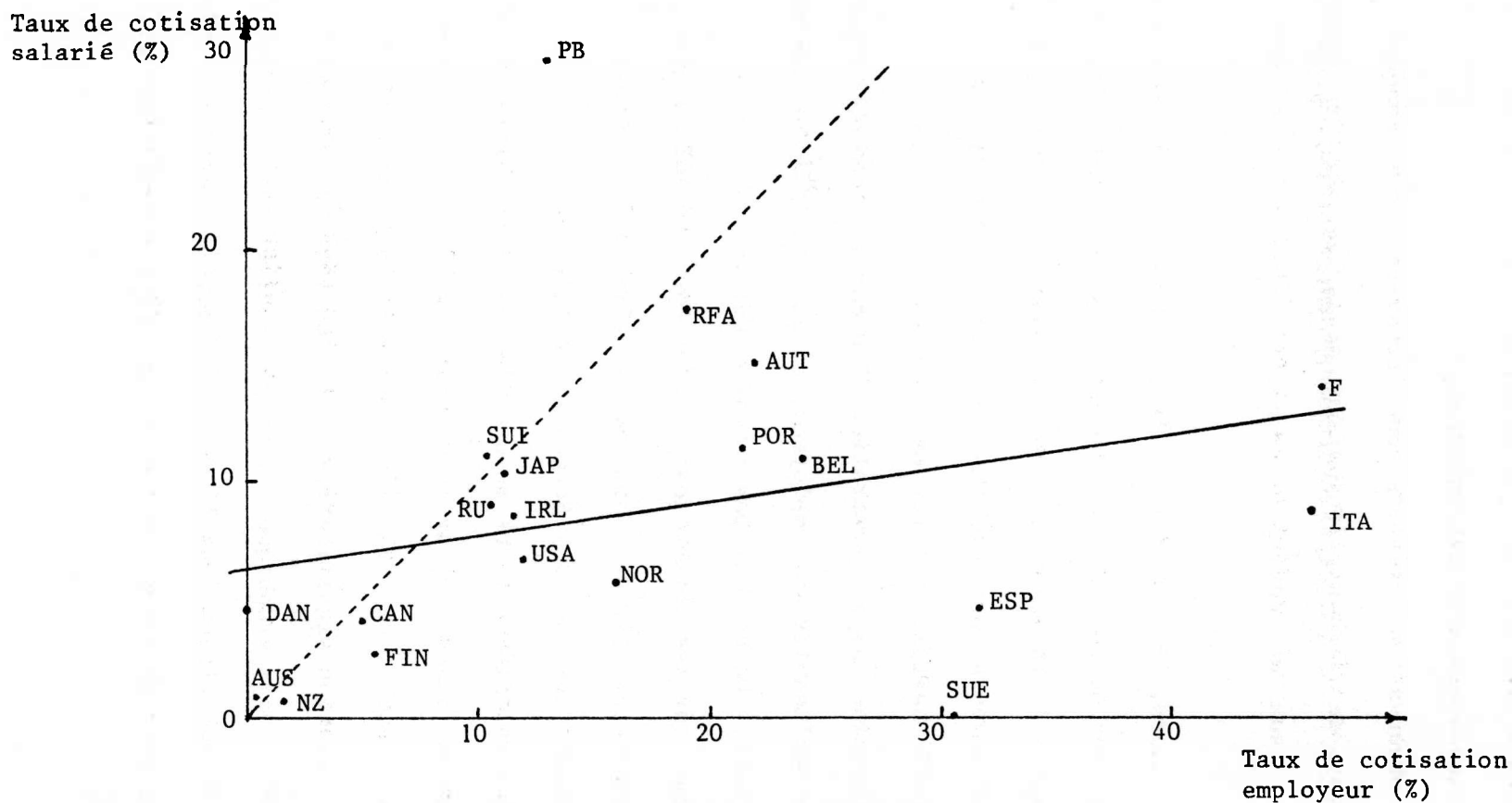


FIGURE 3 : Taux de cotisations employeur et salarié dans 20 pays de l'OCDE (1983).

La droite en trait plein portée sur la figure a pour expression :

$$\text{Taux de cotisation salarié} = 0.133 \text{ Taux de cotisation employeur} + 6.40 \quad R^2 = 0.07$$

(1.18) (7.66)

Ce constat souligne par ailleurs que les contributions des employeurs et des salariés varient en fonction de celles de l'Etat, alimentées par la fiscalité générale, dont on n'a pas tenu compte ici.

## 2.2. Parts de l'Etat, des employeurs et des salariés dans le financement de la Sécurité Sociale.

Les taux de cotisation employeurs et salariés ont une importance économique considérable parce qu'ils affectent tout à la fois le niveau de l'emploi, le temps de travail, le niveau des salaires et l'ensemble des coûts salariaux. Les ressources dégagées par ces cotisations dépendent non seulement des taux en vigueur, mais aussi des adaptations de la base imposable qu'il suscitent.

C'est pourquoi la répartition du financement de la Sécurité Sociale présente un intérêt supplémentaire par rapport au seul examen des taux de cotisation.

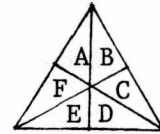
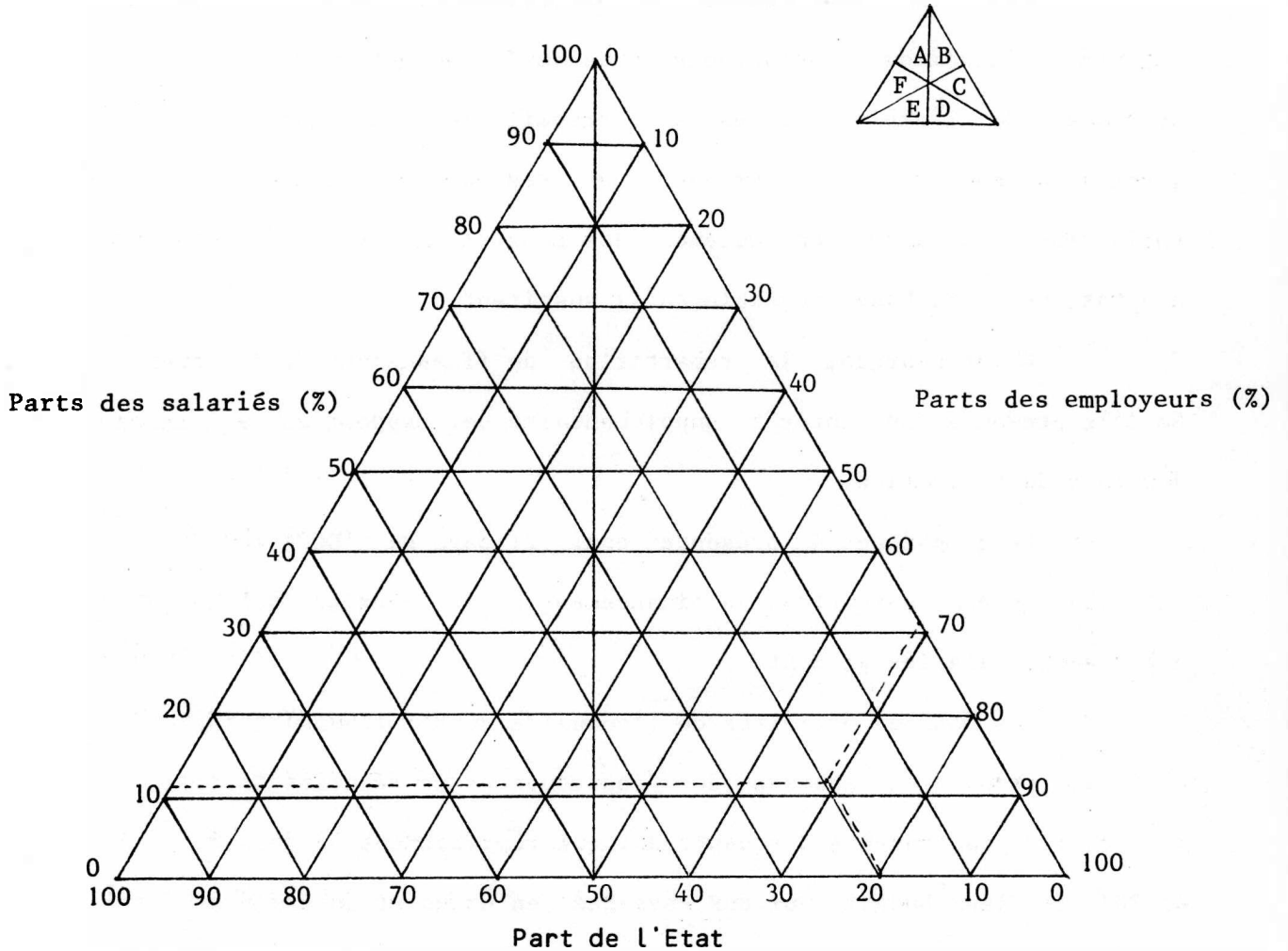
Le graphique 4 présente pour 21 pays de l'OCDE en 1980, la distribution en pourcentage du financement de la Sécurité Sociale entre employeurs, salariés et Etat.

Ces données extraites de l'annuaire du BIT (1985b) laissent de côté les ressources annexes des institutions de Sécurité Sociale, en particulier les revenus des capitaux, qui représentent en général moins de 10% de leur budget sauf aux Pays-Bas, en Grèce et au Japon où cette part se situe aux environs de 15%.

Les trois parts portées sur la représentation ont par conséquent une somme égale à 100, elles apparaissent sur un graphique triangulaire dont les propriétés se prêtent bien à la visualisation

FIGURE 4 : Répartition du financement de la Sécurité Sociale entre salariés, employeurs et l'Etat.

(21 pays de l'OCDE)



Guide de lecture : la position d'un pays dans le triangle dépend des parts respectives des trois sources de financement. La part des employeurs se lit en projetant la position des pays parallèlement au côté gauche du triangle, celle des salariés par une projection parallèle à la base, celle de l'Etat par une projection parallèle au côté droit. Ces projections sont représentées sur la figure pour l'Espagne.

d'une distribution en trois éléments<sup>1</sup>.

La division du graphique en six zones, chacune correspondant à une hiérarchie des parts de financement entre employeurs, salariés et Etat conduit à deux principales observations.

En premier lieu, aucun pays n'appartient franchement à une configuration telle que l'Etat ou les employeurs supportent soit la part la plus faible, soit la plus forte du financement de la Sécurité Sociale, les salariés occupant une position intermédiaire (cf. triangles B et F).

Symétriquement, 61% des pays de l'échantillon se répartissent à parts sensiblement égales entre les configurations D et F qui présentent la caractéristique commune d'une part des salariés la plus faible des trois.

Ces deux configurations s'opposent l'une à l'autre par une permutation du classement des employeurs et de l'Etat : aux USA, en Belgique, Finlande, Suède, Italie, Espagne et France, les employeurs sont la première source de financement de la Sécurité Sociale, tandis que l'Etat assure la majeure partie des ressources en Nouvelle-Zélande au Canada, en Irlande, au Royaume-Uni, en Norvège et au Japon.

L'Autriche et la Grèce se singularisent par une part de l'Etat remarquablement faible, cette observation vaut aussi pour la Suisse qui de surcroît est le seul pays de l'échantillon où les salariés assurent un financement plus élevé que celui des employeurs.

Par ailleurs, les Pays-Bas et la RFA maintiennent une parité entre employeur et Etat, où chacun assure le tiers des ressources de la

## Sécurité Sociale.

Conformément aux deux configurations les plus fréquentes, une appréciation synthétique de la répartition du financement de la Sécurité Sociale dans ces 21 pays montre que la partition Etat/total des cotisations est le facteur qui discrimine le mieux les pays les uns des autres.

L'analyse en composantes principales dont les résultats sont exposés au graphique 5 fait ressortir qu'une seule dimension suffit à expliquer 47% de la variance des structures de financement des pays.

Ce premier axe oppose nettement les pays à fort financement étatique (pondération  $-0.64$ ) à ceux tournés à la fois vers les cotisations employeurs et salariés (pondération de  $0.48$ ). Par ailleurs, il apparaît que la part de l'Etat tend en premier lieu à se substituer à celle des employeurs, et dans une moindre mesure à celle des salariés les coefficients de corrélation de la part de l'Etat par rapport à ces deux facteurs s'établissent respectivement à  $-0.84$  et  $-0.69$ .

Comme pour les taux nominaux de cotisation, cette mesure de la répartition du financement de la Sécurité Sociale ne fait apparaître aucune liaison significative, dans un sens ou dans l'autre, entre la part des employeurs et celle des salariés.

Compte tenu de ces observations, on peut s'interroger sur les fondements du débat concernant le partage du coût de la Sécurité Sociale entre employeurs et salariés.



FIGURE 5 : Analyse en composantes principales de la répartition (1980) du financement de la Sécurité Sociale dans 21 pays de l'OCDE.

Les quatre sources de financement de la Sécurité Sociale sont prises en compte : employeurs, salariés Etat, autres recettes, plus le solde ou le déficit.

- Le premier axe oppose les pays à fort financement étatique (coefficient de  $-0.64$ ) à ceux où prédomine à la fois les cotisations salariés et employeurs (coefficients de  $0.48$  et  $0.49$ )
- Le second axe oppose les pays dont le solde est excédentaire et les "autres recettes" importantes (Japon), à ceux où la part employeurs est élevée.

### 2.3. Incidence des cotisations de Sécurité Sociale : la réponse de l'analyse économique.

A l'issue de ce court examen de la répartition du financement des systèmes de Sécurité Sociale dans les principaux pays de l'OCDE, trois constats se sont imposés : la part de l'Etat est le facteur qui différencie le plus nettement les pays des uns des autres, la part des employeurs mesurée d'après leurs taux de cotisation ou à partir du total des ressources qu'ils apportent au budget de la Sécurité Sociale est à une exception près toujours supérieure à celle des salariés, enfin, employeurs et salariés ne sont pas deux sources de financement substituables dans les pays étudiés.

Concurremment à l'étude des situations rencontrées dans ces pays, l'analyse économique donne a priori une mesure simple de la distribution du coût de la Sécurité Sociale entre employeurs et salariés.

Cette mesure proposée par la théorie microéconomique s'appuie sur la comparaison entre l'équilibre du marché du travail avec cotisations de Sécurité Sociale et celui qui se réaliserait si ces cotisations n'existaient pas.

L'équilibre sans cotisation sert de situation de référence pour apprécier la répartition du coût de la Sécurité Sociale qui comme on va le voir ne s'identifie pas à la distribution apparente telle qu'elle ressort de la comparaison des taux de cotisations employeur et salarié.



### 2.3.1. Equilibre du marché du travail

L'analyse suppose que le marché où se rencontrent l'offre de travail des salariés et la demande travail des employeurs satisfait aux conditions habituelles de la concurrence.

De son point de vue, les cotisations de Sécurité Sociale sont une taxe "had valorem" comme une autre, au même titre par exemple que la TVA, portant sur une marchandise particulière qu'est le travail.

Si comme on l'admet généralement, l'offre de travail croît avec le taux de salaire ( $w$ ) tandis que la demande par les employeurs en est une fonction décroissante, l'équilibre du marché s'établit de la façon décrite par la figure suivante :

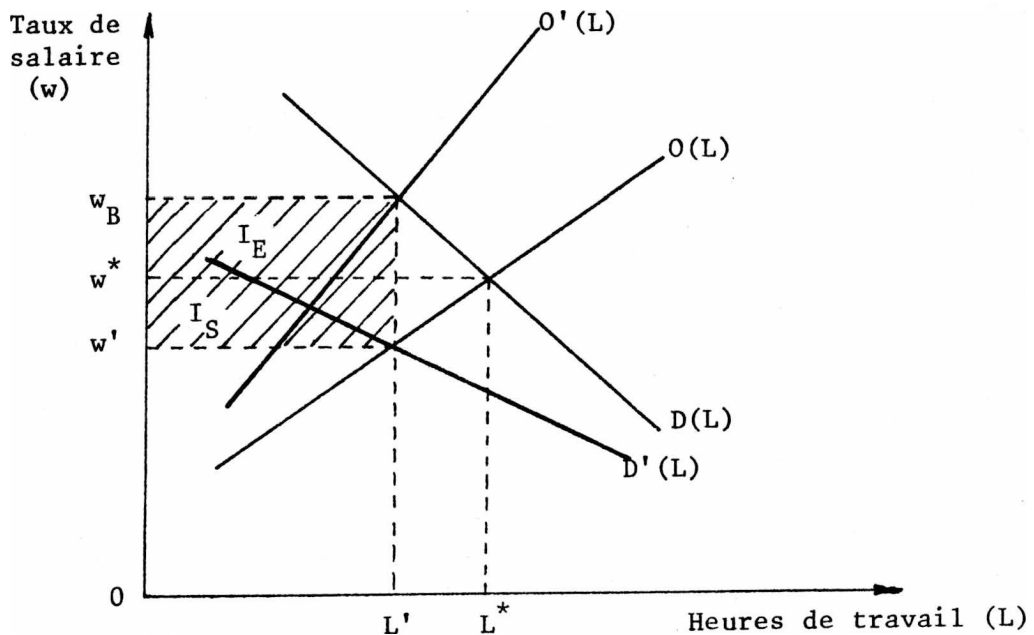


FIGURE 6 : Equilibres du marché du travail sans et avec cotisations de Sécurité Sociale.

L'offre et la demande s'équilibrent pour un taux de salaire horaire égal à  $w^*$  et un nombre d'heures de  $L^*$  :

$$(1) \quad \text{Equilibre du marché du travail sans cotisations} \quad \left\{ \begin{array}{l} O(L) = D(L) \\ (w^*, L^*) \end{array} \right.$$

L'introduction d'une cotisation a pour premier effet de dissocier la rémunération des salariés du coût salarial des employeurs alors qu'ils se confondent en son absence.

Si par hypothèse, la cotisation d'un taux nominal égal à  $t$  est prélevée sur les seuls salariés, leur courbe d'offre passe de  $O(L)$  à  $O'(L) = O(L)/(1-t)$ .

Ces derniers sont en effet disposés à travailler un nombre d'heures inchangé à condition que leur salaire avant cotisation ( $w_B$ ) soit égal à leur ancien salaire après versement du produit de la cotisation à l'institution de Sécurité Sociale :

$$w_B - t w_B = w \quad , \quad \text{soit} \quad : \quad w_B = \frac{w}{(1-t)} = \frac{O(L)}{(1-t)} = O'(L)$$

L'équilibre du marché du travail qui résulte de ce déplacement de la courbe d'offre des salariés s'établit en  $L'$  pour le nombre d'heures de travail. Leur rémunération vaut  $w'$ , et le coût salarial est égal à  $w_B$ .

$$(2) \quad \begin{array}{l} \text{Equilibre du marché du travail avec} \\ \text{cotisations de Sécurité Sociale prélevée} \\ \text{sur les salariés} \end{array} \quad \left\{ \begin{array}{l} O'(L) \frac{O(L)}{(1-t)} = D(L) \quad (2.1) \\ (w_B, w', L') \quad (2.2) \end{array} \right.$$

Il découle de l'introduction de la cotisation trois changements par rapport à l'équilibre sans taxe :

- i) le nombre d'heures de travail baisse ( $L' < L^*$ )
- (ii) la rémunération des salariés diminue ( $w' < w^*$ )
- (iii) le coût salarial pour les employeurs augmente ( $w_B > w^*$ )

Au total, la situation des deux parties s'est détériorée du point de vue du seul fonctionnement du marché du travail.

On considère maintenant le cas symétrique au précédent où les cotisations de Sécurité Sociale d'un même taux  $t$  sont payées exclusivement par les employeurs.

Ceux-ci continuent de demander le même nombre d'heures de travail si leurs salariés reçoivent un salaire diminué du montant de leur cotisation :

$w(1-t) = w_B$ , dans ces conditions, le coût salarial reste inchangé et la nouvelle courbe de demande s'écrit :  $D(L') = (1-t) D(L)$ .

	Equilibre du marché du travail	$O(L) = D'(L) = D(L)(1-t)$	(3.1)
(3)	avec cotisations de Sécurité Sociale prélevée sur les employeurs	$(L', W', W_B)$	(3.2)

On voit immédiatement en comparant (3.1) et (3.2) que le prélèvement des cotisations soit sur les employeurs soit sur les salariés conduit exactement au même équilibre du marché du travail.

Celui-ci est par conséquent indépendant de la localisation de la cotisation  $t$ , le résultat final en est toujours une hausse des coûts salariaux, une baisse de la rémunération et du nombre d'heures de travail par rapport à l'équilibre sans cotisation.

### 2.3.2. Incidence des cotisations de Sécurité Sociale.

L'incidence mesure les parts respectives des employeurs et des salariés dans le produit de la cotisation perçue par la Sécurité Sociale. Leurs charges "réelles" sont mesurées par les pertes que chacun d'eux subit par rapport à l'équilibre sans taxe.

Ces pertes s'élèvent pour les employeurs à la différence entre les coûts salariaux et le taux de rémunération de l'équilibre de référence :

$$I_E = (w_B - w^*) L'$$

De même, les pertes des salariés dépendent de l'écart entre le taux de rémunération actuel et  $w^*$  :

$$I_S = (w^* - w') L'$$

L'incidence totale de la cotisation est égale à  $I_E + I_S$  (zone hachurée sur le graphique), elle équivaut aux recettes de la Sécurité Sociale.

Puisque les valeurs d'équilibre du marché sont indépendantes de la localisation de la cotisation, la répartition de sa charge  $I_E$  et  $I_S/I$  en est aussi indépendante.

C'est pourquoi, au terme du modèle, les taux de cotisation nominaux ne reflètent pas la répartition réelle du coût de la Sécurité Sociale entre employeurs et salariés.

Celle-ci diffère également de leurs parts dans le financement de la Sécurité Sociale telles qu'on les a observées à la section précédente. En effet, quand bien même les uns ou les autres seraient totalement exonérés de cotisations comme au Danemark et en Suède, leur participation au financement de la Sécurité sociale n'en serait pas moins réelle.

En définitive, on montre facilement (voir annexe 2) que la répartition du coût de la Sécurité Sociale dépend exclusivement du rapport des élasticités de l'offre et de la demande de travail.

En particulier, dans l'hypothèse où la sensibilité aux coûts salariaux de la demande de travail des employeurs est égale à celle de l'offre des salariés en fonction de leur rémunération, les coûts de la Sécurité Sociale sont également partagés ( $I_S = I_E$ ).

En général, l'offre globale de travail telle qu'elle est estimée par les modèles macro-économétriques est assez peu élastique<sup>2</sup> au taux de salaire tandis que la demande réagit plus largement aux variations de coûts salariaux.

L'incidence des cotisations de Sécurité Sociale variant en sens inverse des écarts entre les élasticités, les modèles économétriques suggèrent que le coût de la Sécurité Sociale est dans l'ensemble majoritairement supporté par les salariés ( $I_S > I_E$ ).

On peut cependant nuancer cette conclusion de l'analyse en fonction des facteurs qui affectent des élasticités de l'offre et de la demande de travail.

Dans tous les cas où l'élasticité de l'offre tend à s'élever au-dessus de la valeur moyenne nationale, une partie du coût de la Sécurité Sociale est transférée aux employeurs.

De telles situations se rencontrent en particulier dans les secteurs d'activité à forte main-d'oeuvre féminine dont on sait qu'elle réagit plus largement aux variations de rémunération que les hommes.

Symétriquement, les secteurs caractérisés par une forte complémentarité entre travail et capital doivent présenter une demande de travail assez inélastique aux coûts salariaux.

Ces secteurs doivent supporter une charge de financement de la Sécurité Sociale supérieure à celle des industries ou pour des raisons techniques, la substitution capital/travail s'effectue plus facilement.

Au plan international, cette analyse de l'équilibre du marché du travail suggère plusieurs hypothèses qu'il serait intéressant de vérifier économétriquement.

En premier lieu, si on s'intéresse au coût de la Sécurité Sociale dans différents pays, la comparaison doit s'appuyer sur le total des taux de cotisations employeurs/salariés entre pays.

