

Inégalités de revenus, marchés du travail et politiques de transferts

Comparaison internationale et décomposition par sources de revenus

Jean-Paul Fitoussi¹ et Béatrice Van Haepelen²

Résumé

Les évolutions qui ont caractérisé le marché du travail se sont traduites par de substantielles modifications de la composition des revenus des ménages et ont pu affecter l'inégalité de la répartition de ces revenus. Notre objectif est d'analyser l'évolution de la contribution des différentes sources de revenus à l'inégalité du revenu total à la lumière des évolutions intervenues sur le marché du travail. Le champ de cette étude couvre la période allant de la fin des années septante au début des années nonante et s'étend à plusieurs pays. La méthodologie utilisée est celle de la décomposition d'un indice synthétique d'inégalité (indice de Gini) par sources de revenus. Les résultats de cette étude, en particulier ceux qui concernent les transferts dont la part dans le revenu a augmenté mais qui semblent devenus moins redistributifs, montrent la nécessité d'intégrer en une même problématique les politiques en faveur du marché du travail et l'avenir du système de protection sociale.

Abstract

The developments which have characterised the labour market have resulted in substantial modifications of the composition of the households' incomes and could therefore affect household income inequality. Our aim is to analyse the changes in the contributions of the various income sources to total income inequality in the light of the developments in the labour market. This study covers the period from the end of the seventies to the beginning of the nineties and stretches to several countries. The methodology we use is a decomposition of the Gini index of inequality by income sources. The results of this study show that the share of transfers in total income has increased but they seem to have become less redistributive. This implies the need to think of labour market policies and the future of the welfare system as integral parts of the same problem.

¹Professeur à l'Institut des Sciences Politiques et président de l'Observatoire Français des Conjonctures Économiques, Paris

²IRES, Louvain-la-neuve

Les auteurs adressent leurs vifs remerciements à Bart Cockx, Pierre Dehez, Robert Deschamps, Bruno Van der Linden et Quentin Wodon dont les remarques et suggestions ont permis d'enrichir une première version de ce papier. Les auteurs assument cependant l'entière responsabilité de ce texte. Cette étude a pu être réalisée grâce à la banque de données du LIS (Luxembourg Income Study). Les auteurs remercient les chercheurs du LIS pour leur appréciable assistance logistique.

I INTRODUCTION

Chômage et répartition des revenus ont généralement été considérés comme des champs d'analyse séparés. Les résultats d'études récentes dans l'un et l'autre domaine laissent cependant penser que l'évolution du chômage et de l'inégalité de la répartition des revenus du travail pourraient être des manifestations différentes de tendances économiques sous-jacentes (Blank, 1994). Par ailleurs, les résultats des rares études qui mettent en relation le chômage et la répartition des revenus font apparaître un impact significatif du chômage sur l'inégalité des revenus; ces résultats sont cependant partiels et demandent à être complétés et affinés.

Plusieurs études comparatives ont aussi mis en évidence que la croissance de l'inégalité de la répartition des salaires et revenus du travail était un fait partagé, à des degrés divers, par un grand nombre de pays au cours des années 1980. Parmi celles-ci, notons Green et al. (1992), Smeeding et al. (1993), Gottschalk (1993) ainsi que l'étude de l'OCDE (1993). Quels que soient les indices utilisés - écarts interdéciles ou indices synthétiques d'inégalité -, il apparaît que les Etats-Unis et le Royaume-Uni sont les pays où l'inégalité des salaires s'est le plus accentuée. Il n'est pas étonnant dès lors, que les tentatives d'explication de la disparité croissante des gains aient porté essentiellement sur ces pays. On notera, par exemple, Grubb et al. (1989), Karoly (1992), Bell et al. (1994). Ces études testent l'impact de certaines variables telles que le sexe, la race, l'âge, le niveau d'éducation, le secteur d'activité, sur l'inégalité des salaires. Elles procèdent par décomposition d'un indice d'inégalité approprié en effets dus à l'inégalité *entre* groupes définis par ces critères, d'une part, et à l'inégalité *à l'intérieur* de chaque groupe, d'autre part. Selon ces études, les changements de la structure démographique de l'emploi auraient, toutes choses égales par ailleurs, justifié une réduction d'inégalité; seules les modifications de la composition sectorielle de l'emploi ont un pouvoir explicatif, mais limité, sur la hausse d'inégalité des salaires. La hausse de l'inégalité des salaires s'explique dès lors par un changement de la structure des rémunérations, tant entre groupes qu'à l'intérieur de chaque groupe, et c'est la hausse de l'inégalité à l'intérieur du groupe qui a l'effet le plus important. Une justification régulièrement avancée et plausible de la croissance de l'écart entre hauts et bas salaires est un déplacement de la demande de travail en faveur des travailleurs qualifiés (Levy et Murname, 1992; Nickell et Bell, 1995).