On doit par ailleurs disposer d'estimations des élasticités de l'offre et de la demande de travail dans chacun de ces pays pour pouvoir apprécier et comparer la charge supportée par les employeurs.

Ainsi, dès lors qu'on ne dispose pas de telles informations, il est préférable, à défaut, d'effectuer des comparaisons internationales sur la base de la part que prend l'Etat dans le financement de la Sécurité Sociale.

Cette suggestion paraît d'ailleurs confortée par les sections précédentes où on a vu que la part de l'Etat était le premier facteur de différenciation des pays.

On notera aussi que ce critère rejoint les analyses des configurations des systèmes de Sécurité Sociale en terme d'Assurance et Assistance conduites aux chapitres suivants.

Si cette analyse de l'incidence des cotisations fournit des conclusions contraires au sens commun, elle procède comme toute théorie à une réduction et à une simplification de la réalité.

Telle que nous l'avons abordé ici, la question de l'incidence des cotisations de Sécurité Sociale est posée comme un problème d'équilibre partiel et de statique comparative.

Une vision plus complète amènerait à prendre en compte l'effet des cotisations sur le niveau général des prix, le profit des firmes, le niveau du chômage et de l'activité, le commerce extérieur<sup>3</sup>.

Les conséquences macroéconomiques du financement de Sécurité Sociale tendent sans doute à en répartir la charge autrement que par des variations des rémunérations, des coûts et du nombre d'heures de travail.

Par ailleurs, les rigidités souvent évoquées, notamment en France, du marché du travail freinent les ajustements que suggère l'analyse.

On peut cependant penser qu'à terme de tels ajustements finiront par se produire, y compris par des voies détournées, parce que les motifs, tant du côté des employeurs que des salariés, de ces ajustements sont toujours présents.

Ces ajustements se produisent complètement et rapidement lorsqu'on suppose, comme le fait l'analyse du marché que nous présentons, que les conditions de la concurrence sont satisfaites : la concurrence entre salariés les amènera à accepter que les firmes leur fasse supporter une fraction des charges imposées aux employeurs, comme la concurrence entre employeurs amènera ces derniers à prendre en charge une partie des coûts de la Sécurité Sociale que la législation fait peser sur les salariés.

Au contraire, si on souhaite abandonner, ou au moins s'éloigner de cette hypothèse de concurrence, on doit accorder une place prépondérante à l'analyse des pouvoirs de négociation dont disposent employeurs et salariés, tant sur le marché du travail lui-même qu'au sein des institutions où, dans une démocratie, s'expriment les divers groupes de pression.



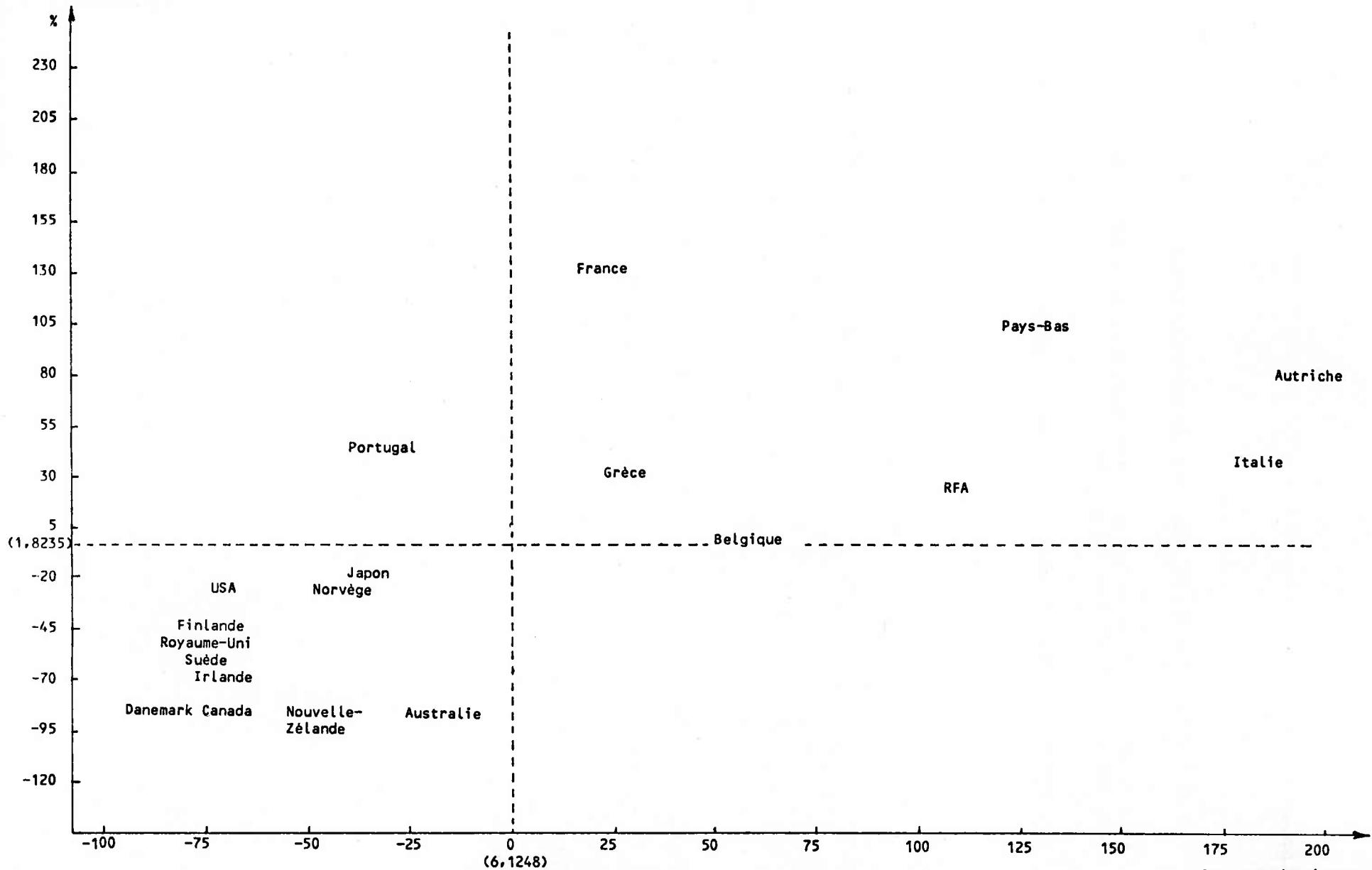
Notes :

<sup>1</sup> Une grille de lecture est annexée à la représentation.

<sup>2</sup> Rapport provisoire du groupe d'Etudes économétriques concertées, cité par L. Bloch et J.P. Puig, 1986.

<sup>3</sup> A ce propos, on peut se reporter à Raoul, Feroldi et Sterdyniale (1982).

Cotisations/autres recettes  
de Sécurité Sociale



ANNEXE 1 : Ecart par rapport à la moyenne (en %) des pays de l'OCDE (1960-1965-1970-1977-1980).

Assurance/assistance  
et services publics  
de santé

ANNEXE 2 : Incidence des cotisations de Sécurité Sociale en fonction des élasticités de l'offre et de la demande de travail.

On considère pour simplifier des fonction d'offre et de demande linéaires :

$$O(L) = c + dL$$

$$D(L) = a - bL$$

L'équilibre du marché sans cotisation s'établit pour les valeurs suivantes du temps de travail et du taux de salaire :

$$W^* = \frac{ad+bc}{b+d}$$

$$L = \frac{a-c}{b+d}$$

L'introduction des cotisations de taux  $t$  définit un nouvel équilibre :

$$O'(L) = \frac{O(L)}{(1-t)} = D(L) \Leftrightarrow D'(L) = (1-t) D(L) = O(L)$$

$$W' = \frac{ad+b}{b+\frac{d}{(1-t)}} , \quad W_B = \frac{ad+bc}{b(1-t)+d} , \quad L' = \frac{(1-t)a-c}{b(1-t)+d}$$

La charge de la cotisation pour les salariés  $I_s$  s'écrit :

$$I_s = (W^* - W') L' = \frac{(ad+bc) d \left(\frac{t}{1-t}\right)}{(b+d) \left(b + \frac{d}{1-t}\right)} \cdot L'$$

et celle des employeurs  $I_E$  :

$$I_E = (W_B - W) L' = \frac{(ad+bc)(bt)}{(b(1-t)+d)(b+d)} \cdot L'$$

Le rapport  $I_s/I_E$  qui mesure le partage de la charge de la cotisation s'écrit :

$$I_s/I_E = \frac{bdt+td^2/(1-t)}{b^2t+bd/(1-t)} ,$$

ou encore en posant :  $\alpha = \frac{b}{d}$  , le rapport des élasticités pour une valeur  $\left(\frac{L}{W}\right)$  donnée,

$$\text{on obtient : } I_s/I_E = \frac{1}{\alpha} = \frac{d}{b}$$

On voit ainsi que les coûts de la Sécurité Sociale sont supportés à parts égales par les employeurs et les salariés lorsque les élasticités-prix de l'offre et la demande de travail sont égales.

Lorsqu'au contraire  $d > b$  , l'élasticité du salaire de l'offre de travail entraîne un partage des coûts de la Sécurité Sociale favorable aux employeurs et inversement.

### III - UNE VUE D'ENSEMBLE DES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE.

On a examiné aux sections précédentes les configurations des systèmes de Sécurité Sociale des principaux pays de l'OCDE d'après l'organisation de leur financement et la partition qu'ils instaurent entre l'indemnisation des risques par l'assurance et celle par l'assistance.

Comme on l'a vu, ces caractéristiques importantes permettent déjà de dégager des oppositions et similitudes assez marquées entre pays, ou groupes de pays. On se propose ici de donner une vue plus complète des grands traits des systèmes de Sécurité Sociale d'une vingtaine de pays occidentaux en considérant simultanément un ensemble de vingt caractères quantitatifs ou qualitatifs pour l'année 1980.

#### 3.1. Caractéristiques des systèmes de Sécurité Sociale.

Les caractéristiques supplémentaires prises en compte dans cette vue d'ensemble concernent à la fois le niveau et l'étendue de la protection offerts par les institutions de Sécurité Sociale des pays.

##### 3.1.1. Prestations de Sécurité Sociale par risque couvert.

On a reconstitué, à partir des statistiques détaillées du BIT (1985b) l'ensemble des prestations versées par la Sécurité Sociale des pays.

Ces prestations évaluées par tête et en \$ US pour l'année 1980 agrègent les services en nature rendus par les services publics de santé, les services en nature autres que les soins médicaux, et toutes les prestations en espèces.

Elles sont versées au titre de l'assurance sociale, de l'assistance sociale, des services publics de santé, et des employés du secteur public. Elles correspondent pour notre étude à la définition la plus extensive des prestations de Sécurité Sociale tant du point de vue des risques couverts que de la population des ayants-droit.

On considère par ailleurs dans cet ensemble les seuls versements en espèces par tête qui avec les services en nature constituent les deux types distincts de prestations offerts par la Sécurité Sociale.

L'ensemble des prestations est encore désagrégé par risque couvert, les montants correspondants étant toujours exprimés par tête en \$ US pour l'année 1980.

Les soins médicaux regroupent les soins offerts gratuitement par les services publics exprimés en pourcentage du total et les remboursements des sommes avancées par les assurés (hors ticket modérateur).

S'y ajoutent les allocations versées pour la couverture des accidents du travail et du chômage rapportées à la population active, et les pensions de retraite ramenées à la population de plus de 65 ans.

### 3.1.2. Exclusions des droits à l'indemnisation

Les systèmes de Sécurité Sociale délimitent la population couverte excluant de leur bénéfice plusieurs catégories d'individus.

Cinq motifs d'exclusion les plus fréquemment rencontrés sont retenus : l'absence d'activité professionnelle, le statut d'indépendant, l'exercice d'une activité marginale du point de vue du secteur ou de sa durée, l'appartenance à une zone géographique, la perception de revenus élevés ou l'âge, quand ce dernier reflète un niveau de revenu. On a

comptabilisé le nombre total d'exclusions, tous motifs confondus, pour les quatre principaux risques couverts : maladie, retraite, accident du travail, chômage. Ce nombre qui varie théoriquement de 0 à 20 est un indicateur du degré de généralisation de la couverture offerte par les institutions publiques de Sécurité Sociale dans chacun des pays.

Ces informations sont tirées de la description détaillée des systèmes de Sécurité Sociale contenue dans le rapport du département américain de la santé.

### 3.1.3. Couverture des personnes à charge

L'extension de la couverture sociale, totale ou partielle, aux ayants-droit des assurés est signalée par une variable binaire qui prend par convention une valeur nulle lorsque les personnes à charges ne bénéficient d'aucune protection.

### 3.1.4. Indemnisations proportionnelles ou forfaitaires

On rencontre, comme on a eu l'occasion de la signaler, deux types opposés d'indemnisation : l'une proportionnelle au revenu ordinaire, l'autre qui en est indépendante mais dont le montant varie fréquemment avec la situation familiale des assurés. Le nombre de ces allocations à caractère forfaitaire est évalué pour les quatre risques que nous considérons (ce nombre varie par conséquent de 0 à 4).

Lorsque l'indemnisation consiste en une partie fixe qui introduit un caractère uniforme, à laquelle s'ajoute une fraction du revenu, comme c'est notamment le cas en Norvège ou au Canada pour la retraite, on a dû pour les besoins du codage de la variable faire un choix entre les deux modalités possibles (0 ou 1).

On s'est fixé pour règle de classer forfaitaire le mode d'indemnisation lorsque pour un niveau de revenu proche de la moyenne du pays, la partie fixe apparaissait supérieure à celle fonction du revenu.

Ce critère a conduit à classer dans la catégorie uniforme les deux pays cités en exemple.

### 3.1.5. Taux de remplacement du revenu

Les taux de remplacement du revenu exprimés en fraction du revenu ordinaire mesurent la "générosité" des indemnisations versées par les régimes de Sécurité Sociale des pays étudiés.

Lorsque l'indemnisation est de type forfaitaire, complétée éventuellement par des suppléments familiaux, on a calculé une moyenne pondérée des différents montants selon le nombre d'enfants et la présence d'un conjoint à charge, rapportée ensuite au revenu moyen d'activité dans les industries manufacturières (BIT 1983 et Département américain de la santé, 1982).

Dans les pays où les allocations sont proportionnelles au revenu, ce taux est donné directement par la législation en vigueur.

Dans les deux cas, les allocations sont susceptibles de varier au cours de la période d'indemnisation.

Ces dernières sont généralement décroissantes au cours du temps pour le chômage, parfois croissantes passé un délai de quelques jours pour la maladie et les accidents du travail.

Les taux de remplacement de revenu par risque sont par conséquent estimés pour une période fixe quels que soient les pays et s'apparentent à des espérances de revenu pour l'horizon temporel considéré.



### 3.1.6. Espérance de revenu pour la retraite

Le montant des pensions de retraite dépendant fréquemment du nombre d'années d'activité, on a uniformément établi son calcul sur la base de cas français de 37.5 années de cotisations afin de permettre la comparaison entre pays.

Pour les retraites par capitalisation, on a adopté la méthode suivante :

$$E(R) = (C_E + C_S) \times \frac{N_A}{N_R}$$

Ces régimes permettent aux salariés d'accumuler au cours de leur vie active un capital égal à la somme des taux de cotisation employeur et salarié ( $C_E C_S$ ) sur une période ( $N_A$ ) fixée comme on l'a vu à 37,5 années.

L'espérance de revenu à la retraite dépend de l'espérance de vie à la retraite ( $N_R$ ) donnée par les annuaires démographiques de l'ONU (1979).

Elle peut être estimée indépendamment de la série des revenus d'activité et du niveau du dernier revenu perçu si on considère que les taux de cotisation s'appliquent au revenu moyen d'activité, et que le dernier salaire est peu différent de la moyenne.

Cette approximation conduit à surestimer l'espérance de revenu à la retraite dans tous les cas où la rémunération croît régulièrement au cours de la vie active, par ailleurs ce biais est sans doute partiellement compensé par la non prise en compte du taux d'intérêt servi pendant la période d'accumulation du capital.

### 3.1.7. Espérances de revenu pour le chômage, les accidents du travail et la maladie.

On retrouve pour l'indemnisation de ces risques les deux types d'indemnisation proportionnelle et forfaitaire.

On a appliqué aux allocations forfaitaires la méthode décrite précédemment (moyenne pondérée des différents montants selon la situation familiale).

Les espérances de revenu sont évaluées pour une période de un an d'indemnisation du chômage et de la maladie, sur six mois pour les accidents du travail. Tous les pays étudiés prévoient une indemnisation de ces risques au moins égale à ces durées, elles représentent souvent pour la maladie et les accidents du travail la limite du passage à un régime d'indemnisation différent (invalidité, longue maladie).

### 3.1.8. Ticket modérateur

Dans les pays où la part des dépenses médicales du secteur hospitalier ou ambulatoire restant à la charge des assurés ne dépasse pas 5 à 10% on a affecté la valeur 0 à cette variable de ticket modérateur.

Elle fait par ailleurs l'objet d'une variable en trois modalités, ordonnant les pays par coût croissant supporté par les assurés, dans les travaux économétriques des chapitres suivants.

## 3.2. Typologie des systèmes de Sécurité Sociale.

L'ensemble de ces caractéristiques des systèmes de Sécurité Sociale a pu être quantifié pour 20 pays de l'OCDE.

L'analyse en composantes principales dont les deux premiers axes factoriels sont représentés à la figure 7 synthétise ces informations, elle

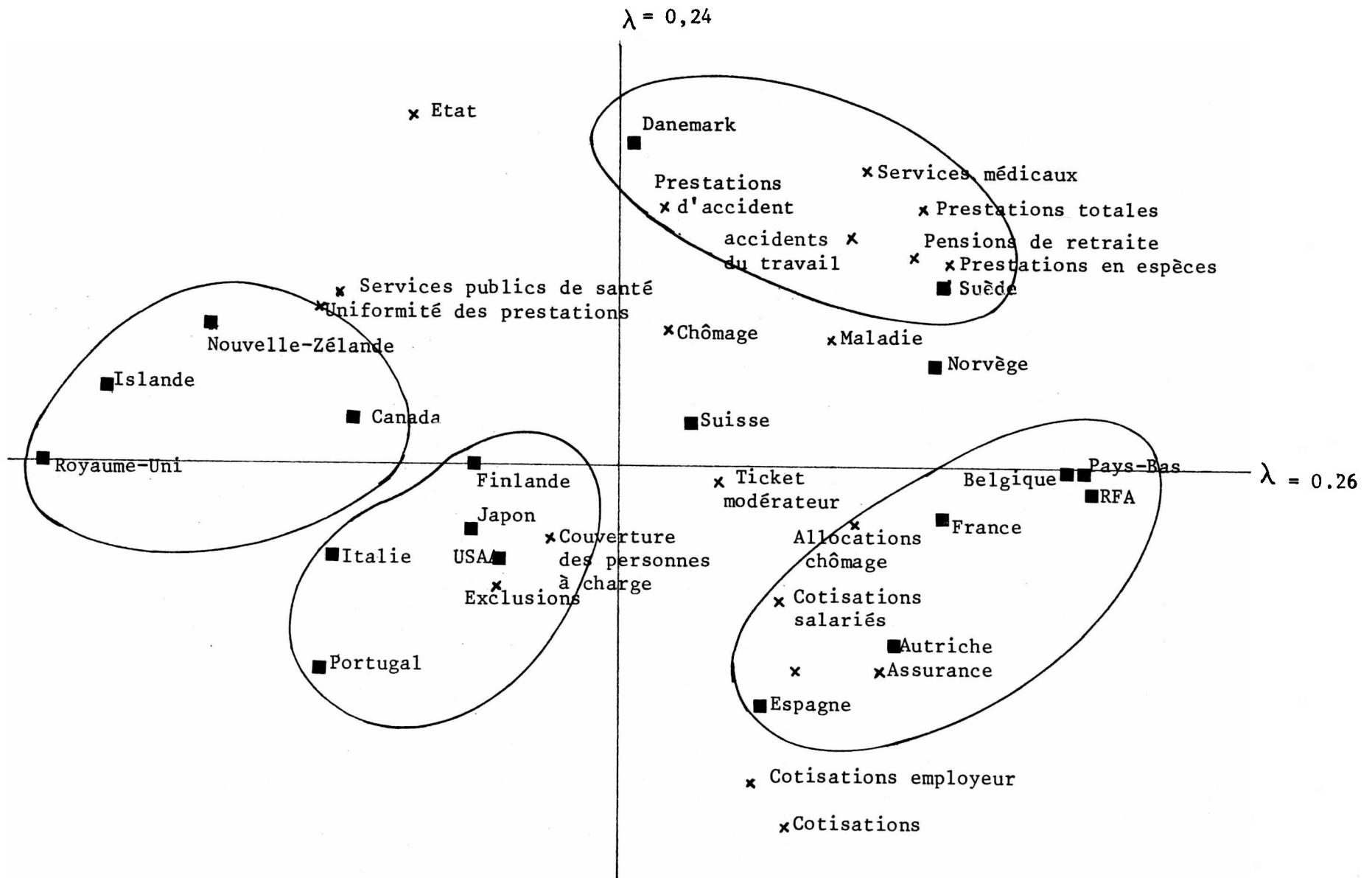


FIGURE 7 : Une vue d'ensemble des systèmes de Sécurité Sociale de 20 pays de l'OCDE selon 20 caract - 1980.

(Analyse en composantes principales normée et classification selon la méthode de Word).

permet d'apprécier globalement les proximités ou les différences essentielles entre les systèmes de Sécurité Sociale des pays selon les 20 caractéristiques retenues.

Les deux axes représentés rendent compte ensemble de près de 50% de la variance totale (70% pour les quatre premiers vecteurs propres).

Le premier axe (abscisses) ordonne principalement les pays selon leur niveau de prestation par tête et la part de l'assurance, d'une part, le caractère forfaitaire des prestations et l'importance des services de santé d'autre part.

Le second axe (ordonnées) oppose nettement les pays où la part de l'Etat dans le financement de la Sécurité Sociale prédomine à ceux qui recourent largement au financement par les cotisations, notamment patronales.

Cette dimension apparaît clairement comme celle des choix de financement tandis que la première mêle à la fois le niveau des prestations et la part de l'assurance alors que l'un et l'autre ne sont pas nécessairement liés.

### 3.2.1. Position des pays

Du point de vue de l'ensemble des caractéristiques des systèmes de Sécurité Sociale retenues dans cette étude, deux groupes de pays représentatifs de modèles fortement opposés se dégagent d'emblée.

Le premier groupe rassemble le Royaume-Uni, l'Irlande, la Nouvelle-Zélande et de façon moins nette le Canada qui présentent de très fortes similitudes comme on avait déjà pu le remarquer dans les sections précédentes.

Ce modèle anglo-saxon que l'on retrouve ici sur un ensemble plus vaste de caractéristiques nationales est marqué par un financement par l'impôt largement dominant associé à un système d'indemnisation fondé sur l'assistance.

Les allocations y sont très fréquemment forfaitaires et d'un faible niveau par tête par rapport aux valeurs moyennes de l'échantillon.

La couverture du risque santé est assurée à plus de 75% par un service public gratuit au Royaume-Uni, en Irlande et en Nouvelle-Zélande.

Face à ces trois pays très homogènes, s'opposent selon la seconde diagonale six pays européens.

La cohérence des profils de ces pays est moins grande que celle du groupe anglo-saxon, cependant, tous accordent une place réduite aux services publics de santé.

Tous les pays, à l'exception de la France, accordent une place largement prépondérante à l'assurance, avec pour corollaire un financement par les cotisations supérieur à la moyenne de l'ensemble des 20 pays, sauf en Belgique.

Les prestations sont généralement de type proportionnel au revenu des assurés, leur niveau en Belgique, RFA, France et Autriche figure parmi les plus élevés, tout comme les taux de remplacement (Belgique, RFA, Autriche, Espagne).

Les onze autres nations considérées dans cet échantillon de pays de l'OCDE empruntent leurs particularités à ces deux grands modèles de Sécurité Sociale à la fois.

Le Danemark et la Suède se rapprochent des pays anglo-saxons par des niveaux de prestation par tête et des taux de remplacement élevés.