Hausse du chômage et/ou de l'inégalité des salaires ont certes un impact sur la dispersion des revenus des ménages. Les études de Blinder et al. (1978) et Ruggles et al. (1992) portant sur les Etats-Unis montrent que le chômage diminue la part des revenus de ménages se situant dans les quintiles inférieurs de la distribution au profit des revenus des quintiles supérieurs. Björklund (1991) montre qu'en Suède, le chômage affecte plus la répartition du revenu personnel disponible que celle du revenu des ménages. Etudiant l'évolution de la disparité des revenus des ménages en âge de travail aux Etats-Unis entre 1969 et 1989, Burtless (1993) montre que la hausse de la dispersion des salaires annuels est responsable de

l'augmentation de la dispersion des revenus des ménages; il estime que la dispersion des salaires horaires explique la plus grande part de la dispersion des salaires annuels, la diminution des heures prestées n'expliquant qu'environ 20% de celle-ci pour les hommes. L'étude de Johnson et al. (1993) portant sur la dispersion du revenu des ménages au Royaume-Uni dans les années 1980 montre en revanche que la dispersion des salaires explique une part moins importante de l'évolution de la répartition du revenu disponible que la diminution de la participation au marché du travail, qui affecte surtout le bas de la distribution; par ailleurs, un facteur important à l'origine de la diminution d'égalité de la répartition du revenu disponible est la modification du système de taxes et transferts. Plusieurs auteurs établissent également un lien entre chômage et dispersion des salaires, d'une part, et seuil de pauvreté, d'autre part. Si l'exercice d'une activité à temps plein constitue une protection contre la pauvreté au début des années 1980, cette protection a diminué dans plusieurs pays au milieu des années 1980 en raison de la baisse des salaires des travailleurs les moins bien payés, ce qui implique une hausse du seuil de pauvreté (O'Connor et al., 1993). Selon Haveman et al. (1993), même les familles économiquement les moins vulnérables ont, aux Etats-Unis, de plus en plus de difficultés à échapper à la pauvreté par le travail. Notons enfin que les systèmes de taxes et transferts n'ont pas toujours compensé l'inégalité croissante des revenus avant taxes (Johnson et al., (1993), Smeeding et al. (1993) et O'Connor et al. (1993)).

De ce qui précède, il ressort que l'évolution du marché du travail - dispersion accrue des salaires et baisse des taux d'emploi - n'a pas été sans incidence sur la répartition des revenus des ménages. Les études comparatives sont cependant peu nombreuses, et dans celles-ci, les transferts sont considérés globalement, sans mettre en évidence la relation entre leur évolution et celle du marché du travail. Les objectifs de cette étude sont donc d'analyser l'évolution, principalement au cours des années 1980, de la relation entre marché du travail, transferts liés à l'insuffisance ou à l'absence de revenus du travail, et inégalité des revenus des ménages, et d'élargir cette analyse à plusieurs pays. Cette étude comparative a pu être réalisée grâce à l'existence de la banque de données du Luxembourg Income Study, qui rassemble et harmonise des données nationales d'enquêtes sur le budget des ménages pour un grand nombre de pays. Parmi ces pays, nous avons retenu les Etats-Unis, le Royaume Uni, l'Allemagne, la France, les Pays-Bas, la Suède et la Norvège.¹

Le commun dénominateur qui caractérise le marché du travail de ces pays n'est ni le chômage, dont l'évolution est diversifiée, ni la croissance de la dispersion des revenus du travail, qui n'est réellement significative qu'aux Etats-unis et au Royaume-Uni, mais la hausse sensible du non-emploi (Nickell et al., 1995).

¹L'existence de données comparables en ce qui concerne les agrégats retenus et les périodes couvertes a été déterminante dans le choix des pays. C'est le manque de comparabilité des données belges avec celles des pays pré-cités qui nous a empêché d'inclure la Belgique dans notre analyse.