Ils partagent avec ce groupe les caractéristiques d'un système uniforme et nationalisé (services publics de santé, assistance, financement par l'Etat).

On peut de surcroît raisonnablement considérer que ces deux pays scandinaves appartiennent au même modèle de Sécurité Sociale que celui du Royaume-Uni, de l'Irlande, et de la Nouvelle Zélande, les différences que nous signalions s'expliquant sans doute simplement par des écarts de richesse nationale dont ne tient pas compte cette analyse descriptive. Cet effet-revenu permet ainsi de comprendre pourquoi les deux groupes apparaissent au premier abord éloignés l'un de l'autre.

Les positions du Portugal, de l'Italie, du Japon, de la Finlande et des Etats-Uni sont imputables à des prestations peu élevées fournies par des systèmes d'assistance. La part des services publics de santé est au-dessus de la moyenne en Finlande, Italie, Portugal, les exclusions des droits à l'indemnisation fréquents dans ces deux derniers pays comme au USA.

Ces pays dont les traits les plus nombreux s'apparentent à ceux du groupe anglo-saxon/scandinave ne sont pas, contrairement à ces derniers, axés sur un financement par l'impôt plus important qu'ailleurs, l'Italie et le Portugal recourant d'ailleurs largement aux cotisations.

Enfin, trois de ces pays : Finlande, Japon, USA sont peu éloignés du centre de gravité du nuage en raison de leur absence de caractéristiques très saillantes.

Cette observation vaut aussi pour la Suisse à peine marquée par des prestations inférieures à la moyenne et une prédominance de l'assistance.

La Norvège, bien que proche du groupe de pays Suède/Danemark s'en différencie néanmoins par des prestations moins élevées, et une part plus réduite laissée aux services publics de santé.

REFERENCES.

BIT, 1985a, The cost of social security, Basic tables, Genève.

--- 1981, 1985b, Le coût de la Sécurité Sociale, Genève.

BLOCH, L. PUIG, J.P. 1986, "Baisser les salaires réels, réduire les sur-effectifs industriels : deux aspects de la flexibilité de l'emploi", Economie et Statistique, n° 191, septembre.

"Le rôle du secteur public", numéro spécial de la Revue Economique de l'OCDE, n° 4, printemps 1985.

MICHAEL, J. et alii 1986, "Taux marginaux d'imposition du travail et du capital dans les pays de l'OCDE, Revue Economique de l'OCDE, n° 7, automne 1986.

RAOUL, C., FEROLDI, M. et STERDYNIALE, H. 1982, "Sécurité Sociale et évolution macroéconomique", Economie et Statistique, n° 143, avril.



DEUXIEME PARTIE : I - LES MARCHES D'ASSURANCE EFFICIENTS

II - JUSTICE ET ASSURANCE

Louis LEVY-GARBOUA

III - LA SECURITE SOCIALE COMME ASSURANCE :  
UNE COMPARAISON INTERNATIONALE

Louis LEVY-GARBOUA

Philippe LOUVET

## LES MARCHES D'ASSURANCE EFFICIENTS

-----

I - INTRODUCTION.

Pour les besoins de l'analyse, il nous faut commencer par exposer les résultats de la théorie économique de l'assurance qui nous serviront plus tard.

Cette théorie est aujourd'hui en plein développement. Son apparition est consécutive à l'hypothèse de maximisation de l'utilité attendue du revenu, proposée par Von Neumann et Morgenstern (1947) pour représenter les choix en situation de risque. Arrow (1953) a étendu la théorie de la demande aux biens contingents et il a démontré la possibilité d'un équilibre concurrentiel des marchés d'assurance lorsque le prix de l'assurance peut être ajusté aux risques individuels. Si toute sélection des risques est impossible, le marché ne peut plus fonctionner efficacement. Ce phénomène est connu sous le nom d'"anti-sélection" depuis l'article d'Akerlof (1970). Dès 1963, Arrow avait également noté que le risque pouvait parfois dépendre des comportements des assurés et varier ainsi hors du contrôle des compagnies d'assurance, phénomène qualifié de "risque moral".

Dans ces deux circonstances, c'est l'asymétrie d'information entre assurés et assureurs qui induit chez les premiers des comportements pervers, lesquels peuvent rendre l'équilibre du marché inefficace si les seconds ne font pas preuve d'une rationalité assez dynamique ou anticipatrice. Connaissant a priori le risque de leurs clients moins bien que les intéressés eux-mêmes, les compagnies doivent trouver des moyens de remédier aux conséquences néfastes de leur manque d'information. Ces moyens

sont au nombre de deux : la discrimination des risques, et le recours à des mécanismes de révélation ou auto-sélection des risques. La discrimination peut être efficace lorsque les entreprises disposent d'indicateurs imparfaits mais observables du risque et qu'elles peuvent appliquer des conditions différentes aux diverses catégories de clientèle que ces indicateurs leur révèlent. A défaut de pouvoir interdire aux assurés de choisir certaines polices, les compagnies ont encore la ressource d'inciter chacun à choisir librement la police qui lui était en fait destinée en fonction de son risque.

Le premier modèle d'équilibre concurrentiel sur le marché d'assurance sans discrimination mais avec un mécanisme d'auto-sélection a été présenté par Rothschild et Stiglitz (1976) dans un article influent. Il s'agit d'un équilibre de Nash dans lequel chaque compagnie est censée n'offrir que des polices non déficitaires compte tenu des autres polices déjà sur le marché. Les conclusions des auteurs sont dévastatrices. En effet, elles remettent en cause trois piliers de la théorie de l'équilibre concurrentiel en information parfaite :

- (i) la loi du prix unique, selon laquelle, dans un état d'équilibre concurrentiel, tous les consommateurs acquièrent toute quantité désirée du bien à un prix unique. Sur les marchés d'assurance, il semble que la règle soit plutôt de fixer prix et quantités en même temps, et d'avoir même un prix croissant en fonction de la quantité, comme d'obliger les assurés à choisir leur police auprès d'une seule compagnie ou à déclarer l'ensemble des polices souscrites auprès de diverses

compagnies (ce premier résultat avait déjà été obtenu par Pauly, 1974) ;

- (ii) l'existence d'un équilibre concurrentiel. Si la proportion d'individus à haut risque est faible, il peut ne pas exister d'équilibre de Nash ;
- (iii) l'efficacité de l'équilibre concurrentiel. Même s'il existe, l'équilibre concurrentiel ne représente pas forcément un optimum de Pareto. Il se peut que tous les assurés se trouvent mieux dans un autre état réalisable.

Les deux dernières conclusions sont particulièrement gênantes. Des efforts théoriques ont été entrepris pour préserver les théorèmes classiques d'existence et d'optimalité de l'équilibre concurrentiel sur des marchés caractérisés par une asymétrie d'information. Wilson (1977) a critiqué la pertinence de la notion d'équilibre de Nash pour représenter les comportements concurrentiels sur un tel marché. Puisque le problème vient du manque d'information des entreprises, une rationalité plus dynamique de leur part pourrait le résoudre. Cet auteur a donc conçu que les compagnies d'assurance, avant d'offrir une police, se demandent si elle restera bénéficiaire après qu'on ait retiré du marché toutes les polices rendues déficitaires par son introduction. Cette hypothèse plausible suffit à restaurer le théorème d'existence de l'équilibre concurrentiel. Miyazaki (1977) a encore étendu la rationalité des entreprises et la notion résultante d'équilibre concurrentiel en admettant des subventions croisées

entre polices offertes par une même compagnie. Un équilibre de Miyazaki-Wilson existe toujours, et c'est toujours un équilibre sélectif, qui sépare les divers risques. La propriété d'efficience a aussi retenu l'attention. L'optimum de Pareto de premier rang ne peut pas être atteint sur un marché comportant une asymétrie d'information. Myerson (1979), Harris et Townsend (1981) ont été les premiers à montrer qu'il faut ajouter des contraintes d'auto-sélection. En effet, si les individus sont libres de choisir leur police, il est impossible de leur offrir une police unanimement préférée aux autres parce que son prix serait insuffisant pour les hauts risques et que les compagnies d'assurance seraient déficitaires. Afin d'inciter chacun à faire un choix conforme à son vrai risque, il faut lui proposer un contrat économiquement viable qu'il puisse préférer à tous ceux que choisiront les individus dont le risque est différent du sien. Crocker et Snow (1986) ont appliqué cette notion d'efficience aux systèmes d'assurance en étudiant particulièrement la solution quand les compagnies peuvent discriminer suivant des catégories de population constituées sur la base d'indicateurs imparfaits mais observables du risque. Ils ont montré que la "catégorisation" procure un gain d'efficience quand son coût est négligeable.

Nous nous attacherons désormais aux configurations efficaces des systèmes d'assurance. C'est le parti que nous avons déjà pris dans un récent article (Lévy-Garboua, 1985). Cette façon de procéder nous prive peut-être d'une justification détaillée des systèmes existants à un moment donné, mais elle nous donne un moyen rigoureux et puissant de comprendre leurs traits les plus permanents et les plus essentiels, et d'anticiper leurs évolutions à long terme. En particulier, nous gageons que les marchés

et les institutions en général finissent par retenir toute innovation procurant un gain (net du coût) d'efficience. Au lieu de partir d'un concept a priori d'équilibre concurrentiel, plus ou moins arbitraire -on a vu qu'il y a plusieurs candidats possibles - on préfère partir d'un concept d'efficience mieux assis, avec l'intuition que le véritable équilibre est vraisemblablement plus proche de la solution efficiente que de l'un des équilibres concevables pris au hasard.

## II - LA CONFIGURATION EFFICIENTE QUAND LA POPULATION EST PARFAITEMENT HOMOGENE.

Soit un individu quelconque dont le revenu est  $W$  s'il a la chance d'échapper à un risque, et seulement  $W-d$  si le risque survient. Le point  $D$  représente cette "dotation" de revenu sur la figure 1, où les axes ( $W_1, W_2$ ) désignent respectivement le revenu dans les états favorable et défavorable. Mais cet individu peut s'assurer, s'il le désire, en versant une prime  $s_1$  à une compagnie d'assurance contre la garantie de recevoir l'indemnité  $\hat{s}_2$  en cas de dommage. Son choix rationnel doit se fonder sur la comparaison des utilités que lui procurent les deux allocations de revenu possibles, selon qu'il est assuré ou non. Il évalue les couples de revenu dans les deux états de Nature, soit  $W^D = (W, W-d)$  s'il n'est pas assuré et  $W^A = (W-s_1, W-d+s_2)$  s'il est assuré. Le montant d'assurance  $\hat{s}_2 = \hat{s}_2 - s_1$  mesure l'indemnité nette de prime.

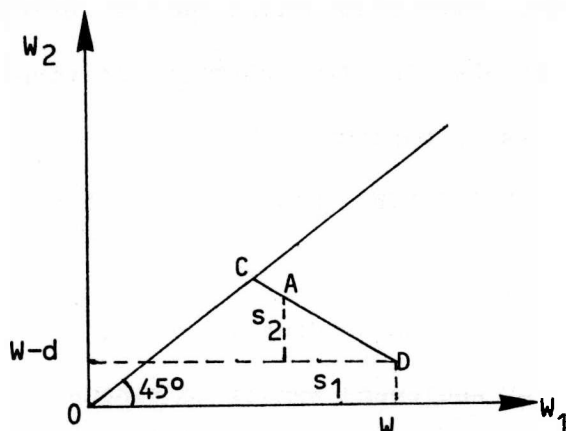
On suppose que la règle de l'utilité attendue s'applique aux choix risqués. Si l'on offre ce contrat à l'individu en lui demandant s'il veut s'assurer ou non, il choisira de s'assurer si :

$$(1) U(p, W^A) = (1-p) u(W-s_1) + p u(W-d + s_2)$$

dépasse  $U(p, W^D)$ . On fait par la suite cette hypothèse. On rappelle que  $p$

est la probabilité du risque ( $0 < p < 1$ ) et que l'individu est supposé avoir une aversion au risque ( $u'' < 0$ ). Si l'on offre à l'individu un choix de deux polices d'assurance, il retiendra celle qui a pour lui la plus grande utilité attendue.

FIGURE 1.



Sur la figure 1, tout point C situé sur la droite inclinée à  $45^\circ$  représente une assurance complète, dans le sens où l'on obtient une réparation complète du dommage en cas de sinistre. En A, l'assurance n'est que partielle. Définissant le prix de l'assurance  $p'$  comme le ratio prime/indemnité, soit  $p' = s_1/(s_1+s_2)$ , et le taux de couverture  $c$  comme le ratio indemnité/dommage, soit  $c = (s_1+s_2)/d$ , on obtient les expressions suivantes de la prime, du montant et de l'indemnité d'assurance en un point quelconque du segment D A C :

$$(2) \quad s_1 = c p' d \quad ; \quad s_2 = c(1-p')d \quad ; \quad \hat{s}_2 = c d \quad \text{avec} \quad 0 \leq c \leq 1$$

La compagnie d'assurance réalise sur ce contrat un profit attendu,  $\Pi$  :

$$(3) \quad \Pi = (1-p) s_1 - p s_2$$

En reportant (2) dans (3), on voit que le profit attendu est nul quand le prix de l'assurance est égal à  $p$ , que l'on qualifie de prix actuariel.

Supposons alors que les individus sont identiques. En particulier, ils ont tous le même risque, caractérisé par la probabilité de sinistre  $p$ . Dans ce cas, l'organisation efficiente du marché d'assurance est tout simplement celle qui maximise l'utilité attendue de l'individu représentatif sous la contrainte sociale de ressources.

Le revenu réel par tête dans la société en question est égal au revenu potentiel  $W$  diminué de la perte attendue  $p d$ . L'assurance ne le modifie pas, mais ne fait que le répartir autrement entre les états contingents. La contrainte sociale de ressources s'écrit donc :

$$(4) \quad (1-p) W_1 + p W_2 = W - p d$$

Si l'on exprime les revenus avec assurance dans chacun des deux états,  $W_1$  et  $W_2$ , en fonction des paramètres contenus dans l'équation (2), la contrainte ci-dessus se réduit à :  $p' = p$ . Autrement dit, le prix de l'assurance est égal au prix actuariel, et l'espérance de profit est nulle.

En reportant les expressions (2) de  $s_1$  et  $s_2$  dans (1), après remplacement de  $p'$  par  $p$ , on détermine immédiatement le taux de couverture optimal par annulation de la dérivée par rapport à  $c$  de l'utilité attendue.

La condition marginale se réduit à :

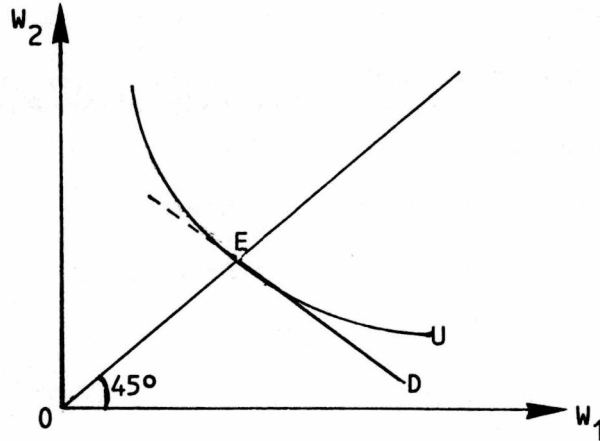
$$(5) \quad u'_1 = u'_2 \quad ,$$

où  $u'_i$  désigne la dérivée première de  $u$  par rapport à  $W_i$ ,  $i=(1,2)$ . Compte tenu de la concavité de  $u$ , ceci implique l'égalité du revenu net dans les deux états. Ainsi, quand la population est parfaitement homogène, la configuration efficiente est l'assurance complète égale pour tous pour laquelle le profit attendu est nul. Elle est représentée, sur la figure 2, par le point E à l'intersection de la première bissectrice et de



la droite de prix actuariel issue de  $D$ . En ce point, la courbe d'indifférence de l'individu représentatif est nécessairement tangente à  $ED$ .

FIGURE 2.



Quand les compagnies d'assurance connaissent les risques de leurs clients et peuvent appliquer à chacun son prix actuariel, ce modèle s'étend immédiatement à l'ensemble des groupes homogènes. Tous les assurés d'un même groupe de risque bénéficient d'une assurance complète au prix actuariel.

### III - LA CONFIGURATION EFFICIENTE QUAND LA POPULATION EST HETEROGENE.

Quand toute discrimination des risques est exclue, les compagnies d'assurance font face à une population hétérogène. Pour simplifier, considérons seulement deux groupes d'individus semblables en tous points -revenu et aversion au risque, notamment- en dehors du risque. Appelons-les "hauts risques" et "bas risques". Ils sont caractérisés par leurs probabilités de sinistre respectives  $p^H$  et  $p^B$ , avec  $p^H > p^B$ . Il y a une proportion connue,  $P$ , de hauts risques, dans la population totale des assurés.

La détermination de l'organisation efficiente du marché d'assurance s'inspire de l'article de Crocker et Snow (1986 : sections 2 et 3). Comme on l'a déjà expliqué, l'asymétrie d'information oblige à rechercher un optimum de second rang. Il peut être caractérisé comme l'allocation  $(w^H, w^B)$  du revenu après assurance qui maximise l'utilité des individus à bas risque sous quatre contraintes. Aux deux contraintes classiques sur les ressources sociales et sur l'utilité des hauts risques, s'ajoutent en effet deux contraintes supplémentaires d'auto-sélection.

Le programme d'optimisation est le suivant :

$$\text{Max}_{w^H, w^B} U(p^B, w^B)$$

$$\text{s.c.} \quad (6) \quad (1-P) [(1-p^B) w_1^B + p^B w_2^B] + P [(1-p^H) w_1^H + p^H w_2^H] = W - \bar{p} d$$

avec :  $\bar{p} = (1-P) p^B + P p^H$

$$(7) \quad U(p^H, w^H) \geq \bar{U}^H$$

$$(8) \quad U(p^H, w^H) \geq U(p^H, w^B)$$

$$(9) \quad U(p^B, w^B) \geq U(p^B, w^H)$$

La contrainte sociale de ressource (6) est une généralisation immédiate de (4). Elle exprime simplement le fait que l'assurance redistribue le revenu réel par tête (sans assurance) entre les états et entre les groupes. La contrainte d'utilité (7) signifie que les bas risques se donnent l'utilité des hauts risques et s'interdisent de choisir une allocation qui la réduirait. Enfin, les contraintes d'auto-sélection (8) et (9) prennent acte du fait que les assureurs ne pourront pas offrir aux bas (hauts) risques une police que les hauts (bas) risques préféreraient à celle qui leur est destinée, si la discrimination est impossible.

Le problème étant ainsi formulé, la solution est de la forme représentée par la figure 3 lorsque  $\bar{U}^H \leq U(p^H, w^E)$ <sup>1</sup>. Les hauts risques choisissent l'allocation H, et les bas risques l'allocation B. Nous renvoyons à l'article de Crocker et Snow pour la démonstration et un exposé complet des résultats. Nous indiquons seulement les propriétés de la solution générale qui nous serviront par la suite :

- (a) les hauts risques prennent une assurance complète et, à cause de la contrainte d'auto-sélection (8), ils forcent les bas risques à prendre une assurance partielle :

<sup>1</sup>On caractérise aisément la solution efficiente, quand  $\bar{U}^H > U(p^H, w^E)$ , en permutant les rôles de H et B dans le programme d'optimisation. Elle implique une surassurance des hauts risques et une assurance complète des bas risques.

$$W_1^H = W_2^H \quad , \quad \text{ou} : C^H = 1$$

$$W_1^B > W_2^B \quad , \quad \text{ou} : C^B < 1$$

- (b) les allocations  $W^H$  et  $W^B$  sont indifférentes aux hauts risques (la contrainte (8) est saturée). Par contre, les bas risques préfèrent  $W^B$  à  $W^H$  (la contrainte (9) n'est pas saturée).

- (c) les hauts risques, qui sont les plus demandeurs d'assurance, paient plus cher que les bas risques :  $p^H > p^B$ .

- (d) les hauts risques, en forçant les bas risques à s'assurer moins qu'ils ne l'auraient souhaité (puisqu'ils auraient préféré une assurance complète) font subir à ces derniers une externalité négative. C'est une cause d'inefficacité du marché. Les bas risques sont donc disposés à subventionner les hauts risques pour avoir le droit d'être mieux assurés. Les compagnies d'assurances peuvent consentir une perte sur les hauts risques, financée par un profit sur les bas risques :

$$p^B \leq p^B < p^H \leq p^H \quad ,$$

$$\text{ou} : \Pi^B \leq 0 \quad \text{et} \quad \Pi^H \geq 0 \quad , \quad \text{avec} : (1-P) \Pi^B + P \Pi^H = 0$$

- (e) il y a deux configurations d'assurance possibles :

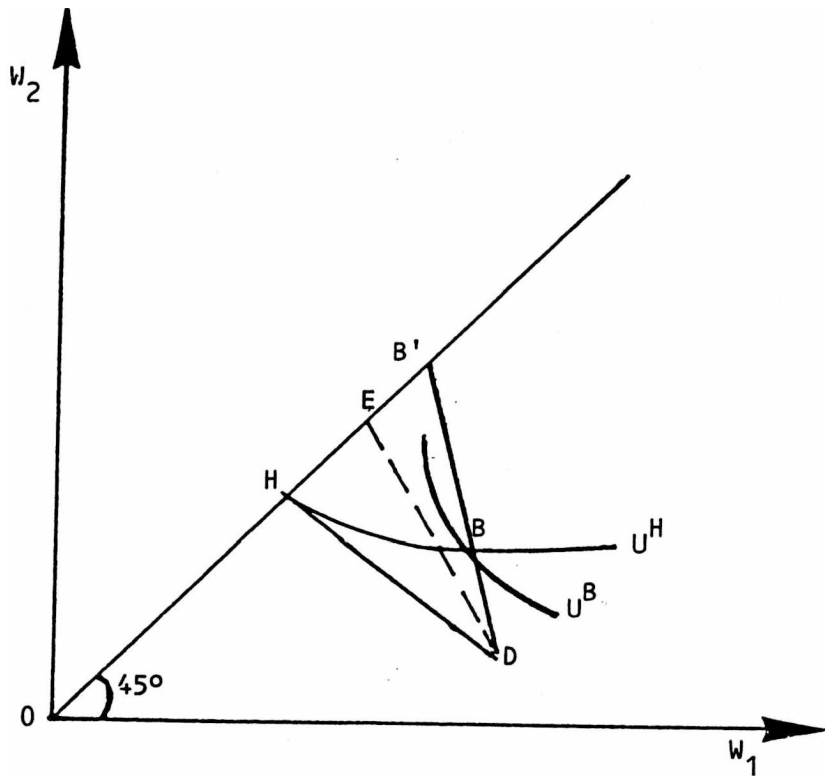
(i) . quand la proportion de hauts risques dépasse un seuil critique, chaque groupe de risque paie juste son prix actuariel. Aucune redistribution n'intervient entre groupes ;

(ii) . quand la proportion de hauts risques est inférieure à ce seuil critique, les bas risques paient plus cher que leur prix actuariel, et les hauts risques moins cher. Une redistribution de budget équilibré s'effectue des bas risques vers les hauts risques.

- (f) il n'est pas efficient d'accorder à tout le monde l'assurance complète égale au prix actuariel moyen (représenté par le point E, situé entre H et B sur la figure 3). Bien que partiellement assurés, les bas risques préfèrent encore leur situation à une assurance égale pour tous :

$$U(p^B, w^B) > U(p^B, w^E)$$

FIGURE 3.



L'organisation efficiente est donc un système d'assurance à la carte. Celui-ci peut être encore raffiné si l'on admet que les compagnies d'assurance disposent parfois d'informations imparfaites, en la présence de caractéristiques aisément observables, sur les risques de leurs clients. Crocker et Snow (1986) montrent alors qu'il est efficient de constituer des catégories d'individus sur la base de ces caractéristiques observables et de discriminer ensuite suivant la catégorie. Comme il s'agit d'indicateurs imparfaits du risque, il subsiste des risques différents dans chaque catégorie. Les conclusions précédentes et la figure 3 s'appliquent sans changement à l'intérieur de chaque catégorie.

Crocker et Snow (1986) montrent également que l'Etat peut mettre en oeuvre cette catégorisation efficiente en taxant ou en subventionnant les contrats de manière à faire coïncider dans chaque catégorie leur prix après taxe avec leur prix actuariel. Ce dispositif se traduit par des redistributions intra-catégories de budget équilibré. Avec ces transferts, tout le monde, quels que soient sa catégorie et son risque, se trouve effectivement dans une meilleure situation.

## REFERENCES.

- AKERLOF, G. 1970, "The market for lemons, qualitative uncertainty and the market mechanism", Quarterly Journal of Economics 84, pp. 488-500.
- ARROW, K.J. 1953, "Le rôle des valeurs boursières pour la répartition la meilleure des risques", in Econometrie, Paris : CNRS.
- 1963, "Uncertainty and the welfare economics of medical care", American Economic Review 53, pp. 941-973.
- CROCKER, K.J., et SNOW, A. 1986, "The efficiency effects of categorical discrimination in the insurance industry", Journal of Political Economy 94, pp. 321-344.
- HARRIS, M. et TOWNSEND, R.M. 1981, "Resource allocation under asymmetric information", Econometrica 49, pp. 33-64.
- MIYAZAKI, H. 1977, "The rat rate and internal labor markets", Bell Journal of Economics 8, pp. 394-418.
- MYERSON, R.B. 1979, "Incentive compatibility and the bargaining problems", Econometrica 47, pp. 61-73.
- PAULY, M. 1974, "Overinsurance and public provision of insurance : roles of moral hazard and adverse selection", Quarterly Journal of Economics 88, pp. 44-62.
- ROTHSCHILD, M. et STIGLITZ, J.E. 1976, "Equilibrium in competitive insurance markets : an essay on the economics of imperfect information", Quarterly Journal of Economics 90, pp. 630-649.
- VON NEUMANN, J. et MORGENSTERN, O. 1947, Theory of games and economic behavior, Princeton University Press.
- WILSON, C.A. 1977, "A model of insurance markets with incomplete information", Journal of Economic Theory 16, pp. 167-207.

## JUSTICE ET ASSURANCE

-----

I - INTRODUCTION.

Au terme du premier chapitre, nous pourrions aborder l'étude empirique des transferts sociaux en appliquant la théorie des marchés d'assurance efficients qu'on y trouve exposée. Nous réservons cette application au chapitre suivant.

Auparavant, nous voudrions prendre le temps de situer ce qui a été fait par rapport à l'approche traditionnelle des transferts sociaux en économie publique. Celle-ci nous renvoie en effet à la détermination collective de la juste répartition des richesses dont il n'a pas été question jusqu'à présent.

Cela veut-il dire que la notion de justice est superflue, qu'on pourrait justifier d'une redistribution efficiente sans y faire appel ? Ou bien qu'il y a, dans la redistribution efficiente, une norme de justice implicite ? Ou bien, enfin, que cette approche demeure incomplète par un aspect des choses qu'il faudrait alors expliciter ?

On notera pour commencer que la redistribution efficiente ne peut être entièrement égalitaire, comme le montre la condition (f) du premier chapitre (section 3). En revanche, elle est équitable au sens de Kolm (1972), respectant les contraintes d'auto-sélection qui définissent exactement l'équité. Cela ne suffit pas à déterminer si la redistribution efficiente est juste ou non. Mais on ne peut répondre à cette question qu'en ayant défini une norme de justice.

Bien qu'elle joue un grand rôle en économie publique, la notion de justice est problématique. Tout d'abord, il est curieux que philosophes et économistes en soient arrivés à proposer de nombreuses normes de justice, censées exprimer chacune une "préférence éthique" différente, alors que la sociologie nous enseigne qu'une norme sociale est ce qui s'impose au plus grand nombre. Mais par ailleurs, la portée pratique de l'économie publique normative est douteuse. Quoiqu'elle puisse servir à faire des évaluations a posteriori de la répartition des richesses, avant ou après transfert, il n'est pas sûr qu'il faille suivre a priori ses prescriptions. Car les agents ne se comportent pas dans la réalité comme un juge auquel on demande de déterminer l'état optimal, et les transferts à effectuer pour l'atteindre compte tenu de la répartition initiale des richesses. On impose au juge de faire abstraction de la dite répartition initiale alors qu'on ne peut évidemment en faire autant avec l'ensemble des acteurs sociaux.

On ne peut pour autant écarter la notion de justice du revers de la main, parce que les acteurs sociaux continueront malgré tout de s'y référer pour légitimer les politiques et, par dessus tout, les transferts sociaux. Même si la justice sociale n'est pas la justice, comme dirait Hayek (1981), il est vraisemblable qu'elle en dérive, et il importe de savoir comment.

Notre première tâche (section 2) sera de donner une base microéconomique aux deux opinions de justice distributive les plus courantes—l'égalité mise à part—, défendues respectivement par Harsanyi (1955) et Rawls (1971). Au lieu de rattacher chacune de ces deux opinions à une préférence éthique subjective, nous la ferons dériver d'un même



choix rationnel mais effectué dans un état d'information spécifique. Nous verrons également que toute opinion de justice peut s'analyser comme une forme d'auto-assurance. Nous montrerons ensuite (section 3) comment on peut passer en réalité, par le truchement du vote et de l'action politique, de simples opinions à une norme de justice sociale. La principale leçon à tirer de ces analyses est que l'ignorance et la procédure de choix collectif biaisent les préférences en direction de l'égalité. Nous aurons, pour terminer (section 4), l'occasion de vérifier cette conclusion en cherchant à déterminer l'assurance juste dans divers états d'information. En aucun cas, elle ne se confond avec l'assurance efficiente définie au premier chapitre.

## II - LES OPINIONS DE JUSTICE DISTRIBUTIVE.

Une opinion de justice distributive exprime la préférence d'un "juge" parmi l'ensemble des distributions de la richesse réalisables par une société donnée.

De manière générale, on suppose que le juge fonde son jugement sur les satisfactions éprouvées par les membres de la société. Pour inciter le juge à révéler sa vraie préférence, on lui précise au départ qu'il fait lui-même partie de la société et qu'il occupera donc un des états dans la distribution qu'il aura choisie, sans lui dire, naturellement, lequel. On lui fait ainsi comprendre qu'il n'est nullement assuré de conserver sa richesse ou son utilité initiale, et qu'il peut très bien se retrouver pauvre s'il était riche, ou riche si par hasard il était pauvre. Tout en lui interdisant de connaître sa position finale, on laisse au juge la liberté de la déterminer en partie par le

choix qu'il doit faire de la distribution des richesses.

En admettant que le juge préfère la richesse à la pauvreté, l'opinion qu'il exprime, représente une sorte d'auto-assurance contre le risque de se retrouver mal loti. Elle va dépendre de son aversion au risque, ainsi que de ses croyances relatives aux états réalisables et à la procédure d'allocation des positions aux divers membres de la société. Par exemple, imaginons que le juge connaisse tous ses rivaux et qu'on lui dise que l'allocation des états qu'il aura "choisis" sera déterminée par le résultat d'une course à pied. Suivant que le meilleur coureur est son pire ennemi ou son fils, suivant la place qu'il espère décrocher lui-même, il exprimera, s'il est rationnel, des opinions très différentes que l'on devine aisément. Les philosophes exigent plus d'impartialité de la part d'un juge et ils prescrivent en conséquence que la procédure d'allocation des positions sociales lui soit cachée. Dans ces conditions, l'opinion du juge ne pourra pas varier en fonction des sympathies ou des antipathies qu'il éprouve car elle ne dépendra plus que de l'anticipation de sa propre position.

L'opinion de justice s'analyse alors comme le choix d'une loterie. Supposons qu'elle soit rationnelle et que la théorie de l'utilité attendue s'y applique. En outre, limitons-nous pour simplifier, mais sans perte de généralité, aux distributions de richesse à deux états  $(W_1, W_2)$  avec  $W_1 \geq W_2$ . A ce stade, on peut encore imaginer deux "règles du jeu" différentes correspondant en substance aux théories normatives de Harsanyi (1955) et de Rawls (1971). La première veut que le juge soit informé de l'ensemble des distributions réalisables, tandis que la seconde le place derrière "un voile d'ignorance".

L'opinion du "juge de Harsanyi" est solution du programme suivant :

$$\max_{W_1, W_2} (1-p) u(W_1) + p u(W_2) = U \quad ,$$

$$\text{s.c.} \quad f(W_1, W_2) = 0 \quad .$$

avec  $u' \geq 0$  et  $u'' \leq 0$ , et  $0 < p < 1$  (Harsanyi suppose même que :  $p = 1/2$ ).

La courbe  $f(\quad) = 0$  représente la frontière des possibilités de satisfaction dans le plan des richesses. Elle est supposée concave. La distribution "juste" est celle pour laquelle la courbe d'indifférence  $U_h$  est tangente à la frontière  $\mathcal{F}$ . C'est le point H sur la figure 1.

Dans le "jeu de Rawls", le juge ignore que les distributions qu'on lui présente sont toujours situées dans l'ensemble des possibilités de satisfaction  $\mathcal{F}$ . Son opinion ne peut donc en dépendre. Essayons de la déterminer. Remarquons d'abord que l'utilité est une fonction croissante des richesses :  $\partial U / \partial W_1$  ,  $\partial U / \partial W_2 \geq 0$ . Le juge écarte donc toutes les distributions situées sur des parties croissantes de  $\mathcal{F}$  (en pointillés sur la figure 1). Pour aller plus loin, imaginons que le juge fasse totalement abstraction du problème économique, c'est-à-dire fasse comme si toutes les distributions étaient réalisables. Il cherche donc à déterminer la meilleure répartition possible d'une richesse initiale donnée. C'est la solution du programme suivant :

$$\max_{W_1, W_2} (1-p) u(W_1) + p u(W_2) = U$$

$$\text{s.c.} \quad W_1 + W_2 = W$$

Les distributions préférées dans un jeu de Rawls vérifient la condition suivante :

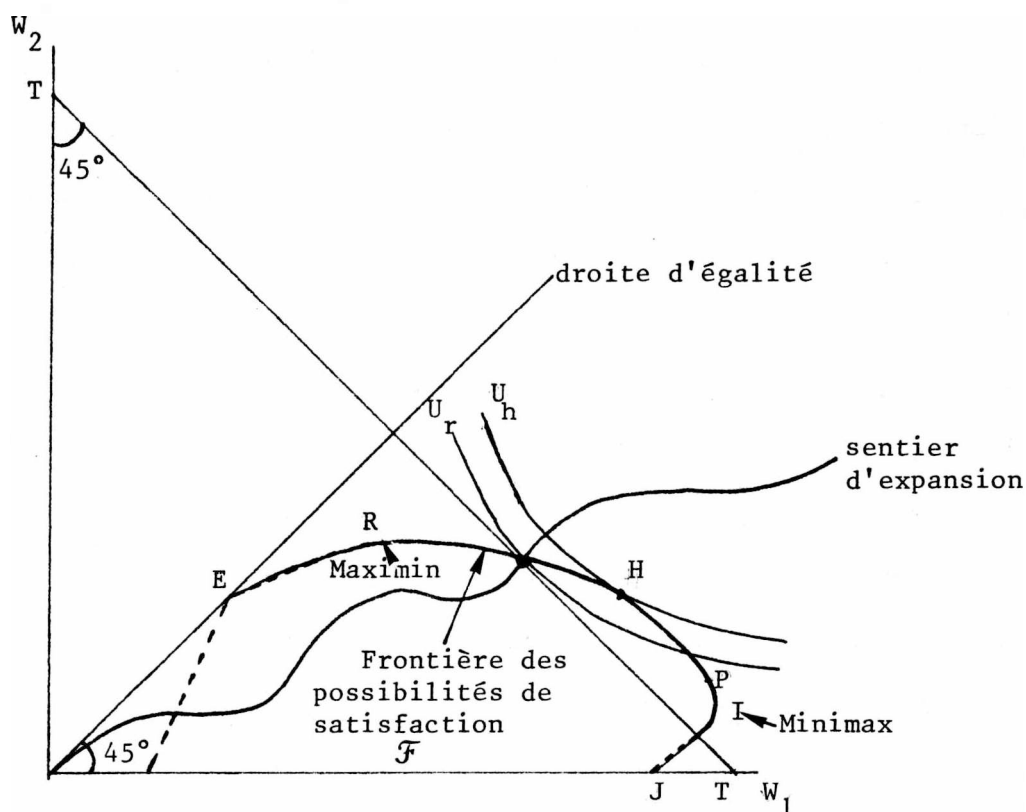
$$(1) \quad W_2 = u'^{-1} \left( \frac{1-p}{p} u'(W_1) \right)$$

Dans l'hypothèse d'aversion au risque, elles décrivent une courbe croissante passant par l'origine des axes. Rawls (1971) suppose que  $p=1/2$ , comme Harsanyi (1955) l'avait déjà fait, de telle sorte que le sentier d'expansion se confond alors avec la droite d'égalité :  $W_2 = W_1$ . Puis le juge de Rawls choisit, parmi les distributions de la richesse qu'on lui présente, celle qui aboutit à la richesse maximum le long du sentier d'expansion (décrit par (1)). Le juge exprime en définitive l'opinion suivante : "parmi toutes les distributions réalisables, je préfère celle qui est sur le sentier d'expansion (1) et correspond aux richesses les plus élevées (soit G sur la figure 1). Toutefois, s'il s'avérait qu'elle attribue au plus riche une richesse inférieure à celle qu'il aurait dans la distribution Maximin (soit,  $W_1 \leq W_1(R)$ ), je lui préférerais la distribution Maximin(R) ; et s'il s'avérait enfin qu'elle attribue au plus pauvre une richesse inférieure à celle qu'il aurait dans la distribution Maximax (soit,  $W_2 \leq W_2(I)$ ), je lui préférerais la distribution Minimax (I)". Dans le cas particulier traité par Rawls (1971), cette opinion se formule plus simplement du fait que le sentier d'expansion se confond alors avec la droite d'égalité : "parmi toutes les distributions réalisables, je préfère la distribution Maximin (R), c'est-à-dire celle qui maximise la richesse du plus pauvre". La première règle que l'on vient d'énoncer pourrait s'étendre à certaines classes de fonctions d'utilité sociales non linéaires, comme les fonctions suggérées par Atkinson (1970) :

$$U = \left[ (u(W_1))^\alpha + (u(W_2))^\alpha \right]^{1/\alpha}, \quad \text{pour } \alpha \leq 1$$

La justification que l'on vient de donner de la norme de justice de Rawls est nouvelle dans son principe, et elle ne repose pas sur l'hypothèse de stricte impartialité du philosophe. Elle a l'intérêt de montrer que cette norme ne découle pas à proprement parler d'une conception non utilitariste, mais de la situation d'ignorance dans laquelle le jugement doit être rendu (Lemennicier (1975) arrivait, par une analyse un peu différente et moins générale, à la même conclusion).

FIGURE 1.



Le juge Rawlsien poursuit en effet le même objectif que celui de Harsanyi. Mais comme il ne sait pas que l'ensemble de choix manifeste une contrainte économique ou qu'il doit se prononcer avant de le connaître, il n'aboutit pas au même choix. Il remplace, pour ainsi dire, la "contrainte économique" occultée par le voile d'ignorance par une "contrainte sociale" représentée par la droite des transferts TT (d'équation  $W_1 + W_2 = W$ ). Tout se passe comme si l'absence d'information le conduisait à se fixer une contrainte supplémentaire, puisque de toute manière la contrainte économique est respectée ex post. Il ne faut donc pas s'étonner que le juge Rawlsien n'atteigne qu'un optimum de second rang ( $U_r < U_h$ , sur la figure 1).

Mais la solution de Rawls n'est pas pour autant un véritable optimum de second rang, dont on aurait droit de dire qu'il procure moins d'utilité que la solution de Harsanyi alias optimum de premier rang. Car c'est la règle du jeu de Rawls même que le juge ne puisse absolument pas connaître l'ensemble des possibilités de satisfaction. Toute possibilité d'information sur celui-ci étant exclue, la comparaison de  $U_r$  avec  $U_h$  n'a aucune signification positive (sur le plan de son comportement) aux yeux du juge. La comparaison faite n'a que valeur d'analogie. Elle ne doit pas être prise au pied de la lettre. En définitive, la conception de justice porte sur le choix impersonnel de la règle du jeu et non, pas comme les économistes l'affirment parfois de manière abusive, sur le choix personnel d'une distribution des revenus par le juge-machin.

Le juge Rawlsien, lorsqu'il est impartial - hypothèse que fait Rawls (1971) lui-même - ou peu partial, est toujours plus égalitaire que le juge de Harsanyi. Si G est assez près de R sur la figure 1, H sera à

droite de G parce que la courbe des possibilités de satisfaction coupe en G la droite des transferts TT par en-dessous. Il faudrait un juge très partial pour observer le contraire<sup>1</sup>, par exemple un juge qui se croirait beaucoup plus capable que son rival et espèrerait que la procédure d'allocation ne soit pas trop aléatoire pour l'empêcher de tirer son épingle du jeu. Dans la mesure où l'impartialité du juge découle de son ignorance de la procédure d'allocation, il est possible d'en conclure que moins le juge est informé plus il émet des opinions égalitaires.

Cette section répondait à un double souci. Il s'agissait d'abord de montrer que le motif d'assurance n'est pas étranger à la notion de justice distributive. Le résultat est encourageant puisqu'on est parvenu à comparer deux opinions souvent présentées comme inconciliables, à les engendrer à partir d'un même objectif en changeant seulement les contraintes ou les états d'information. Une conception positive de la justice comme assurance s'avère ainsi capable de démêler un peu l'écheveau embrouillé des positions normatives. Chemin faisant, on a obtenu un deuxième résultat riche d'implications, à savoir que la suppression d'informations pouvait conduire à des opinions plus égalitaires.

### III - DES OPINIONS DE JUSTICE A LA JUSTICE SOCIALE.

Si tous les individus pouvaient se comporter comme des juges impartiaux, leurs opinions de justice distributive ne dépendraient plus que de leur aversion au risque et de leur état d'information. S'ils étaient en outre placés derrière le voile d'ignorance du juge Rawlsien, il partageraient tous une opinion commune. Indépendamment de leur revenu et de leur aversion au risque, ils se prononceraient en faveur de la

<sup>1</sup> Soit P le point de la frontière des possibilités de satisfaction dont la tangente est inclinée à 135° comme une droite de transferts. Le seuil de partialité  $p^*$  correspond au cas d'un sentier d'expansion passant juste par P. Il est donc défini par application de l'équation (1) en P :

$$W_2(P) = u'^{-1} \left( \frac{1-p^*}{p^*} u'(W_1(P)) \right).$$

Un juge "très partial" accorderait au plus pauvre un poids  $p \leq p^*$

distribution qui maximise la richesse du plus pauvre.

Mais en réalité il est difficile d'imaginer que les individus se comportent toujours comme des juges impartiaux s'ils sont eux-mêmes impliqués par la décision à prendre. On voit mal comment une personne appelée à donner son opinion générale sur la façon de répartir le revenu ne pourrait pas ne pas penser, en temps normal, que la procédure d'allocation mise en oeuvre serait sensiblement celle à laquelle il doit d'occuper actuellement la position qui est la sienne. Dans ce cas, le degré de partialité d'un jugement serait un peu conditionné par le revenu actuel de celui qui le porte. Si un pauvre en posture de juge se donnait une chance sur deux de rester pauvre après le tirage de la loterie, un riche se donnerait sans doute un peu moins de chances de le devenir. Un juge pauvre, par conséquent, aurait tendance à exprimer des opinions plus égalitaires qu'un juge riche. Les opinions de justice réellement exprimées risquent ainsi d'être nuancées et de dépendre un peu du revenu, voire de l'aversion au risque.

L'étude des opinions de justice serait d'un intérêt pratique limité si celles-ci n'avaient aucune influence sur le cours des choses. Mais le jeu politique, notamment, est un moyen de conférer de l'influence aux opinions générales. Il suffit que les partis politiques se positionnent sur l'échelle des opinions de justice pour que le tour soit joué<sup>1</sup>. En les portant au pouvoir, leurs électeurs espèrent modifier significativement la procédure d'allocation et la distribution du revenu dans un sens conforme à leurs propres opinions de justice. Bien que les électeurs n'agissent pas directement dans leur intérêt particulier en votant comme ils le font, puisqu'ils expriment seulement une opinion

---

<sup>1</sup> Les arguments développés au paragraphe précédent expliquent pourquoi il peut y avoir une corrélation entre les opinions de vote et le revenu.



générale, ils sont incités à se comporter de cette manière pour obtenir l'allocation contingente qu'ils préfèrent.

Cette remarque est importante car elle donne à l'économie publique une assise comportementale qui semblait lui manquer. Hirshleifer (1985) par exemple s'est fait récemment l'écho du malaise intellectuel des économistes devant le fait que les individus manifestent dans leurs rôles de citoyens un plus grand sens de "l'intérêt général" que ne peut en rendre compte, avec toutes les sophistications possibles, l'hypothèse de recherche égoïste d'intérêts particuliers. L'explication, qu'il emprunte à Margolis (1982), suppose que tout individu a une double personnalité, à la fois tournée vers lui-même et vers la société, et peut donc éprouver à la fois des satisfactions d'ordre personnel et des satisfactions d'ordre social. C'est le type même de l'interprétation ad hoc. En revanche, la distinction que nous proposons entre opinions générales et choix particuliers résout la même énigme au prix d'hypothèses beaucoup plus faibles. On ne considère en effet qu'un seul type de rationalité au lieu de deux, excluant la schizophrénie, et qu'un seul type de bien-disons, le revenu-au lieu de deux, excluant d'autres motivations spécifiquement sociales. Un choix particulier se solde par un acte d'acquisition des biens préférés. Quand une décision ne débouche sur aucune acquisition de bien, il vaut mieux parler d'opinion générale. On peut encore l'analyser comme un choix sous contrainte. Les objets de choix y sont des allocations contingentes du revenu social, analysables comme une distribution du revenu. Les opinions de justice examinées plus haut relèvent de cette notion. Ce sont les allocations contingentes préconisées par un individu égoïste et rationnel lorsque sa propre

position finale, tout en étant nécessairement l'un des états de la distribution choisie, ne lui est pas communiquée initialement. Chacune d'elles définit un contrat social implicite dans lequel l'individu en question accepte par avance d'occuper l'état qu'on lui assignera selon une procédure convenue, à l'issue incertaine. L'existence d'opinions générales de ce genre et des contrats sociaux sous-jacents n'est pas virtuelle pour autant. Elle trouve à se concrétiser notamment dans le vote, et dans l'action politique en général. Les décisions collectives concernant les biens publics et les transferts sont le champ de prédilection des opinions générales. On conçoit donc que les jugements moraux puissent influencer sur le cours des choses publiques, lorsque le processus de décision est centralisé. Les intérêts généraux sont alors en balance avec les intérêts particuliers, exactement comme, en théorie du bien-être, la justice est en balance avec l'efficacité.

On s'attend à ce que les décisions générales soient prises en moins bonne connaissance de cause que les décisions particulières, ne fût-ce que parce que les premières sont a priori plus risquées pour les parties prenantes que les secondes. Or, nous avons vu que la suppression d'informations conduisait le plus souvent à des opinions plus impartiales, plus égalitaires, et plus communément partagées (moins dispersées). Ceci nous aide à concevoir rigoureusement pourquoi la justice et l'égalité tiennent tant de place dans les décisions collectives, comment les conditions d'incertitude et de choix propres aux actions collectives peuvent arriver à transformer de simples opinions en une norme de justice sociale, et, pour finir, pourquoi les transferts sociaux ne peuvent sans doute pas se limiter à la redistribution efficiente.

#### IV - L'ASSURANCE JUSTE.

Il nous est maintenant facile de caractériser l'assurance juste (laquelle ne se confond pas, faut-il le rappeler, avec une assurance équitable). On commence par déterminer l'opinion générale d'une personne rationnelle interrogée sur la meilleure configuration possible du système d'assurance à ses yeux, abstraction faite de sa propre situation actuelle. Dans ces conditions, cette personne va se comporter comme un juge ignorant son propre risque et peut-être même le fonctionnement du marché d'assurance. Dans le premier cas, elle ressemble au juge de Harsanyi ; et dans le second cas, au juge de Rawls.

Etudions d'abord le premier cas. On suppose que la personne interrogée sait qu'il y a une proportion  $P$  de hauts risques dans la population mais ne sait pas dans quel groupe elle-même se situe. Cette hypothèse préfigure l'information d'un juge impartial, ou bien celle d'un jeune qui ne sait pas encore s'il subira ou non un handicap relatif dans le cours de sa vie. Par référence aux notations et à la figure 3 du premier chapitre de cette deuxième partie, et s'il connaît le fonctionnement du marché d'assurance (supposé efficient), l'individu en question va déterminer sa préférence en considérant qu'il peut recevoir l'allocation  $H$  avec la probabilité  $P$ , et l'allocation  $B$  avec la probabilité  $(1-P)$ . Son utilité attendue est :

$$(2) \quad V = (1-P) U(p^B, W^B) + P U(p^H, W^H)$$

Comme l'assurance est complète en H, on a :

$$(3) \quad U(p^H, W^H) = u(W - p^H d)$$

Par ailleurs, on déduit des équations (2) du chapitre 2 que :

$$(4) \quad U(p^B, W^B) = (1-p^B) u(W - c p^B d) + p^B u(W - d + c(1-p^B) d)$$

En se servant de la concavité de la fonction  $u$  (aversion au risque), on obtient après simplification un majorant de (4) :

$$(5) \quad U(p^B, W^B) \leq u(W - c p^B d - (1-c) p^B d)$$

En reportant (3) et (5) dans (2), on obtient ensuite un majorant de  $V$  :

$$V \leq (1-P) u(W - c p^B d - (1-c) p^B d) + P u(W - p^H d)$$

Si l'on se sert encore une fois de la concavité de la fonction  $u$ , on aboutit à un majorant encore plus grand :

$$(6) \quad \begin{aligned} V &\leq u((1-P) [W - c p^B d - (1-c) p^B d] + P [W - p^H d]) \\ &= u(W - [(1-P) c p^B + P p^H] d - (1-P) (1-c) p^B d) \end{aligned}$$

Mais la solution efficiente respecte nécessairement la contrainte sociale de ressources. Le profit attendu sur l'ensemble des contrats est donc nul :

$$(7) \quad E\pi = (1-P) [(1-p^B) s_1^B - p^B s_2^B] + P [(1-p^H) s_1^H - p^H s_2^H] = 0$$

Remplaçons  $s_1^i$  et  $s_2^i$ ,  $i = (H, B)$ , par les expressions (2) du chapitre 2, que nous reportons dans (7). Il vient :

$$(8) \quad \begin{aligned} &(1-P) [(1-p^B) p^B - p^B (1-p^B)] c d + P [(1-p^H) p^H - p^H (1-p^H)] d \\ &= (1-P) (p^B - p^B) c d + P (p^H - p^H) d = 0 \end{aligned}$$

d'où l'on dérive immédiatement :

$$(9) \quad (1-P) c p^B + P p^H = (1-P) c p^B + P p^H$$

Le premier membre de l'équation (9) apparaît dans l'expression (6). En le remplaçant par le deuxième membre de (9), on obtient une nouvelle expression de (6) :

$$(10) \quad \begin{aligned} V &\leq u(W - (1-P) c p^B d - P p^H d - (1-P) (1-c) p^B d) \\ &= u(W - \bar{p} d) = U(W^E) \end{aligned}$$

où  $\bar{p}$  est la probabilité du sinistre dans la population totale.

On vient de montrer qu'une personne ne connaissant pas son propre risque mais sachant que le marché d'assurance fonctionne de manière efficiente, dans le sens indiqué ici, préfère une assurance complète égale pour tous au système efficient d'assurance à la carte.

Mais cette personne pourrait préférer d'autres contrats uniques, offrant une assurance partielle mais à un prix inférieur au prix actuariel moyen, à une assurance complète égale pour tous. En fait, la contrainte sociale de ressources impose que tout contrat unique soit offert au prix actuariel moyen. L'assurance complète est le meilleur des contrats possibles à ce prix, et représente donc effectivement l'assurance "juste".

Pour finir, examinons le deuxième cas dans lequel la personne interrogée ne connaît pas le fonctionnement du marché d'assurance. Elle ne perçoit donc pas la contrainte d'auto-sélection. Elle ne voit pas que, du fait de l'asymétrie d'information qui caractérise ce marché, les hauts risques font subir aux bas risques une externalité négative, et elle croit donc que tout le monde, indépendamment de son risque, doit avoir une assurance complète. Mais une assurance complète à la carte, telle que B' et H sur la figure 3 du chapitre 2, n'est pas possible parce que les hauts risques demanderaient l'allocation B', s'ils sont libres de le faire, et rendraient l'assurance déficitaire. La seule possibilité d'assurance complète pour tous est l'assurance égale correspondant à l'allocation E. Par conséquent, une personne ne connaissant pas le fonctionnement du marché d'assurance va recommander l'assurance égale pour tous au lieu du système d'assurance à la carte.

En aucun cas, l'assurance juste ne se confond avec l'assurance efficiente. On en conclut que les systèmes d'assurance résultant d'un processus de choix collectif, notamment la Sécurité Sociale, pourraient offrir aux assurés une moins grande variété de polices et réaliser une sélection des risques moins poussée qu'un marché d'assurance efficient.

## REFERENCES.

- ATKINSON, A.B. 1970, "On the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory* 2, pp. 244-263.
- HARSANYI, J.C. 1955, "Cardinal welfare, individualistic ethics, and interpersonal comparisons of utility", *Journal of Political Economy* 63 pp.309-21.
- HAYEK, F.A. 1981, *Le mirage de la justice sociale*, Paris : P.U.F.
- HIRSHLEIFER, J. 1985, "The expanding domain of economics", *American Economic Review* 75, pp. 53-68.
- KOLM, S.C. 1972, *Justice et Équité*, Paris : Eds du CNRS.
- LEMENNICIER, B. 1975, *Le dilemme entre l'efficacité économique et la justice sociale : une application à la démocratisation de l'enseignement supérieur*, thèse pour le Doctorat d'Etat, Université de Paris I.
- MARGOLIS, H. 1982, *Selfishness, altruism, and rationality*, Cambridge : Cambridge University Press.
- RAWLS, J. 1971, *A theory of justice*, Cambridge : Harvard University Press.

LA SECURITE SOCIALE COMME ASSURANCE :  
UNE COMPARAISON INTERNATIONALE

-----  
INTRODUCTION.

Les systèmes de Sécurité Sociale ont explicitement pour fonction de couvrir la population, et particulièrement les personnes actives, contre les risques affectant leur revenu et leur aptitude au travail. Il est donc naturel de considérer qu'ils s'apparentent à des marchés d'assurance et de prévoyance, à l'exception des allocations familiales.

On ne trouve pourtant guère d'auteurs pour envisager cette hypothèse, comme s'en étonnait déjà Varian en 1980 :

"En réalité, je soupçonne que la raison du soutien politique général accordé à de nombreux programmes redistributifs se trouve davantage dans leur fonction d'assurance sociale que dans toute considération altruiste du bien-être social.

Bien entendu, tout programme de fiscalité redistributive a un coût en termes de perte d'incitation. Le choix du programme optimal implique donc un arbitrage entre trois types d'effets :

- 1) l'effet sur l'équité du changement de la distribution des revenus ;
- 2) l'effet sur l'efficacité de la diminution des incitations ;
- 3) l'effet d'assurance d'une réduction de la variance des séquences de revenu personnel.



Les deux premiers aspects ont été très étudiés ces dernières années [...] . L'effet d'assurance de la redistribution des revenus a reçu beaucoup moins d'attention dans la littérature théorique" (Varian, 1980, pp. 51-52).

La négligence de la fonction d'assurance sociale peut s'expliquer par la tendance, née d'une observation superficielle ou d'un préjugé tenace, à croire que les transferts sociaux et la fiscalité, y compris les prestations et les cotisations de Sécurité Sociale, ne sont pas liés au risque individuel puisque assis sur le revenu, et ont donc une fonction de redistribution plus que d'assurance sociale.

Les analyses contenues dans ce rapport conduisent à dissiper cette impression. L'hypothèse d'assurance s'ajuste remarquablement à la Sécurité Sociale si l'on veut bien admettre que les dommages occasionnés par les risques du travail professionnel ont une partie fixe et une partie proportionnelle au salaire . Les prélèvements fiscaux ou les cotisations sociales s'apparentent aux primes, les prestations sociales aux indemnités, d'une assurance contre les risques du travail.

L'étude des propriétés de cette assurance requiert néanmoins l'usage de théories explicites. On fait appel à trois modèles purs alternatifs : l'assurance efficiente en information parfaite invoquée dans un récent article (Lévy-Garboua, 1985), l'assurance efficiente en information asymétrique, et l'assurance juste. En cas d'hétérogénéité des risques, le premier modèle conclut à des assurances complètes au prix actuariel, pour chaque groupe de risque, lorsqu'il n'y a ni chargement<sup>1</sup>, ni risque moral<sup>2</sup>, ni corrélation des risques. Dans les

---

<sup>1</sup>Le chargement désigne le coût de production des services d'assurance.

<sup>2</sup>Le risque moral désigne la possibilité qu'a parfois l'assuré d'influencer ses chances d'accident par son comportement d'auto-protection, à l'insu des compagnies d'assurance qui n'en tiendraient pas compte pour le calcul des primes et des indemnités.

mêmes conditions, le second modèle implique en revanche l'assurance complète des "hauts risques" seuls, et l'assurance partielle des "bas risques". Le troisième modèle, enfin, aboutit à une assurance complète égale pour tous. La référence à trois hypothèses évite que l'on s'enferme tout de suite dans une vision théorique inadéquate ou partielle. Ce devrait être un atout pour aborder l'étude scientifique d'une institution aussi complexe et inexplorée, dont la simple évocation suffit parfois à déclencher une levée de boucliers.

On discute de leur application à la Sécurité Sociale (section 1) en explicitant la liaison entre risque et revenu et en montrant que les idées d'assurance et de redistribution ne sont pas antinomiques. On explique brièvement la construction des données internationales utilisées dans la section 2. Elles décrivent les systèmes de Sécurité Sociale de 44 pays industrialisés ou en développement. Les effets de la richesse économique sur les prestations sociales par tête sont abordés dans la section 3 à l'aide des trois modèles retenus. Quelques extensions de l'analyse y sont également proposées pour expliquer la généralisation progressive de la Sécurité Sociale (accroissement du pourcentage d'assurés sociaux), l'évolution du taux de couverture et les effets du chargement de l'assurance. On étudie enfin, dans la section 4, le poids relatif de la fonction d'assurance pure par rapport à la fonction de redistribution pure. On exhibe l'influence déterminante et subtile du développement économique et de la discrimination catégorielle sur cette grandeur. Dans l'ensemble, le modèle d'efficience avec asymétrie d'information est le mieux vérifié. C'est notamment le seul à n'être jamais réfuté sur ces données.

## I - DE L'APPLICATION DES MODELES D'ASSURANCE A LA SECURITE SOCIALE.

On a présenté dans les deux chapitres précédents trois modèles d'assurance plausibles dans divers contextes. Trois objections majeures interdisent leur application immédiate à la Sécurité Sociale :

- (i) les organismes de Sécurité sociale ne sont pas assimilables à des compagnies d'assurance privées opérant sur des marchés concurrentiels ;
- (ii) les prélèvements de la Sécurité Sociale ne semblent pas liés au risque puisqu'ils sont assis sur le revenu ;
- (iii) les organismes de Sécurité Sociale assument, à côté de leur fonction d'assurance, une fonction de redistribution essentielle.

Il est heureusement possible de lever en grande partie ces trois objections. En réponse à la première, on souligne qu'aucun des trois modèles présentés ne présume que la Sécurité Sociale fonctionne sur le mode d'un marché concurrentiel. On lui attribue seulement des objectifs d'efficacité ou de justice qui président d'ailleurs à sa structure. En réponse aux deux autres objections, on avance que les modèles théoriques ne tiennent aucun compte de la nature particulière des risques assurés. S'ils paraissent inapplicables, c'est uniquement parce que l'effort d'application nécessaire n'a pas été fait. On va montrer que l'hypothèse d'assurance s'ajuste remarquablement à la Sécurité Sociale si l'on veut bien admettre que les dommages occasionnés par les risques du travail professionnel ont une partie fixe et une partie proportionnelle au salaire.

$$(1) \quad d = d_0 + i W \quad , \quad \text{avec } d_0 \geq 0 \quad , \quad i > 0 \quad .$$

La partie fixe décrit par exemple la dépense médicale requise pour soigner une maladie. La partie du dommage proportionnelle au salaire mesure la perte de la pleine possession de sa capacité de revenu par l'assuré quand le risque entraîne une cessation de son activité ou toute diminution de son effort productif. Le coefficient  $i$  est le taux d'incapacité du travailleur subissant le risque. En toute généralité, des fonctions de dommage non linéaires sont admissibles. Toute fonction moins que proportionnelle au salaire serait suffisante. Néanmoins, la forme linéaire est adoptée ici pour sa simplicité et pour sa valeur pédagogique.

Si le dommage subi par un travailleur provoque une déséconomie externe sur les autres facteurs employés par l'entreprise, celle-ci court aussi un risque dont elle a intérêt à se protéger. Néanmoins, ce risque n'est pas assurable, et la formule (1) n'est pas remise en cause. Les exploitants agricoles et les professions indépendantes forment un cas particulier puisque leur revenu se compose à la fois du salaire et du profit. A salaire donné, ils dépensent plus que les salariés ordinaires pour se protéger de telle sorte qu'ils encourent dans l'ensemble moins de risque. On s'attend donc à trouver dans ces catégories socio-professionnelles une proportion de hauts risques inférieure à la moyenne.

Le risque d'un assuré est déterminé par les dépenses d'auto-protection  $a$  et par des facteurs de risque exogènes  $h$  :

$$(2) \quad p = p(a, h) \quad , \quad \text{avec } p'_a < 0 \quad , \quad p''_a > 0 \quad , \quad p'_h > 0$$

Le statut de salarié, comme on vient de le voir, est un facteur de risque ; le nombre de personnes couvertes par l'assurance du travailleur aussi. Mais il y en a beaucoup d'autres. Quand l'assurance est efficiente et l'information parfaite, la dépense optimale d'auto-protection en l'absence de risque moral se déduit sans peine de la maximisation de l'utilité attendue (voir Ehrlich et Becker (1972)) :

$$(3) \quad U^i = (1-p(a^i))u(W-s_1^i - a^i) + p(a^i)u(W-d+s_2^i - a^i)$$

L'assurance optimale est complète au prix actuariel du groupe n° i et la dépense d'auto-protection déterminée par :

$$(4) \quad -p_a'(a, h) = \frac{1}{d}$$

Elle montre que la dépense d'auto-protection est une fonction croissante du dommage et, par conséquent, de la rémunération, en vertu de l'équation (1). Il en résulte que, si les autres facteurs de risque sont maintenus constants, le risque diminue avec le revenu. Une couverture partielle des bas risques, c'est-à-dire notamment des hauts revenus, ne pourrait qu'inciter ces derniers à se protéger davantage et accentuer la liaison du risque avec le revenu. En général, le revenu sera seulement un indicateur imparfait du risque, mais qui peut servir à catégoriser la population des assurés. En effet, Crocker et Snow (1986) ont démontré l'efficience d'une catégorisation des risques de coût négligeable. Comme les entreprises mesurent parfaitement les salaires, elles peuvent jouer un rôle essentiel dans la discrimination des risques et se voir confier la charge de prélever des cotisations sociales efficientes.

Le comportement d'auto-protection est différent quand les assurés ignorent leur propre risque, hypothèse faite par le modèle d'assurance juste. On le représente en supposant que l'appartenance à l'un ou l'autre des groupes de risque (H, B) ou, plus exactement, le tirage des probabilités de sinistre associées ( $p^H$ ,  $p^B$ ) obéit à une loi binômiale. La probabilité d'appartenir au groupe à haut risque est notée P. Elle peut être néanmoins influencée par la dépense d'auto-protection b. L'assuré détermine donc simultanément ses demandes d'assurance et d'auto-protection en choisissant les grandeurs  $s_1$ ,  $s_2$ , et b qui maximisent son utilité attendue :

$$(5) \quad V = (1-P(b)) [(1-p^B) u(W-s_1-b) + p^B u(W-d+s_2-b)] \\ + P(b) [(1-p^H) u(W-s_1-b) + p^H u(W-d+s_2-b)]$$

En l'absence de chargement et risque moral, l'assurance optimale est complète au prix actuariel moyen :  $\bar{p} = (1-P) p^B + P p^H$ . La dépense optimale d'auto-protection est déterminée par l'équation suivante :

$$(6) \quad -P'(b) = \frac{1}{(p^H - p^B) d}$$

Les assurés tiennent compte du dommage et de l'écart des risques entre les groupes H et B mais non de leur appartenance future à un groupe. Il n'y a pas de liaison systématique entre le risque a posteriori ( $p^H$ ,  $p^B$ ) conditionnel à  $\bar{p}$  et le revenu.

Mais, d'après l'équation (1), la dépense d'auto-protection, la proportion de hauts risques, et le risque a priori  $\bar{p}$  décroissent avec le revenu. La liaison risque-revenu existe toujours, mais affaiblie par rapport à la situation d'assurance efficiente.

En conclusion, que l'assurance soit efficiente ou juste, le risque sera lié au revenu à des degrés divers. Le choix du revenu comme assiette des prélèvements de Sécurité Sociale peut dans tous les cas se justifier par l'hypothèse d'assurance.

On a coutume de séparer la fonction d'assurance de celle de redistribution des revenus. En toute rigueur, Cette distinction ne se justifie pas puisqu'une assurance redistribue le revenu des non-sinistrés en direction des sinistrés. En la faisant malgré tout, on veut sans doute signifier que l'assurance ne corrige pas durablement la répartition des richesses. Car il est a priori dans son principe que les défavorisés d'un jour soient les favorisés du lendemain, alors que les pauvres d'aujourd'hui sont aussi dans une grande proportion ceux de demain. On réserve implicitement le vocable de redistribution aux transferts entre des classes, des groupes ou des catégories de population dans lesquels les membres d'un jour séjournent longtemps.

En appliquant les expressions (2) de la section 1 à un dommage linéaire (équation (1) de cette section), on obtient les taux de prélèvement  $s_1^i/W$  et les taux de prestation  $\hat{s}_2^i/W$  relatifs au groupe de risque  $i = (H, B)$ . Le tableau suivant indique la forme particulière revêtue par chacune de ces grandeurs dans les trois modèles d'assurance envisagés :

TABLEAU 1.

	<i>Modèle I</i> Assurance efficace avec information parfaite	<i>Modèle II</i> Assurance efficace avec information asymétrique	<i>Modèle III</i> Assurance juste
Taux de prélèvement H	$k p^H$	$k p'^H$	$k \bar{p}$
B	$k p^B$	$k c^B p'^B$	$k \bar{p}$
Taux de prestation H	$k$	$k$	$k$
B	$k$	$k c^B$	$k$

La lettre  $k$  désigne le ratio :  $d/W = i + d_0/W$ . C'est une constante positive lorsque le dommage est entièrement proportionnel au revenu, et une fonction décroissante de ce dernier lorsque le dommage comporte une partie fixe. Les inégalités  $p^B \leq p'^B < p < p'^H \leq p^H$  et  $0 < c^B < 1$  justifiées dans la section 1 conduisent aux conclusions suivantes :

- les prélèvements sont toujours dégressifs (taux décroissant avec le revenu). Mais ils le sont peut-être moins quand l'assurance est juste ;
- si le dommage est proportionnel au revenu, le modèle II est le seul à prédire des prestations progressives (taux décroissant avec le revenu), les deux autres modèles conduisant à des prestations neutres.



- si le dommage comporte une partie fixe, les prestations sont toujours progressives. Mais elles le sont davantage quand le modèle II est vrai.

Ces prédictions sont conformes aux observations d'Hatchuel (1985) pour la France, et aux résultats d'une enquête menée par Ackermann (1978) dans six pays industrialisés (Belgique, Canada, France, Grande-Bretagne, RFA, Suède, USA)<sup>1</sup>.

Les données mentionnées sont toutefois insuffisantes pour déterminer le meilleur modèle, lequel pourrait d'ailleurs varier d'un pays à l'autre en fonction du processus de choix collectif que chacun aura privilégié. Quoi qu'il en soit, l'hypothèse d'assurance est en accord avec la fonction de redistribution attribuée à la Sécurité Sociale et avec les propriétés des transferts que cette institution accomplit dans les pays sur lesquels on dispose d'informations.

Les objections qui faisaient initialement obstacle à l'application des modèles d'assurance à la Sécurité Sociale ont été en grande partie levées. Un essai d'application paraît maintenant légitime.

## II - APERCU DES DONNEES COMPARATIVES DES SYSTEMES DE SECURITE SOCIALE.

Des données comparatives des systèmes de Sécurité Sociale ont été constituées pour 44 pays. Cet échantillon comprend les 22 pays de l'OCDE, 4 pays d'Europe de l'Est (Bulgarie, Tchécoslovaquie, Hongrie, Pologne), 2 pays du Proche-Orient (Chypre et Israël), 2 pays d'Afrique du Nord (Maroc et Tunisie) 3 pays d'Asie (Inde, Malaisie, Sri Lanka), et 11 pays d'Amérique Latine. Cette répartition géographique inégale

reflète l'inégal développement de la Sécurité Sociale dans le monde, où les mécanismes d'assurance n'ont guère atteint les régions les plus pauvres, alors qu'ils ont pris un grand essor dans pays les plus riches et dans certains continents (Europe et Amérique).

Les 44 pays de l'échantillon peuvent être divisés en deux groupes plus homogènes de taille presque égale : les pays (les plus) industrialisés (20 pays) et les pays en développement (24 pays). Le PIB par tête a été choisi comme critère de partition.

Pour tous ces pays, on a pu réunir des informations complètes sur les prestations, le chargement et les recettes de la Sécurité Sociale, le taux de couverture moyen et les catégories exclues. On mesure également le PIB (en \$ 1980) et une batterie d'indicateurs de la discrimination catégorielle des risques.

Les données financières et le PIB ont été extraits des enquêtes du BIT sur le coût de la Sécurité Sociale (BIT, 1981, 1985a, 1985b). Les autres données relatives à la Sécurité Sociale ont été construites à partir des informations contenues dans la brochure du Département américain de la santé (1982) qui recense les programmes de Sécurité Sociale du monde entier en 1980. Enfin, les indicateurs de discrimination catégorielle des risques proviennent de plusieurs sources mentionnées dans l'annexe qui leur est consacrée.

Les données financières et toutes les données qualitatives sont connues pour la seule année 1980. Le PIB, les indicateurs démographiques et deux mesures du poids de la fonction d'assurance pure par rapport à la fonction de redistribution pure (RA, RC) sont estimés pour les cinq années 1960, 1965, 1970, 1977 et 1980<sup>2</sup>.

Le tableau 2 résume l'ensemble des variables mesurées et analysées dans les prochaines sections. Il indique leurs moyennes et leurs écarts-type calculés séparément sur les deux échantillons de pays industrialisés (I) et en développement (II).

TABLEAU 2 :

	Pays industrialisés		Pays en développement	
	Moyennes	Écarts-types	Moyennes	Écarts-type
(ln) du PIB par tête (en US \$ 1980) (L) PIB	4 793.30	1 516.74	904.33	522.40
(ln) du pourcentage de la population âgée de 65 ans et plus (L)POP65	12.57	2.39	6.30	3.40
(ln) du pourcentage de la population active (L)POPACT	44.08	5.80	37.52	7.66
(ln) du taux de chargement de la Sécurité Sociale <sup>1</sup> CHAR	0.05	0.03	0.11	0.10
<b>Prestation sociales (en US \$ 1980).</b>				
(ln) des prestations totales <u>par tête</u> (L)PRTOTT	1 770.30	953.51	246.75	592.32
(ln) des prestations en espèces <u>par tête</u> (L)PRESPT	1 138.75	656.08	88.21	107.57
(ln) des pensions de retraite <u>par personne de 65 ans et plus</u> (L)PENS	5 116.65	2 455.24	686.00	704.04
(ln) des prestations et services médicaux <u>par tête</u> (L)SMEDT	491.70	245.01	108.83	326.78
(ln) des prestations-accidents du travail <u>par actif</u> (L)PRACCID	130.50	159.53	14.95	23.26
(ln) des allocations de chômage <u>par actif</u> (L)ALLCHOM	193.58	213.58	-	-
<b>Nombre de catégories exclues de la Sécurité Sociale.</b>				
Nombre total de catégories exclues sur les trois principaux risques couverts (Retraite-Maladie-Accidents) <sup>2</sup> EXCLU3	3.90	2.31	6.70	3.25
Nombre de catégories exclues sur le risque Retraite XRET	0.65	0.93	1.96	1.22
Nombre de catégories exclues sur le risque Maladie XSMEDT	1.30	1.34	2.17	1.37
Nombre de catégories exclues sur le risque Accidents du travail XACCI	2.00	0.86	2.57	1.20
<b>Taux de remplacement moyen du salaire (en %)</b>				
Taux de remplacement moyen du salaire en cas de retraite (sur la base de 37.5 années de cotisations : cas français) SALPENS	58.85	18.46	66.38	15.97
Taux de remplacement moyen du salaire en cas de maladie (pour une durée égale ou inférieure à un an) SALMAL1	51.20	26.94	53.08	27.09
Taux de remplacement moyen du salaire en cas d'accident (pour une durée égale ou inférieure à six mois) SALACCI6	75.75	15.46	71.21	16.75
Taux de remplacement moyen du salaire en cas de chômage (pour une durée égale ou inférieure à un an) SALCHOM1	47.75	17.56	-	-
<b>Indice du poids de la fonction d'assurance pure par rapport à la fonction de redistribution pure</b>				
(ln) assurances sociales/allocations d'assistance et service public de santé (L)RA	5.20	5.01	5.81	8.27
(ln) cotisations sociales/autres recettes de Sécurité Sociale (L)RC	1.51	1.14	1.64	1.09
<b>Indices de discrimination catégorielle des risques<sup>3</sup></b>				
Part de la population active occupée dans l'agriculture AGRI	9.68	6.56	23.02	11.01
Part des professions indépendantes non agricoles (non-salariés) dans la population active PIND	13.20	7.02	17.59	10.89
Indice de concentration ethnique, linguistique ou raciale CETH	0.20	0.41	0.46	0.51
Indice de concentration religieuse CREL	0.20	0.41	0.21	0.41
Indice de discrimination économique DISCRIM	0.35	0.49	0.50	0.51
Existence d'un Etat fédéral <sup>4</sup> FED	0.15	0.37	0.04	0.20
Indice synthétique de discrimination catégorielle des risques CAT	0.72	0.75	1.10	0.97

<sup>1</sup>Dépenses d'administration des caisses de Sécurité Sociale en pourcentage du total des dépenses.

<sup>2</sup>On a retenu les cinq motifs d'exclusion les plus souvent mentionnés. Ce nombre varie donc de 0 à 15.

<sup>3</sup>Le principe de la construction de ces indicateurs est exposé en annexe.

<sup>4</sup>Le fédéralisme limite les possibilités de discrimination catégorielle quand on observe une ségrégation suffisamment forte des dites catégories entre les régions.

### III - DEVELOPPEMENT ECONOMIQUE ET PRESTATIONS DE SECURITE SOCIALE.

#### III .1. Assurance et prestations par tête.

Les prestations de Sécurité Sociale sont envisagées ici comme des indemnités d'assurance. Quels effets du développement économique sur les premières découlent de cette hypothèse ? La réponse dépend en partie du modèle d'assurance applicable. Mais, avant d'en discuter, écrivons l'expression de la prestation moyenne par assuré dans la population totale<sup>3</sup> à dommage constant<sup>4</sup> en utilisant la formule (2) de la section 1 :

$$\begin{aligned}
 (7) \text{ PRA}_d &= (1-P) p^B \hat{s}_2^B + P p^H \hat{s}_2^H \\
 &= [(1-P) p^B c^B + P p^H] d
 \end{aligned}$$

Cette expression vaut de manière générale pour les trois modèles considérés puisque  $c^H = 1$  dans tous les cas. La prestation par assuré est proportionnelle au dommage. Elle dépend aussi des parts et des taux de couverture respectifs des deux groupes de risque. En revanche, elle ne dépend pas directement de la distorsion des prix d'assurance par rapport aux prix actuariels que le chargement (coût de transaction) et les transferts inter-groupes peuvent introduire.

Moyennant l'hypothèse de linéarité du dommage par rapport au revenu, l'équation (7) s'agrège parfaitement si le revenu n'est pas corrélé avec le terme entre crochets<sup>5</sup>. Sinon, il s'introduit un terme correctif sous forme multiplicative, que l'on peut supposer approximativement constant par rapport au revenu<sup>6</sup>. Si l'équation est estimée en logarithme, ce multiplicateur entre dans la constante, sans effet mesurable sur l'élasticité-salaire. C'est ainsi qu'on testera le modèle d'assurance un peu plus loin.

Le nombre d'assurés sociaux n'est pas fourni par les statistiques internationales utilisées. La prestation moyenne par tête PR se déduit de la prestation moyenne par assuré PRA en multipliant cette dernière par le pourcentage d'assurés dans la population totale , soit :

$$(8) PR = \alpha \cdot PRA = \alpha \cdot \bar{k} E [(1-P) p^B c^B + P p^H] \bar{W} \\ = \alpha \cdot \bar{k} \bar{C} \cdot \bar{W}$$

Toutes les grandeurs surlignées sont définies au salaire moyen  $\bar{W}$  . Comme il n'y a aucun risque de confusion, on peut simplifier ensuite l'écriture en supprimant systématiquement le trait. On obtient finalement une décomposition additive de l'élasticité-salaire des prestations moyennes par tête. :

$$(9) e_{PR} = 1 + e_{\alpha} + e_k + e_c$$

Cette formule résume les effets du développement économique sur les prestations moyennes par tête. L'accroissement continu du salaire moyen a un effet direct et des effets indirects par l'intermédiaire des trois autres variables. Ces dernières peuvent elles-mêmes avoir des effets propres additionnels. L'expansion du marché du travail et des salaires est dans le modèle d'assurance un facteur essentiel de la dynamique des systèmes de Sécurité Sociale, comme un grand nombre d'analyses l'ont déjà souligné. Toutefois, l'apport spécifique du modèle est de préciser les canaux d'influence. On aperçoit en particulier le rôle-clé tenu par l'hypothèse de croissance du dommage en fonction du salaire : par son seul effet direct, elle explique que les prestations par tête puissent croître au rythme du salaire par tête. La réunion de

tous les autres effets est la cause éventuelle d'une divergence dans les taux de croissance de ces deux grandeurs.

Le déclin de l'agriculture et des professions indépendantes au profit du salariat s'accompagne d'une baisse du coefficient  $k$ , comme l'a montré la discussion de la section 2. Toutefois, si l'on mesure les élasticités non par rapport au salaire moyen mais par rapport au PIB par tête comme les statistiques disponibles nous y contraignent, cet effet de freinage est peut-être compensé par le biais en sens inverse engendré par l'augmentation de la part des salaires au cours du développement économique. Faute d'en savoir plus, on fera l'hypothèse que ces deux effets se compensent et on estimera les élasticités par rapport au PIB par tête en négligeant le terme  $e_k$ . Il reste donc à évaluer  $e_C$  et  $e_\alpha$ , ce que l'on va faire maintenant dans cet ordre.

### III.2 Etude de $e_C$ .

La définition de  $C$  :

$$(10) \quad C = (1-P) p^B c^B + P p^H = \bar{p} - (1-P) p^B (1-c^B)$$

fait dépendre l'évolution de cette grandeur de l'ensemble des probabilités  $(P, p^B, p^H)$  et du taux de couverture des bas risques.

On a montré plus haut que les deux modèles d'assurance efficiente prédisent une diminution du risque en fonction du revenu. Une hausse de l'ensemble des revenus s'accompagne donc d'une baisse des probabilités de sinistre associées aux deux groupes de risque  $(p^B, p^H)$ . Si la définition des hauts risques reste constante  $(p(a,h) \geq \bar{p}^H)$ , l'accroissement général des dépenses d'auto-protection conduit à une diminution de la proportion  $P$  de hauts risques. Pour un taux de

couverture déterminé des bas risques,  $C$  diminue.

Cette conclusion se maintient avec le modèle d'assurance juste. Dans ce cas, un effet,  $c^B=1$ , et  $C = \bar{p}$ . Or, on a vu précédemment que la probabilité moyenne du sinistre décroît en fonction du revenu. Si l'ensemble des revenus augmente,  $C$  doit donc diminuer.

On note au passage que  $C$  a exactement la même expression pour les modèles I (information parfaite) et III (assurance juste). Ceux-ci sont pratiquement indiscernables dans l'analyse des prestations par tête. En particulier, ils prédisent tous deux la baisse de  $C$  au cours du développement économique.

La variation du taux de couverture des bas risques intervient aussi dans le modèle II (information asymétrique). Toutefois, comme l'indique l'équation (10), son effet demeure ambigu à cause des sens de variation contradictoires de  $(1-P)$  et de  $p^B$ . L'effet de la diminution de  $\bar{p}$  l'emporte selon toute vraisemblance et conduit à une prédiction semblable des trois modèles d'assurance :  $e_C \leq 0$ .

Cette conclusion s'appuie-t-elle sur l'hypothèse selon laquelle la définition des hauts risques est constante, en vertu de quoi la proportion de hauts risques doit diminuer pendant le processus de développement ? Or, cette hypothèse est critiquable. Les organismes d'assurance pourraient en effet réviser en baisse le seuil d'appréciation des hauts risques, et les assurés pourraient profiter de la baisse générale des risques pour se couvrir contre des risques supplémentaires ( l'extension de la couverture sociale aux personnes à charge atteste ce comportement dans les pays industrialisés). Faisons

donc l'hypothèse alternative de la constance de  $P$ . La diminution générale des risques  $p^B$  et  $p^H$  suffit encore à entraîner la probabilité moyenne du risque  $\bar{p}$  dans la même direction. Un accroissement du taux de couverture des bas risques pourrait néanmoins s'opposer à cette évolution dans le cas où le modèle II s'appliquerait. En définitive, la baisse de  $C$  au cours du développement économique est une prédiction assez robuste des modèles d'assurance. Elle conduit les prestations par assuré à augmenter moins vite que le salaire moyen. Seul un accroissement assez important du taux de couverture des bas risques pourrait s'y opposer.

### III.3. Etude de $e_\alpha$ .

Cessons maintenant de supposer que la situation d'assurance est toujours avantageuse ou, si l'on préfère, que le pourcentage d'assurés sociaux est en permanence égal à 100%. On observe en général une longue phase d'extension et de généralisation de la couverture sociale pendant laquelle ce pourcentage connaît une augmentation continue. Autrement dit,  $e_\alpha \geq 0$ .

La probabilité d'assurance dépend de plusieurs facteurs : l'aversion au risque, le dommage, le revenu, et le prix de l'assurance. A prix constant, les "petits risques" échappent à l'assurance. Le problème posé est donc le suivant : le développement économique encourage-t-il ou non l'assurance des petits risques ?

Le taux de couverture qui maximise l'utilité attendue sous la contrainte de non-négativité ( $c \geq 0$ ), ou le lagrangien :

$$(1-p) u(W-c p' d) + p u(W-d+c(1-p') d) + c \mu ,$$



avec  $u \geq 0$ , est indiqué par la condition marginale :

$$(11) \quad \frac{u'(W_2)}{u'(W_1)} = \frac{u'_2}{u'_1} \leq \frac{(1-p)p'}{p(1-p')}$$

Il est préférable de ne pas s'assurer quand l'inégalité est stricte (optimum en coin), et de s'assurer quand les deux membres de l'équation sont égaux (optimum intérieur). La formule (11) montre que le prix de l'assurance n'intervient pas directement<sup>7</sup> dans la décision d'assurance. Ce qui compte surtout, c'est l'écart entre le prix effectif de l'assurance et le prix actuariel  $p$ , ou le taux de chargement de l'assurance  $\lambda (\geq 0)$  défini par :  $1 + \lambda = p'/p$ <sup>8</sup>.

Supposons d'abord que le degré d'aversion relative au risque soit constant :

$$(12) \quad u'(W) = W^{-\beta}$$

où  $\beta$  est une constante positive.

La décision de ne pas s'assurer est prise quand le taux marginal de substitution dans la situation où il n'y a pas d'assurance est strictement inférieur au prix relatif du revenu dans l'état défavorable. D'après les équations (11) et (12), cela se produit quand :

$$(13) \quad \left( \frac{W-d(W)}{W} \right)^{-\beta} = (1-k(W))^{-\beta} < 1 + \frac{\lambda}{1-(1+\lambda)p}$$

Pour un taux de chargement donné, la décision d'assurance dépend de la liaison dommage-revenu. Si le dommage est indépendant du revenu ( $d=d_0$ ), le membre de gauche de l'équation (13) diminue, et la vraisemblance d'un optimum en coin augmente : la probabilité d'assurance diminue. Si le dommage est proportionnel au salaire ( $k=i=C^{te}$ ), le membre de gauche de l'équation (13) demeure constant lorsque le salaire augmente ; la probabilité d'assurance aussi.

Mais supposons maintenant que le degré d'aversion absolue au risque soit constant :

$$(14) \quad u'(W) = e^{-rW},$$

où  $r$  est une constante positive.

Cette fois, en reportant (14) dans (11), on voit que la décision de ne pas s'assurer est prise quand :

$$(15) \quad e^{-rd(W)} = e^{-rk(W)W} < 1 + \frac{\lambda}{1-(1+\lambda)p}$$

Pour un taux de chargement et une probabilité de risque donnés, la décision d'assurance dépend encore de la liaison dommage-revenu mais dans un sens très différent de ce qui se passait quand le degré d'aversion relative au risque était constant. En effet, l'équation (15) montre qu'un dommage constant conduit cette fois à une probabilité d'assurance constante, et un dommage proportionnel au salaire à une probabilité d'assurance en diminution.

En conclusion, si le dommage n'augmente pas plus rapidement que le salaire, ce qui est vraisemblable, on n'assistera jamais à une augmentation de la probabilité d'assurance à probabilité de risque et taux de chargement constants, que le degré d'aversion relative au risque ou le degré d'aversion absolue au risque soient constants.

L'aversion au risque ne semble pas pouvoir expliquer la généralisation de la Sécurité Sociale. De plus, elle n'interdit pas l'élaguage des petits risques pratiqué par les pays industrialisés dans les années 80 lorsque le dommage augmente moins vite que le salaire.

Il est temps de réintroduire le taux de chargement. Les équations (13) ou (15) font en effet apparaître qu'un taux de chargement élevé favorise l'optimum en coin<sup>9</sup>. Illustrons ce point par une

simulation du taux de chargement critique  $\lambda^*$  au-dessus duquel il vaut mieux ne pas s'assurer. Le recensement de plusieurs études empiriques américaines effectué par Szpiro (1986) suggère, pour les pays industrialisés, des valeurs du degré d'aversion relative aux risques du travail comprises entre 1,5 et 10. Avec une assurance proportionnelle au salaire, et un taux d'incapacité fictif de 10%, l'équation (13) fournit les valeurs suivantes de  $\lambda^*$  en fonction de  $\beta$  et  $p$  :

TABLEAU 3 : Le taux de chargement critique (%)

$\beta \backslash p$	0.01	0.05	0.10
10	181	158	133
1.5	16	11	5

$\lambda^*$  est une fonction décroissante du risque. A efficacité constante des organismes d'assurance sociale, le pourcentage d'assurés doit être le plus faible dans les pays où les risques sont les plus élevés dans l'ensemble. Par exemple, pour un degré d'aversion relative au risque égal à 1.5, il n'y aurait pas d'assurance du tout dans un pays parfaitement homogène dont les habitants ont une probabilité de risque supérieure à 5%, si le taux de chargement y est égal à 11% -ce qui est juste la moyenne des pays en développement dans notre échantillon. L'assurance apparaîtrait dans ce pays dès que la croissance économique y ferait tomber la probabilité de risque au-dessous de 5%.

A un moment donné, les catégories exclues de l'assurance se caractérisent par un taux de chargement, un risque, et un degré d'aversion (absolue ou relative) au risque particulièrement élevés.

L'examen de 44 systèmes de Sécurité Sociale révèle cinq principaux motifs d'exclusion : l'absence d'activité professionnelle, le statut de non-salarié, l'exercice d'une activité marginale du point de vue du secteur ou de sa durée<sup>10</sup>, l'appartenance à une zone géographique<sup>11</sup>, la perception de revenus élevés ou l'âge quand il reflète un niveau de revenu. Sur l'ensemble des trois risques Retraite-Maladie-Accidents du travail<sup>12</sup> ces motifs d'exclusion sont cités respectivement 2.40, 1.47, 1.14, 0.21, 0.26 fois en moyenne. L'influence du chargement se manifeste dans les quatre premiers critères. Celle du risque est beaucoup moins évidente<sup>13</sup>.

TABLEAU 4 :

	EXCLU3	XRET	XSMEDT	XACCI
LPIB	-1.553 <sup>***</sup> (-3.908)	-0.711 <sup>***</sup> (-5.106)	-0.429 <sup>**</sup> (-2.073)	-0.410 <sup>**</sup> (-2.667)
CHAR	5.206 (0.986)	3.321 <sup>*</sup> (1.795)	1.250 (0.455)	0.516 (0.253)
CONSTANTE	16.540 (5.200)	6.373 (5.717)	4.859 (2.936)	5.314 (4.322)
R <sup>2</sup>	0.359	0.514	0.132	0.183
SEE	2.590	0.907	1.347	1.001
F	11.18	21.14	3.04	4.49
N	43	43	43	43

Notes: \* Coefficient significativement différent de 0 au seuil de 90%

\*\* Coefficient significativement différent de 0 au seuil de 95%

\*\*\* Coefficient significativement différent de 0 au seuil de 99%

t de Student entre parenthèses.

Le modèle décrit par les inéquations (13) ou (15) a été testé sur l'échantillon de 44 pays présenté dans la section 3. La probabilité de non-assurance ( $1-\alpha$ ) est donnée par :

$$(16) \quad 1-\alpha = \text{Prob.} \{ (1-p(W)) (h(W)-1) - \lambda < 0 \} \quad , \quad \text{avec } h(W) \geq 1$$

où  $h(W)$  prend par exemple l'une des valeurs indiquées à gauche des inéquations (13) ou (15). Cette probabilité n'est pas directement observée. On mesure au lieu le nombre de motifs d'exclusion de l'assurance, variable entière à valeurs comprises entre 0 et 15 (EXCLU3 : 3 régimes confondues), ou entre 0 et 5 (XRET : retraite, XSMEDT : Maladie, XACCI : Accidents du travail). La fonction  $(1-p(W)) (h(W)-1)$  est une fonction croissante du PIB par tête, a priori non linéaire. Le modèle estimé a la forme suivante :

$$X_t = a_0 + a_1 \text{LPIB}_t = a_2 \text{CHAR}_t + u_t$$

où  $X$  désigne l'une des quatre variables d'exclusion ci-dessus,  $t$  l'indice du pays (en 1980) et  $u_t$  un terme d'erreur. La forme logarithmique du PIB a donné des résultats sensiblement meilleurs que la forme linéaire, ce qui est conforme aux conclusions théoriques de cette sous-section. Néanmoins, cette fonction simple n'a aucune raison d'être la plus adaptée.

Les résultats du tableau 4 confirment le modèle théorique (le choix d'une meilleure forme fonctionnelle étant susceptible d'améliorer la qualité des ajustements). Les variables explicatives ont toujours le signe attendu. LPIB est significatif au seuil de 5% ou de 1% mais CHAR ne l'est qu'une fois au seuil de 10%.

### III.4 . Le taux de couverture.

Revenons à l'équation (11), pour étudier les propriétés de l'optimum intérieur. Si par exemple le degré d'aversion relative au risque est constant, le taux de couverture optimal est solution de l'équation :

$$(17) \left( \frac{W_2}{W_1} \right)^{-\beta} = \left( \frac{W-d+c(1-p')d}{W-cp'd} \right)^{-\beta} = 1 + \frac{\lambda}{1-p'}$$

Posons :  $d = k(W)W$  et  $\frac{\lambda}{1-p'} = \lambda'$  .

On tire de (17) après quelques manipulations :

$$(18) \quad c = \frac{1-1/k [1-(1+\lambda')^{-1/\beta}]}{1-p' [1-(1+\lambda')^{-1/\beta}]}$$

Dans le contexte de l'assurance,  $p' < 1/k$ . Le taux de couverture est donc une fonction décroissante du taux de chargement et de la probabilité de risque<sup>14</sup>. En outre, ces deux variables renforcent mutuellement leurs effets. Illustrons l'importance respective de ces trois effets par une simulation de  $c$  pour un taux d'incapacité fictif constant égal à 10%, et pour plusieurs valeurs de  $p$  et de  $\lambda$  .

TABLEAU 5 : Le taux de couverture optimal

(%)

$\beta$	$\lambda$		0	0.05	0.10	0.15
	$p$					
10	0.01		100	95	90	86
	0.05		100	95	90	85
	0.10		100	95	90	85
1.5	0.01		100	68	38	10
	0.05		100	66	35	6
	0.10		100	65	32	1

L'examen du tableau 5 montre que l'effet du chargement sur le taux de couverture est beaucoup plus sensible que celui du risque. L'effet d'interaction entre ces deux variables est souvent négligeable, et ne devient sensible que pour la valeur la plus basse (1.5) du degré d'aversion relative au risque.

Si  $\lambda$  et  $p$  sont tous deux petits devant 1, l'expression (18) peut être approximée

$$(19) \quad C \approx 1 - \frac{\lambda}{k\beta}$$

L'effet propre du risque est considéré comme négligeable dans cette formule. La simulation et la discussion précédentes révèlent que les effets des probabilités ( $p^B$ ,  $p^H$ ,  $P$ ) sur le taux de couverture des bas risques ou sur la forme qui interviennent théoriquement dans le modèle II, sont en fait petits devant ceux du chargement. Il n'y a donc pas en pratique beaucoup de différence entre les trois modèles pour ce qui est de la prévision des effets du développement économique sur les prestations sociales.

Un retour au tableau 2 montre que les taux de remplacement moyens du salaire diminuent quand on passe des pays en développement aux pays industrialisés. Or, cette variable, construite sur l'échantillon de 44 pays, est une mesure du taux de couverture moyen  $\bar{c}$ . L'observation empirique est, à première vue, en contradiction avec la diminution du taux de chargement pendant le processus de développement (il tombe en effet de 11% à 5% quand on passe d'un groupe de pays à l'autre). qui aurait dû provoquer la hausse du taux de remplacement moyen d'après (19). Mais ce fait ne réfute que les modèles I et III, qui prédisent,

en l'absence du chargement, une assurance complète pour tous les assurés. En revanche, si le modèle II est vrai, le taux de couverture moyen en l'absence de chargement ne serait pas égal à 100% mais à :

$\bar{c}_0 = (1-P) c^B + P$  . Le chargement ferait baisser ce taux (approximativement) jusqu'à :

$$(20) \quad \bar{c} = \bar{c} \left(1 - \frac{\lambda}{k\beta}\right)$$

Si le développement économique s'accompagne d'une diminution de la proportion de hauts risques (cf. la discussion de la sous-section 4.2),  $\bar{c}_0$  a tendance à baisser à moins d'une augmentation assez importante de  $c^B$ . Par ailleurs, l'effet contraire du chargement est amorti par la décroissance éventuelle du coefficient  $k$  en fonction du salaire. Il est donc tout à fait possible d'observer une diminution du taux de couverture moyen quand on passe des pays en développement aux pays industrialisés. Et ceci est à mettre à l'actif du modèle d'assurance efficiente avec information asymétrique.

### III.5. La croissance des prestations par tête.

Les résultats obtenus peuvent se résumer ainsi. Quand le niveau de développement est bas, une grande partie de la population active est soumise à un risque élevé. Le taux de chargement a tendance à être aussi élevé parce que les économies d'échelle ne sont guère possibles. La couverture est donc très partielle ou inexistante. Pour des taux de chargement très élevés, les bas risques sont les plus enclins à s'assurer. Mais ils ne pourront le faire que s'il y a discrimination des risques. Cela explique peut-être pourquoi la Fonction Publique et les industries modernes assurent leurs salariés en premier, alors que ceux-



ci courent les risques les plus bas, dans les pays en développement. Mais, pour des taux de chargement plus conformes aux réalités actuelles, les écarts de risque entre catégories socio-professionnelles ont sans doute peu d'effet sur leur couverture sociale. Le développement économique encourage surtout la propension à l'assurance et le taux de couverture à travers la diminution du taux de chargement. L'assurance sociale se généralise progressivement aux catégories qui en étaient exclues, caractérisées par un taux de chargement spécifique relativement élevé. Une fois la couverture sociale étendue à tout le monde et quasi-complète, les prestations par tête se mettent à croître à un rythme inférieur au salaire par tête (parce que  $e_{\alpha} \approx 0$  et  $e_c < 0$ ) tant que l'ensemble des risques continuent à diminuer. Ce scénario se poursuit sans doute aujourd'hui dans les pays industrialisés, à ceci près que les risques de chômage ont fortement tendance à y croître pour des raisons extérieures au modèle d'assurance. Ce facteur exogène de risque est susceptible de contrarier la tendance générale à la décélération des prestations par tête par rapport au salaire.

La croissance des prestations par tête prédite par les trois modèles d'assurance, qui s'accordent pour l'essentiel sur ce point, nous est apparue en définitive comme la résultante de quatre effets multiplicatifs :

- (i) l'effet de la croissance du dommage en fonction du salaire ;
- (ii) l'effet du développement économique sur les efforts d'auto-protection, conséquence du précédent, et sur les

probabilités de risque ;

(iii) l'effet du développement économique sur le chargement, et ses retombées sur le pourcentage d'assurés et sur les taux de couverture ;

(iv) l'effet de changements exogènes de la structure démographique agissant sur la demande d'assurance.

Il n'est évidemment pas question d'observer directement chacun de ces effets. Les résultats obtenus jusqu'ici nous ont seulement permis confirmer le troisième et de soupçonner les deux premiers. On s'est donc borné à estimer une équation réduite où le PIB par tête (à défaut du salaire moyen, inobservable) capte une grande partie des deux premiers, et peut-être aussi des autres. Les effets démographiques ne sont éventuellement saisis qu'à travers le pourcentage de la population âgée de 65 ans et plus (le pourcentage de population active, trop colinéaire au PIB, a été supprimé). L'équation est estimée sous forme log-linéaire, à l'exception du taux de chargement que l'équation (19) suggère d'inclure tel quel <sup>15</sup>.

TABLEAU 6 :

	LPROTT		LPRESPT		LPENS		LSMEDT		LPRACCID	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
LPIB	1.104*** (7.308)	1.123*** (7.271)	0.900*** (6.618)	0.957*** (7.333)	1.084*** (7.038)	1.131*** (7.393)	1.223*** (5.762)	1.237*** (5.767)	1.087*** (5.497)	0.866*** (4.075)
LPOP65	1.498*** (5.200)	1.380*** (4.124)	2.144*** (8.270)	1.799*** (6.364)	0.981*** (3.341)	0.697** (2.106)	0.699* (1.747)	0.537 (1.159)	-	-
CHAR	-	-1.071 (-0.705)	-	-3.138** (-2.444)	-	-2.577* (-1.713)	-	-1.518 (-0.710)	-	-5.967** (-2.217)
CONSTANTE	-5.681 (-7.740)	-5.492 (-6.986)	-6.172 (-9.340)	-5.616 (-8.457)	-3.122 (-4.173)	-2.666 (-3.426)	-5.985 (5.645)	-5.623 (-4.755)	-4.894 (-3.261)	-2.715 (-1.568)
R <sup>2</sup>	0.910	0.911	0.934	0.943	0.875	0.883	0.785	0.788	0.456	0.523
SEE	0.642	0.646	0.578	0.546	0.654	0.639	0.859	0.864	1.264	1.200
	205.99	135.81	291.37	219.81	143.32	101.03	71.15	46.99	30.22	19.21
N	44	44	44	44	44	44	42	42	38	38

Le tableau 6 procure une estimation des élasticités des prestations sociales par tête par rapport au PIB par tête après correction du chargement et d'un effet d'âge de la population. Toutes sont significativement positives au seuil de 1%, mais aucune n'est significativement supérieure à un au seuil de 5%. En outre, le calcul séparé de ces élasticités dans les pays industrialisés et en développement pour les quatre principales rubriques confirme ce diagnostic mais laisse tout de même apparaître des valeurs systématiquement plus basses sur l'échantillon des pays industrialisés (tableau 7). L'ensemble de ces observations confirme les rôles joués par l'augmentation du pourcentage d'assurés ( $e_{\alpha} > 0$ ) dans les pays en développement, et par la baisse de C ( $e_c < 0$ ) dans les pays industrialisés. Au total, ces deux effets se compensent à peu près et l'élasticité-PIB ne diffère pas significativement de un.

TABLEAU 7 :

	PRTOTT		PRESPT		PENS		SMEDT	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Elasticité-PIB par tête (corrigée des effets de CHAR et de LPOP65)	1.002 (5.292)	1.224 (3.953)	0.718 (1.737)	1.010 (5.309)	1.030 (5.428)	1.355 (3.828)	1.045 (3.405)	1.384 (2.931)

col. (1) : pays industrialisés

col. (2) : pays en développement

t de Student entre parenthèses.

## IV - ASSURANCE ET REDISTRIBUTION.

On pouvait douter de l'utilité de distinguer trois modèles d'assurance alternatifs, à l'examen des prestations sociales agrégées. Le test effectué n'était pas assez puissant, ni les données assez détaillées, pour tirer un bon parti du fait que le modèle II est le seul à prédire une plus faible couverture des bas risques. L'observation-contre-intuitive pour celui qui ne connaîtrait pas la théorie - d'une baisse du taux de remplacement moyen du salaire quand on compare les pays industrialisés aux pays en développement (voir le tableau 2) apportait néanmoins un premier soutien au modèle II, qui est le seul à pouvoir l'expliquer. L'étude des effets redistributifs va confirmer beaucoup plus nettement la supériorité de l'hypothèse d'efficience avec information asymétrique.

Sur ce point, les conclusions du modèle I (efficience et information parfaite) se séparent totalement des deux autres. Aucune redistribution n'y est en effet possible, chaque assuré payant exactement son prix actuariel. On y décrit une assurance "pure", et maximale.

A l'opposé, le modèle d'assurance juste (III) implique toujours des transferts des bas risques vers les hauts risques, les uns payant plus que leur prix actuariel, les autres moins. On y décrit une redistribution maximale.

Le modèle II (efficience et information asymétrique) débouche sur des conclusions intermédiaires, à la fois plus nuancées et plus riches. Lui seul en effet envisage la possibilité de transferts, et à

certaines conditions. Ceux-ci s'effectuent des bas risques vers les hauts risques, quand la solution efficiente requiert le versement par les premiers d'un prix supérieur à leur prix actuariel, et par les seconds d'un prix inférieur à leur prix actuariel. Cette situation se manifeste lorsque la proportion de hauts risques tombe au-dessous d'un seuil critique.

Dans la réalité, les effets redistributifs de la Sécurité Sociale ne sont la plupart du temps ni nuls, ni aussi grands qu'ils pourraient l'être. Les modèles I et III semblent réfutés vis-à-vis du modèle II. La présence de multiples discriminations catégorielles milite encore plus en faveur de ce dernier, puisqu'elle est exclue par les deux autres. Beaucoup de pays, en effet, pratiquent une certaine dose de discrimination des risques en séparant l'administration des caisses de Sécurité Sociale réservées à divers secteurs ou catégories socio-professionnelles. Ce système catégoriel est particulièrement développé en France.

A l'intérieur d'une catégorie quelconque  $i$ , les bas risques supportent un taux de la taxation (à revenu donné) égal à :

$$t_i = k c_i^B (p_i^B - p^B) \geq 0$$

Comme on vient de le rappeler, celui-ci n'est strictement positif que lorsque le pourcentage de hauts risques dans les catégories en question est inférieur à un seuil critique  $P^*$ . Le taux de transfert moyen sur l'ensemble de la catégorie n°  $i$  est égal à :

$$T_i = k(1-P_i) c_i^B (p_i^B - p^B) = k P_i (p_i^H - p_i^B)$$

Limitons-nous, pour simplifier l'exposé, à deux catégories (1,2) telles que :  $P_1 < P < P_2$  (si  $P_1=P_2$ , la catégorisation n'apporterait aucune information).  $\mu$  ( $0 < \mu < 1$ ) représente la part de la première dans la population totale. Quatre cas de figure sont possibles:

$$(a) P^* < P_1 < P < P_2$$

$$(b) P_1 < P^* < P < P_2$$

$$(c) P_1 < P < P^* < P_2$$

$$(d) P_1 < P < P_2 < P^*$$

Examinons cas par cas, l'effet d'une discrimination catégorielle sur le taux de transfert par tête sur l'ensemble de la population. Celui-ci est désigné par  $T_0(P, p^H, p^B)$  s'il n'y a pas de discrimination, et par  $T_c(P, p^H, p^B)$  s'il y en a .

Cas (a) :

La catégorisation en change rien pour personne. Chacun paie son prix actuariel,  $p^H$  ou  $p^B$ , et il n'y a pas de redistribution :

$$T_c^a = T_0^a = 0$$

Cas (b) :

La catégorisation améliore la situation de la catégorie n° 1, globalement la moins risquée. Elle permet en effet à ses membres à haut risque d'obtenir une assurance complète à un prix inférieur au prix actuariel, et à ses membres à bas risque de bénéficier d'une couverture plus complète à un prix encore avantageux (bien que supérieur au prix actuariel). Par ailleurs, la discrimination n'affecte pas la situation de la catégorie n° 2. Il y a cette fois une redistribution entre groupes de risque, mais limitée à la catégorie n° 1 :

$$T_c^k = \mu T_1 = \mu \cdot k (1-P_1) c_1^B (p_1^{B'} - p^B)$$

Par conséquent ,

$$T^b > T^b = 0$$

Cas (c) :

La catégorisation améliore la situation de la catégorie n° 1, pour les mêmes raisons qu'en (b). Mais ce progrès s'accomplit maintenant au détriment de la catégorie n° 2 dont les membres bénéficiaient du fait qu'ils se retrouvaient, avant la discrimination, en compagnie des gros bataillons de bas risques fournis par la catégorie n° 1.

Dans ce cas de figure, la redistribution est encore limitée à la catégorie n° 1 :

$$T_c^c = \mu T_1 = \mu \cdot k (1-P_1) c_1^B (p_1^{B'} - p^B)$$

tandis que, s'il n'y a pas de discrimination, elle peut s'étendre à toute la population :

$$T_o^c = k (1-P) c^B (p^{B'} - p^B)$$

Comparons  $T_o^c$  à  $T_c^c$  en nous rappelant que P est lié à  $P_1$  et  $P_2$  par la relation de définition :

$$P = \mu P_1 + (1-\mu) P_2$$

En reportant l'expression de P dans  $T_o^c$ , on obtient après quelques calculs et en tenant compte de la contrainte sociale de ressources (cf. l'équation (17) de la section 1) :

$$T_o^c - T_c^c = k \cdot (1-P) c^B p^{B'} - k \cdot [\mu(1-P_1) c_1^B p_1^{B'} + (1-\mu) (1-P_2) c_2^B p^B]$$

On reconnaît à droite la différence des taux de prélèvement moyens sur les bas risques, sans et avec discrimination des risques. Crocker et Snow (1986, P. 326) montrent que la discrimination

catégorielle permet de réduire le coût des ressources allouées à la catégorie la moins risquée lorsqu'elle peut être elle-même effectuée avec un coût négligeable. En outre, si la catégorisation bénéficie effectivement à la catégorie n° 1, les ressources dégagées seront transférées au moins aux bas risques de la catégorie n° 2. Autrement dit, une catégorisation efficiente implique une économie de prélèvement sur les bas risques :

$$T_o^c \geq T_c^c$$

Cas (d) :

Ce cas est semblable à (c) : la catégorie n° 1 bénéficie de la discrimination au détriment de la catégorie n° 2. Toutefois, la redistribution a lieu cette fois à l'intérieur des deux catégories :

$$\begin{aligned} T_o^d &= \mu T_1 + (1-\mu) T_2 \\ &= k. [\mu(1-P_1) c_1^B (p_1^{B'} - p_1^B) + (1-\mu) (1-P_2) c_2^B (p_2^{B'} - p_2^B)] \end{aligned}$$

La redistribution qui s'effectuerait s'il n'y avait pas de discrimination aurait la même expression que dans le cas (c), et :

$$T_o^d \geq T_c^d$$



L'analyse de ces quatre cas montre que la discrimination catégorielle a, sur le taux de transfert moyen, des effets contraires, selon que la proportion de hauts risques est supérieure ou inférieure au seuil critique  $P^*$ . Or nous avons vu en 4.2 que le premier cas de figure est plus vraisemblable dans les pays en développement, et le second dans les pays industrialisés. Par conséquent, la discrimination catégorielle a tendance à :

- augmenter le taux de transfert moyen dans les pays en développement (cas (a) et (b)) ;
- diminuer le taux de transfert moyen dans les pays industrialisés (cas (c) et (d)).

Autrement dit, les systèmes de Sécurité Sociale catégoriels sont moins redistributifs que les systèmes uniformes (non catégoriels) dans les pays riches, mais ils le sont plus dans les pays pauvres ! Par ailleurs, l'étude de tous les cas de figure révèle que la catégorisation sera plus facilement acceptée dans les pays en développement où elle ne fait de tort à personne, que dans les pays industrialisés où elle se fait a priori au détriment des catégories globalement les plus risquées. Les cotisations sociales sont une forme de prélèvement qui convient mieux aux systèmes peu redistributifs que l'impôt sur le revenu. Leur expansion relative devrait donc être stimulée par la discrimination catégorielle dans les pays industrialisés, mais contrariée par elle dans les pays en développement. La même conclusion est applicable aux assurances sociales par rapport à l'assistance. Les ratios RC et RA définis au tableau 2 devraient donc enregistrer les effets redistributifs de la discrimination catégorielle.

Il nous reste à examiner l'incidence du développement économique sur les effets redistributifs de la Sécurité Sociale. Il transite par les probabilités ( $P$ ,  $p^H$ ,  $p^B$ ) qui ont été supposées constantes dans la discussion précédente.

Pour éliminer l'effet direct de la croissance économique sur le dommage, on va remplacer le taux de transfert moyen par le poids relatif de la fonction de redistribution par rapport à la fonction d'assurance pure :

$$\begin{aligned} \frac{T}{A} &= \frac{k(1-P) c^B (p'^B p^B)}{k(1-P) c^B p^B} \\ &= \frac{p'^B}{p^B} - 1 \end{aligned}$$

Ce ratio, calculé pour une catégorisation donnée, ne dépend plus ni de  $k$ , ni de  $P$ , ni de  $c^B$ . Il mesure la divergence du prix effectif de l'assurance avec son prix actuariel qui est due au transfert des bas risques vers les hauts risques<sup>16</sup>. En reprenant le modèle II, on peut montrer que, lorsque le pourcentage de hauts risques  $P$  diminue, ce ratio augmente en général. Or on sait que le développement économique a tendance à diminuer  $P$ . Le modèle II conclut par conséquent à un accroissement relatif des transferts par rapport à l'assurance pure au cours du développement économique.

Le modèle III d'assurance juste débouche sur une conclusion opposée. Selon lui, en effet, on a :

$$\begin{aligned} \left(\frac{T}{A}\right)_{III} &= \frac{k(1-P) (\bar{p}-p^B)}{k(1-P) p^B} \\ &= \frac{\bar{p}}{p^B} - 1 \end{aligned}$$

Si l'efficacité marginale de l'auto-protection est décroissante, ce ratio devrait être une fonction décroissante du développement économique. Autrement dit, une assurance juste verrait se développer le poids relatif de la fonction d'assurance pure.

Les deux prédictions contenues de cette section ont pu être testées sur notre échantillon de 44 pays divisé en deux groupes : 20 pays industrialisés et 24 pays en développement. Les variables expliquées sont l'inverse des ratios ci-dessus (RA, RC), éventuellement en logarithmes (LRA, LRC). On a pu estimer le modèle linéaire suivant :

$$\begin{pmatrix} (L) RA_{tj} \\ (L) RC_{tj} \end{pmatrix} = b_0 + b_1 LPIB_t + b_2 CAT_t + \sum_{j=1}^4 b_{3j} D_j + v_t$$

Dans le tableau 8, on a pris pour CAT un indice synthétique de discrimination catégorielle, qui est simplement la somme des composantes (CREL, CETH, DISCRIM, - FED/CREL ou CETH = 1). Ces dernières, mises sous forme de variables muettes, sont introduites dans le tableau 9. Elles décrivent la faiblesse de la concentration religieuse ou ethnique d'un pays, son degré de discrimination économique, et son organisation fédérale si ses groupes religieux ou ethniques sont hétérogènes. Les deux premières variables et la quatrième sont construites à partir du World Factbook édité par la CIA (1981), et la troisième à partir du World Handbook of Political and Social Indicators de Taylor et Jodice (1983). Ces indicateurs sont censés mesurer l'inverse du coût de la discrimination catégorielle dans un pays. Ils sont connus pour l'année 1980, mais varient très lentement. Des renseignements plus précis sur la construction de ces indicateurs sont communiqués en annexe. Enfin, les variables  $D_j$  ( $j=(1,2,3,4)$ ) sont des variables muettes d'année

(l'année de référence est 1960) : 1965, 1970, 1977, 1980.

Les résultats consignés dans les tableau 8 et 9 soutiennent les prédictions du modèle II (assurance efficiente avec information asymétrique) et réfutent celles des deux autres. Le PIB par tête a le plus souvent un effet négatif significatif sur les ratios(RA, RC) ou leurs logarithmes. Les indicateurs de discrimination catégorielle, en dépit de leur caractère fruste, ont en général des effets fortement significatifs (au seuil de 1%) et conformes aux prédictions du modèle II. Etant donné leur caractère souvent paradoxal et peu intuitif, il s'agit sans aucun doute d'un test puissant de la validité des hypothèses d'efficiencie et d'information asymétrique. La confirmation de ces dernières ne signifie cependant pas que les hypothèses alternatives d'assurance juste et de parfaite discrimination des risques ne puissent être mieux vérifiées pour certains pays. Elle suggère seulement qu'elles ne le sont pas dans la majorité des cas.

TABLEAU 8.

	RA		LRA				RC		LRC			
	(1)		(2)	(1)		(2)	(1)		(2)	(1)		(2)
	a	b		a	b		a	b		a	b	
$10^{-3}$ x LPIB	-1.51 (-0.94)	-3.97*** (-2.67)	0.56 (0.96)	0.03 (0.14)	-0.53*** (-2.27)	0.55*** (3.22)	-0.95*** (-3.14)	-1.22*** (-4.53)	-0.35*** (-2.72)	-0.76*** (-3.30)	-0.88*** (-4.31)	-0.36*** (-3.15)
CAT	2.33*** (2.71)	2.89*** (3.25)	-1.83*** (-4.00)	0.36*** (2.88)	0.48*** (3.50)	-0.52*** (-3.87)	0.83*** (5.14)	0.89*** (5.55)	-0.39*** (-3.90)	0.52*** (4.16)	0.54*** (4.46)	-0.29*** (-3.16)
LPIND	5.09*** (3.25)	-	-	1.15*** (5.09)	-	-	0.56 (1.91)	-	-	0.24* (1.05)	-	-
D <sub>1</sub>	2.36 (1.20)	2.79 (1.35)	-0.04 (-0.03)	0.18 (0.62)	0.28 (0.85)	0.16 (0.40)	0.39 (1.06)	0.44 (1.17)	0.05 (0.16)	0.44 (1.56)	0.46 (1.64)	0.13 (0.49)
D <sub>2</sub>	3.39 (1.63)	3.91 (1.79)	0.70 (0.51)	0.32 (1.06)	0.44 (1.28)	0.36 (0.88)	0.57 (1.48)	0.63 (1.60)	0.12 (0.38)	0.57 (1.92)	0.60 (2.00)	-0.002 (-0.01)
D <sub>3</sub>	2.66 (1.13)	4.16 (1.71)	0.59 (0.43)	0.30 (0.88)	0.64 (1.68)	0.46 (1.13)	1.32 (2.99)	1.49 (3.37)	0.52 (1.73)	0.99 (2.91)	1.06 (3.18)	0.27 (1.01)
D <sub>4</sub>	1.10 (0.43)	4.02 (1.60)	4.22 (3.01)	-0.10 (-0.26)	0.57 (1.45)	1.01 (2.44)	0.96 (2.00)	1.28 (2.81)	0.59 (1.90)	0.91 (2.47)	1.05 (3.04)	0.37 (1.33)
Constante	2.87 (0.21)	32.69*** (2.95)	0.39 (0.11)	-2.00 (-0.99)	4.76*** (2.75)	-3.07*** (-2.89)	6.61** (2.52)	9.91*** (4.95)	3.83*** (4.86)	4.69* (2.32)	6.08*** (4.00)	2.58*** (3.59)
$\bar{R}^2$	0.20	0.11	0.22	0.30	0.10	0.26	0.33	0.31	0.17	0.24	0.24	0.13
SEE	5.87	6.19	4.16	0.85	0.96	1.23	1.10	1.12	0.91	0.85	0.85	0.83
F	4.22	2.85	5.56	6.63	2.65	6.82	7.39	7.77	4.41	5.13	5.80	3.51
N	92	92	100	92	92	100	92	92	100	92	92	100

t de Student entre parenthèses

\*  $|t| > 1$ 

\*\* Elasticité différente de zéro au seuil de 5%

\*\*\* Elasticité différente de zéro au seuil de 1%

	RA			LRA			RC			LRC		
	(1)		(2)	(1)		(2)	(1)		(2)	(1)		(2)
	a	b		a	b		a	b		a	b	
$10^{-3}$ LPIB	-1.67* (-1.05)	-3.74** (-2.55)	-0.13 (-0.20)	-0.10 (-0.46)	-0.55** (-2.54)	0.39** (2.11)	-0.96*** (-3.18)	-1.13*** (-4.22)	-0.49*** (-3.51)	-0.84*** (-3.76)	-0.84*** (-4.24)	-0.44*** (-3.78)
LPIND	4.63*** (2.82)	-	-	1.00*** (4.39)	-	-	0.38* (1.24)	-	-	-0.01 (-0.05)	-	-
CREL	7.49*** (3.77)	8.26*** (4.04)	-3.34*** (-2.79)	1.42*** (5.20)	1.59*** (5.29)	-1.65*** (-4.97)	1.51*** (4.03)	1.57*** (4.23)	-0.97*** (-3.85)	1.13*** (4.05)	1.13*** (4.10)	-0.91*** (-4.32)
CETH	1.43 (0.65)	3.57* (1.68)	0.45 (0.36)	0.65** (2.16)	1.11*** (3.56)	0.14 (0.41)	0.91** (2.21)	1.09*** (2.81)	-0.20 (-0.77)	0.95*** (3.08)	0.94*** (3.29)	-0.51 (-2.31)
DISCRIM	1.47* (1.15)	1.55* (1.17)	-3.16** (-2.62)	-0.05 (-0.26)	-0.03 (-0.14)	-0.68 (-2.05)	0.84*** (3.48)	0.84*** (3.50)	-0.34* (-1.33)	0.42** (2.36)	0.42** (2.37)	0.11 (0.50)
CAT.FED	-9.70*** (-2.73)	-13.86*** (-4.12)	-2.85* (-1.10)	-1.99*** (-4.06)	-2.89*** (-5.86)	-0.65 (-0.91)	-2.72*** (-4.06)	-3.07*** (-5.01)	-0.62* (-1.15)	-2.37*** (-4.73)	-2.36*** (-5.21)	-0.21 (-0.47)
D <sub>1</sub>	2.36 (1.24)	2.70 (1.37)	0.15 (0.11)	0.20 (0.77)	0.28 (0.96)	0.22 (0.59)	0.38 (1.06)	0.41 (1.14)	0.09 (0.32)	0.45 (1.69)	0.45 (1.70)	0.16 (0.66)
D <sub>2</sub>	3.19 (1.59)	3.64 (1.76)	1.00 (0.72)	0.33 (1.19)	0.43 (1.40)	0.50 (1.30)	0.52 (1.39)	0.56 (1.49)	0.20 (0.67)	0.57 (2.03)	0.57 (2.04)	0.06 (0.24)
D <sub>3</sub>	2.71 (1.18)	3.91 (1.67)	1.11 (0.81)	0.41 (1.29)	0.67 (1.94)	0.66 (1.73)	1.28 (2.95)	1.38 (3.23)	0.66 (2.29)	1.02 (3.14)	1.02 (3.21)	0.39 (1.61)
D <sub>4</sub>	1.26 (0.51)	3.76 (1.55)	4.87 (3.41)	0.06 (0.17)	0.60 (1.68)	1.24 (3.15)	0.95 (2.03)	1.16 (2.63)	0.71 (2.39)	1.00 (2.85)	1.00 (3.05)	0.44 (1.76)
Constante	5.50 (0.39)	31.53*** (2.89)	4.44* (1.05)	-0.60 (0.31)	5.00*** (3.13)	-2.16* (-1.83)	7.22** (2.74)	9.38** (4.73)	4.71*** (5.29)	5.92*** (3.00)	5.86*** (3.99)	3.06*** (4.13)
$\bar{R}^2$	0.26	0.20	0.21	0.41	0.28	0.35	0.37	0.37	0.24	0.33	0.34	0.33
SEE	5.64	5.87	4.17	0.78	0.86	1.54	1.06	1.07	0.87	0.80	0.79	9.73
F	4.19	3.48	3.90	7.44	5.01	6.87	6.43	6.94	4.45	5.48	6.16	6.42
N	92	92	100	92	92	100	92	92	100	92	92	100

t de Student entre parenthèses

\*  $|t| > 1$

\*\* Elasticité différente de zéro au seuil de 5%

\*\*\* Elasticité différente de zéro au seuil de 1%

RESUME ET CONCLUSION.

Les systèmes de Sécurité Sociale ont explicitement pour fonction de couvrir la population, et particulièrement les personnes actives, contre les risques affectant leur revenu et leur aptitude au travail. Il est donc naturel de considérer qu'ils s'apparentent à des marchés d'assurance et de prévoyance, à l'exception des allocations familiales. On ne trouve pourtant guère d'auteur pour envisager cette hypothèse. La négligence de la fonction d'assurance sociale peut s'expliquer par la tendance, née d'une observation superficielle ou d'un préjugé tenace, à croire que les transferts sociaux et la fiscalité, y compris les prestations et les cotisations de Sécurité Sociale, ne sont pas liés au risque individuel, puisqu'assis sur le revenu, et ont donc une fonction de redistribution plus que d'assurance sociale.

Nos analyses conduisent à dissiper cette impression. L'hypothèse d'assurance s'ajuste remarquablement à la Sécurité Sociale si l'on veut bien admettre que les dommages occasionnés par les risques du travail professionnel ont une partie fixe et une partie proportionnelle au salaire. Les prélèvements fiscaux ou les cotisations sociales s'apparentent aux primes, et les prestations sociales aux indemnités, d'une assurance contre les risques du travail.

L'étude des propriétés de cette assurance requiert néanmoins l'usage de théories explicites. On fait appel à trois modèles purs alternatifs : l'assurance efficiente en information parfaite (I), l'assurance efficiente en information asymétrique (II), et l'assurance juste (III). En cas d'hétérogénéité des risques, le premier modèle

conclut à des assurances complètes au prix actuariel pour chaque groupe de risque, lorsqu'il n'y a ni chargement, ni risque moral, ni corrélation des risques. Dans les mêmes conditions, le second modèle implique en revanche l'assurance complète des "hauts risques" seuls, et l'assurance partielle des "bas risques". Le troisième modèle, enfin, aboutit à une assurance complète égale pour tous. La référence à trois hypothèses bien contrastées évite que l'on s'enferme tout de suite dans une vision théorique inadéquate ou partielle. Ce devrait être un atout pour aborder l'étude scientifique d'une institution aussi complexe et inexplorée, dont la simple évocation suffit parfois à déclencher une levée de boucliers.

Pour commencer, on montre que les idées d'assurance et de redistribution ne sont pas antinomiques. La relation des efforts d'auto-protection au dommage introduit une liaison décroissante du risque avec le revenu, qui justifie le choix des revenus d'activité comme assiette des prélèvements de Sécurité Sociale et le rôle des entreprises dans la discrimination des salariés selon la rémunération. L'hypothèse d'assurance rend alors compte de la dégressivité des prélèvements sociaux en fonction du salaire et, dans certains cas, de la progressivité des prestations sociales.

On examine ensuite l'effet du développement économique sur la couverture sociale et sur les prestations sociales par tête. On s'aperçoit qu'il n'y a pas beaucoup de différence en pratique entre les trois modèles d'assurance utilisés pour ce qui est de la prévision des effets du développement économique sur les prestations sociales. Le



développement économique encourage surtout la généralisation de l'assurance et le taux de couverture des assurés à travers la diminution du taux de chargement. Les catégories exclues du bénéfice de la Sécurité Sociale à un moment donné sont caractérisées par un taux de chargement spécifique relativement élevé (inactifs, indépendants, catégories marginales). Une fois la couverture sociale étendue à tout le monde et quasi-complète, les prestations par tête se mettent à croître à un rythme inférieur au salaire par tête tant que l'ensemble des risques continuent à diminuer. Néanmoins, ce scénario peut être perturbé par des changements de la structure démographique agissant sur la demande d'assurance (parts des salariés, des personnes âgées, etc...), par une croissance de la partie fixe du dommage plus rapide que le salaire (due par exemple à une inflation du coût des soins médicaux), et par l'accroissement éventuel de certains risques (dû par exemple à la montée du chômage). L'analyse d'un échantillon de 44 pays (20 pays industrialisés, et 24 pays en développement) observés en 1980 confirme la discussion théorique en révélant une élasticité des prestations sociales par tête par rapport au PIB par tête non significativement supérieure à un au seuil de 95%, mais tout de même plus élevée en général dans les pays en développement.

On étudie pour finir le poids relatif de la fonction d'assurance pure par rapport à la fonction de redistribution. Les conclusions des trois modèles d'assurance utilisés divergent considérablement sur ce point. Le premier (I) est un modèle d'assurance pure sans aucune redistribution, le second (II) prévoit la possibilité

de transferts à certaines conditions seulement et d'une discrimination catégorielle des risques, le troisième (III) décrit une redistribution maximale et en toutes circonstances. Dans la réalité, les effets redistributifs de la Sécurité Sociale ne sont la plupart du temps ni nuls ni aussi grands qu'ils pourraient l'être, et une certaine dose de discrimination catégorielle des risques existe dans de nombreux pays. Les modèles I et III semblent donc réfutés devant le modèle II. Ce dernier prédit l'accroissement du poids relatif des transferts par rapport à l'assurance pure au cours du développement économique (le modèle III aboutissant à la conclusion inverse). Il débouche enfin sur le paradoxe suivant : les systèmes de Sécurité Sociale catégoriels sont moins redistributifs que les systèmes non catégoriels dans les pays industrialisés, mais ils le sont plus dans les pays en développement. L'analyse économétrique de notre échantillon de pays-années a nettement confirmé ces deux séries de prédictions.

## REFERENCES

- ACKERMANN, W. 1978, "State, Security and Insurance", The Geneva Papers on Risk and Insurance, n° 10, pp. 3-43.
- BIT, 1981, 1985a, Le coût de la Sécurité Sociale, Genève.
- 1985b, The cost of Social Security : basic tables, Genève.
- CROCKER, K.J. et SNOW, A. 1986, "The efficiency effects of categorical discrimination in the insurance industry", Journal of Political Economy 94, pp. 321-344
- EHRlich, I. et BECKER, G.S. 1972, "Market insurance, self-insurance, and self-protection", Journal of Political Economy 80,
- HATCHUEL, G. 1985, Transferts sociaux et redistribution, rapport MIRE-CREDOC.
- KOLM, S.C. 1972, Justice et équité, Paris : Eds du CNRS.
- LEVY-GARBOUA, L. 1985, "Les politiques sociales efficientes", Recherches Economiques et Sociales, n°s 13-14, pp. 41-73.
- 1986, "Justice et assurance", in Les systèmes de Sécurité Sociale, rapport à la MIRE et au CGP, Paris : CREDOC.
- NATIONAL FOREIGN ASSESSMENT CENTER (CIA) 1981, The world factbook, Washington : US Government Printing Office.
- SZPIRO, G.G. 1986, "Measuring risk aversion : an alternative approach", Review of Economics and Statistics 68, pp. 156-159.
- TAYLOR, C.L. et JODICE, D.A. 1983, World handbook of political and social indicators, vol. 1, Yale University Press.
- US DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES 1982, Social security programs throughout the World, Washington : US Government Printing Office.
- VARIAN, H.R. 1980, "Redistributive taxation as social insurance", Journal of Public Economics 14, pp. 49-68.

Notes :

- <sup>1</sup> Seuls les prélèvements ont été observés dans cette enquête.
- <sup>2</sup> Dans quelques pays, l'information est manquante pour certaines années.
- <sup>3</sup> Les statistiques internationales employées dans cette étude ne permettent pas d'observer les prestations moyennes à l'intérieur des divers groupes ou catégories de risque.
- <sup>4</sup> On suppose que la loi des grands nombres continue de s'appliquer au sous-ensemble de la population soumis à un même dommage ou, en vertu de la liaison du dommage au revenu, à l'intérieur d'une même tranche de revenus.
- <sup>5</sup> Appelons  $C$  le terme entre crochets de l'équation (7). La prestation moyenne par assuré calculée sur l'ensemble de la population vaut :

$$PRA = \int_0^{+\infty} C(W) (d_0 + iW) f(W) dW = E [C(W) (d_0 + iW)] = \bar{C} (d_0 + i\bar{W}) + i \text{cov}(C(W), W) ,$$

en désignant par  $f(W)$  la fonction de densité du revenu et par  $\bar{C}$  et  $\bar{W}$  les espérances mathématiques respectives de  $C$  et de  $W$ .

- <sup>6</sup> Ecrivons autrement l'expression de PRA tirée de la note précédente :

$$PRA = \left[ \bar{k} \bar{C} + i \frac{\rho(C,W) \sigma_C \sigma_W}{\bar{W}} \right] \bar{W} , \text{ où } \bar{k} = i = \frac{d_0}{\bar{W}}$$

$$= \left[ 1 + \frac{i}{\bar{k}} \cdot \rho(C,W) \frac{\sigma_C}{\bar{C}} \frac{\sigma_W}{\bar{W}} \right] \bar{k} \bar{C} \bar{W}$$

$$= \left[ 1 + \frac{i}{\bar{k}} \cdot \rho(C,W) CV(C) CV(W) \right] \bar{k} \bar{C} \bar{W}$$

Le terme entre crochets varie sans doute très peu avec le revenu, et dans un sens ambigu.

- <sup>7</sup> Le prix de l'assurance intervient indirectement dans la décision d'assurance par l'intermédiaire des revenus nets  $W_2$  et  $W_1$ .
- <sup>8</sup> Dans ce paragraphe et le suivant, le réexamen complet du modèle II n'est pas entrepris. Les transferts éventuels des bas risques vers les hauts risques sont ignorés puisque le chargement est censé être la seule cause de divergence possible entre le prix effectif et le prix actuariel. Cette simplification ne devrait pas avoir d'inconvénients car les transferts sont sans effet sur les prestations totales.
- <sup>9</sup> Si le prix de l'assurance de l'assurance est inférieur à l'unité, c'est-à-dire si la prime ne dépasse pas l'indemnité, ce qui est tout à fait plausible.
- <sup>10</sup> Les gens de maison et les travailleurs saisonniers sont souvent cités.
- <sup>11</sup> Motif fréquent dans les pays fédéraux et dans certains pays d'Amérique Latine.

12 Le risque chômage, n'étant couvert que dans les pays les plus industrialisés, n'est pas pris en compte dans ce calcul.

13 Ce n'est pas très étonnant. Dans les équations (13) ou (15) en effet, le membre de droite est très voisin de  $(1+\lambda)$  si la probabilité de risque est assez petite. L'influence du risque est du second ordre par rapport à celle du taux de chargement.

14 Relation vraie si l'on suppose que le prix  $p'$  est une fonction croissante de la probabilité de risque, ce qui est exact notamment si  $p' = (1+\lambda) p$ .

15 On considère en effet que le chargement exerce un effet de réduction proportionnel sur les taux de couverture des hauts risques et des bas risques, et par conséquent sur le coefficient  $C$  de l'équation (8). En passant aux logarithmes, on a :

$$\begin{aligned} \ln PR &= \ln PR(\lambda=0) + \ln \left(1 - \frac{\lambda}{k\beta}\right) \\ &\approx \ln PR(\lambda=0) - \frac{\lambda}{k\beta} \end{aligned}$$

16 S'il y a du chargement, on peut remplacer  $p^B$  par  $(1+\lambda) p^B$ , et mesurer toujours à travers le ratio  $T/A$  l'effet du transfert sur le prix de l'assurance.

## ANNEXE

## INDICATEURS DE DISCRIMINATION CATEGORIELLE DES RISQUES LIES

AU TRAVAIL PROFESSIONNEL  
(ANNEE 1980)

## ----- ZONE=PAYS INDUSTRIALISES -----

PAYS	AGRI	PIND	CETHQ	CRELQ	PPC	DISPOP	DISCRIM	CETH	CREL	CATFED	CAT
CAN	5.4	7.4734	44	48	0.0	27	1	1	1	1	2.0
USA	2.7	8.0759	86	32	0.0	12	1	0	0	1	1.0
JAP	10.4	20.6976	99	84	5.0	0	0	0	0	0	0.5
AUS	6.5	21.6920	99	98	0.0	0	0	0	0	0	0.0
AUT	10.0	6.9300	98	85	1.0	3	0	0	0	0	0.5
BEL	3.0	23.8620	55	97	1.8	4	0	1	0	0	1.0
DAN	8.0	10.3960	.	96	0.0	0	0	0	0	0	0.0
FIN	11.5	6.6375	92	93	17.8	0	1	0	0	0	1.0
FRA	8.7	16.8905	45	83	21.3	7	1	1	0	0	2.5
RFA	6.0	9.0240	99	49	0.0	4	0	0	1	0	1.0
GRE	29.0	25.4180	99	99	4.1	0	0	0	0	0	0.0
ITA	14.2	21.0210	.	99	30.0	0	1	0	0	0	1.0
PB	4.9	15.9768	99	40	1.7	41	1	0	1	0	2.0
NOR	8.4	9.6180	.	96	0.4	0	0	0	0	0	0.0
ESP	19.4	20.1500	.	99	10.4	0	1	0	0	0	1.0
SUE	5.6	7.6464	98	93	5.6	0	0	0	0	0	0.0
SUI	7.3	3.2445	69	53	1.5	4	0	1	1	1	0.5
RU	2.6	6.8180	83	48	0.0	4	0	0	0	0	0.0
IRL	19.0	9.3150	.	94	0.0	0	0	0	0	0	0.0
NZ	11.0	.	87	81	0.0	8	0	0	0	0	0.5

## ----- ZONE=PAYS EN DEVELOPPEMENT -----

## -- REGION=PAYS DE L'EST --

PAYS	AGRI	PIND	CETHQ	CRELQ	PPC	DISPOP	DISCRIM	CETH	CREL	CATFED	CAT
BUL	.	.	85	85	.	0	0	0	0	0	0.5
TCH	14.2	1.4586	64	77	.	6	0	1	1	0	1.5
HON	22.0	4.5240	92	67	.	0	0	0	1	0	1.0
POL	30.4	.	99	95	.	0	0	0	0	0	0.0

## -- REGION=EUROPE SUD,AFRIQ.NORD ET PROCHE-ORIENT --

PAYS	AGRI	PIND	CETHQ	CRELQ	PPC	DISPOP	DISCRIM	CETH	CREL	CATFED	CAT
POR	27.3	13.4495	.	97	21.0	0	1	0	0	0	1.0
MAR	.	.	99	99	0.5	0	0	0	0	0	0.0
TUN	33.3	.	98	98	.	0	0	0	0	0	0.0
CHY	22.5	.	78	78	25.7	.	1	0	0	0	2.0
ISR	6.3	21.2699	.	85	5.0	43	1	1	0	0	2.5
TUR	.	.	85	99	0.0	0	0	0	0	0	0.0

## -- REGION=AMERIQUE DU SUD --

PAYS	AGRI	PIND	CETHQ	CRELQ	PPC	DISPOP	DISCRIM	CETH	CREL	CATFED	CAT
BAR	8.8	22.1616	80	70	0	.	0	0	1	0	1.0
BOL	46.4	.	63	90	0	60	1	1	0	0	2.0
COL	.	.	58	95	9	20	1	1	0	0	2.0
CRI	27.4	.	98	95	0	5	0	0	0	0	0.0
CHI	16.3	33.8985	95	89	.	5	0	0	0	0	0.0
SAL	.	.	92	97	.	10	1	0	0	0	1.0
GUA	.	.	59	90	.	56	1	1	0	0	2.0
NIC	.	.	69	95	.	14	1	1	0	0	1.5
PAN	29.4	17.3676	70	90	0	14	1	1	0	0	1.5
URU	.	.	90	66	.	0	0	0	0	0	0.0
VEN	15.0	26.6050	67	96	1	15	1	1	0	0	1.5

## -- REGION=ASIE --

PAYS	AGRI	PIND	CETHQ	CRELQ	PPC	DISPOP	DISCRIM	CETH	CREL	CATFED	CAT
IND	.	.	72	83	9.1	0	0	1	0	0	0.0
MLS	.	.	50	49	0.0	53	1	1	1	0	3.0
SRI	.	.	71	64	1.8	20	1	1	1	0	2.5

## CONSTRUCTION DU TABLEAU.

## 1 - Pays

a) *Pays industrialisés.*

CAN - Canada ; USA-USA ; JAP - Japon ; AUS - Australie ; AUT - Autriche ;  
 BEL - Belgique ; DAN - Danemark ; FIN - Finlande ; FRA - France ; RFA -  
 République Fédérale d'Allemagne ; GRE - Grèce ; ITA - Italie ; PB - Pays-Bas ;  
 NOR - Norvège ; ESP - Espagne ; SUE - Suède ; SUI - Suisse ; RU - Royaume-Uni ;  
 IRL - Irlande ; NZ - Nouvelle-Zélande.

b) *Pays en développement.*Pays de l'Est

BUL - Bulgarie ; TCH - Tchécoslovaquie ; HON - Hongrie ; POL - Pologne ;

Europe du Sud, Afrique du Nord et Proche-Orient.

POR - Portugal ; CHY - Chypre ; ISR - Israël ; TUR - Turquie ; MAR - Maroc ;  
 TUN - Tunisie.

Amérique du Nord

BAR - Barbades ; BOL - Bolivie ; COL - Colombie ; CRI - Costa-Rica ; CHI - Chili ;  
 SAL - Salvador ; GUA - Guatemala ; NIC - Nicaragua ; PAN - Panama ; URU ; Uruguay ;  
 VEN - Vénézuéla

Asie

IND - Inde ; MLS - Malaisie ; SRI - Sri-Lanka

## 2 - Indicateurs de discrimination catégorielle des risques liés au travail professionnel.

AGRI : Pourcentage de la population active occupée dans l'agriculture

Sources : BIT, 1966, 1983, Annuaire des statistiques du travail, Genève.

PIND : Pourcentage de la population active occupée dans les professions indépendantes, non-salariées.

Source :

CETHQ : Pourcentage du groupe ethnique, racial ou linguistique le plus nombreux dans la population totale.

Source : NATIONAL FOREIGN ASSESSMENT CENTER, 1981, The World Factbook, Washington : US Government Printing Office.

- CRELQ** : Pourcentage du groupe religieux le plus nombreux dans la population totale.
- Source : NATIONAL FOREIGN ASSESSMENT CENTER, 1981, The World Factbook, Washington : US Government Printing Office.
- PPC** : Part électorale (en %) du Parti Communiste aux dernières élections législatives.  
C'est un indicateur du fractionnement des salariés, et de la présence d'une catégorie défavorisée parmi eux.
- Source : NATIONAL FOREIGN ASSESSMENT CENTER, 1981, The World Factbook, Washington : US Government Printing Office.
- DISPOP** : Pourcentage de la population faisant l'objet d'une discrimination économique dans la population totale.  
La discrimination économique est définie comme interdiction de l'accès à des positions économiques valorisantes en raison de caractères ethniques, linguistiques, religieux ou régionaux.
- Source : TAYLOR, C.L. et JODICE, D.A. 1983, World Handbook of Political and Social Indicators, vol. 1, Yale University Press.
- DISRIM** : = 1 si PPC ou DISPOP  $\geq$  10% ;  
= 0 sinon
- CETH** : Variable binaire construite d'après CETHQ  
= 1 si la concentration ethnique, ..., est relativement faible ;  
= 0 sinon
- Sources : GASTIL, R.D. 1982, Freedom in the world, Political rights and civil liberties, New-York : Greenwood Press.  
NATIONAL FOREIGN ASSESSMENT CENTER, 1981, The world Factbook, Washington : US Government Printing Office.
- CREL** : Variable binaire construite d'après CRELQ  
= 1 si la concentration religieuse est relativement faible ;  
= 0 sinon
- Sources : GASTIL, R.D. 1982, Freedom in the world, Political rights and civil liberties, New-York : Greenwood Press.  
NATIONAL FOREIGN ASSESSMENT CENTER, 1981, The world Factbook, Washington : US Government Printing Office.



**CAT.FED** : Variable d'interaction entre l'indice d'une discrimination catégorielle des risques (repérée par DISCRIM, CETH, ou CREL) et la structure fédérale de la nation.

Cette variable est égale à 1 pour le Canada, la Suisse et l'Inde, et à 0 pour tous les autres pays.

31 JUL 1967

*Collection*  
**des rapports**

Juillet 1987

N° 18

 Sont récemment parus

- ▶ Espace et modes de vie. Synthèse, par I. Aldeghi et N. Tabard. N° 10, mars 1987.
  - ▶ Achats d'automobiles : neuf ou occasion ? par J.L. Madre. N° 11, avril 1987.
  - ▶ Travaux dans le logement et relations entre consommateurs et entreprises, par B. Zarca. N° 12, avril 1987.
  - ▶ L'investissement humain dans l'entreprise, par J.P. Jarousse et L. Lévy-Garboua. N° 13, avril 1987
  - ▶ Analyse lexicale de réponses libres. Le coût de l'électricité. Enquête d'octobre 1984, par Laurence Haeusler. N° 14, mai 1987.
  - ▶ La rénovation des enseignements technologiques et professionnels : l'application d'une politique nationale dans les bassins d'emploi en difficulté, par E. Pascaud et B. Simonin. N° 15, mai 1987.
  - ▶ Comprendre le projet familial pour cibler la politique, par M. Grignon. N° 16, juillet 1987.
  - ▶ Le système d'enquêtes sur les conditions de vie et les aspirations des Français. Attitudes vis-à-vis de l'énergie. Rapport technique. Phase IX. Automne 1986, par F. Gros. N° 17, juillet 1987.
- 