Englobant non seulement les chômeurs mais aussi les individus en âge de travailler qui se sont retirés de la population active, le concept de non-emploi nous paraît particulièrement approprié pour définir l'ensemble des situations de non-activité qui ont caractérisé les pays de notre échantillon depuis le milieu des années 1970. La croissance des phénomènes de non-participation au marché du travail a contribué à diversifier la situation des individus en âge de travailler. A côté de la segmentation entre travailleurs et chômeurs, s'est développée une nouvelle segmentation entre ceux qui font partie de la population active et ceux qui n'en font pas ou plus partie. Les retraits de la population active résultent eux-mêmes d'une diversité de situations individuelles : demandeurs d'emploi découragés, chômeurs en fin de droit, individus qui n'ont pas droit aux allocations chômage, et travailleurs âgés encouragés (voire obligés) à prendre une retraite anticipée.

Parallèlement à ce mouvement de retraits du marché du travail, les sources de revenus se sont diversifiées. Aujourd'hui plus qu'hier, alors que certains ménages vivent de revenus du travail, d'autres vivent essentiellement de transferts : allocations-chômage, allocations de préretraite, assistance publique et pensions de maladie-invalidité. Aux inégalités dans les revenus du travail se superposent des inégalités de situation : inégalités entre revenus du travail et revenus du non-emploi, et à l'intérieur des revenus du non-emploi, inégalités entre ceux qui disposent d'allocations-chômage ou de transferts sous condition de revenus et ceux qui bénéficient de pensions d'invalidité, de retraite, ou de préretraite, financées soit par les employeurs, soit par les pouvoirs publics.

Il apparaît donc que les évolutions se sont traduites par une modification de la composition des revenus des ménages. Ce qui nous intéresse au premier chef étant l'incidence de cette modification de la composition des revenus des ménages sur l'inégalité de la répartition de ces revenus, nous avons décomposé un indice synthétique d'inégalité - l'indice de Gini, en l'occurrence -, par sources de revenu à différentes dates et analysé l'évolution de la contribution de ces sources de revenu à l'inégalité totale.

Nous montrons dans cette étude que la croissance du non-emploi et de la dispersion des salaires a contribué, dans plusieurs pays, à une hausse d'inégalité du revenu total. Cet impact inégalitaire de l'évolution du marché du travail, auquel s'est ajouté l'impact tout aussi inégalitaire de la croissance des revenus des capitaux, n'a été que partiellement compensé par la croissance des transferts publics et des pensions du secteur privé. De plus, alors que certains transferts ont pleinement joué leur rôle redistributif (transferts sous condition de revenu), d'autres ont contribué de manière limitée (allocations-chômage) ou encore ont de moins en moins contribué à la réduction de l'inégalité des revenus totaux (transferts-pension).

Les sections 2 et 3 introduisent la méthodologie et les sources de données. La section 4 présente les indices de Gini des revenus totaux avant taxes pour les différents pays et dates. La sections 5 interprète les résultats des décompositions par sources des indices de Gini des revenus totaux avant taxes, à la lumière des développements du marché du travail. La section 6 commente les

différences entre Gini du revenu avant et après taxe ainsi que des résultats synthétiques de la décomposition de l'indice de Gini des revenus après taxes. Suit une conclusion.

II METHODOLOGIE

Il convient tout d'abord d'apporter des précisions sur la définition du revenu total retenue dans le contexte de cette étude. Lorsqu'il s'agit de mesurer l'inégalité de répartition du bien-être économique des ménages, on retient généralement le revenu disponible, c'est-à-dire la somme des revenus de facteurs et des transferts de laquelle on soustrait les taxes. Ici cependant, nous cherchons à comprendre l'impact des politiques du marché du travail sur l'inégalité des revenus. Dès lors, il est préférable d'utiliser des revenus bruts (avant impôt) afin d'éviter que les politiques de taxation, non directement liées à l'emploi, n'interfèrent dans les résultats obtenus.² De même, nous n'avons pas ajusté les revenus des ménages en fonction de leur taille et/ou composition, pour préserver l'indépendance des résultats par rapports aux éventuelles évolutions relatives à la taille et/ou composition des ménages.³ Nous comparerons, dans la section 6, l'évolution respective de l'indice d'inégalité du revenu brut non ajusté, du revenu brut ajusté et du revenu net ajusté et présenterons un tableau de synthèse des résultats de la décomposition de l'indice d'inégalité du revenu net ajusté.

Pour étudier la contribution des différentes sources de revenu à l'inégalité de la répartition du revenu total, nous avons choisi de décomposer un indice d'inégalité en différentes composantes, chacune de celles-ci se rapportant à une source de revenu. L'indice d'inégalité retenu est l'indice de Gini. Par sa relation avec la courbe de Lorenz, cet indice, qui réunit les propriétés souhaitables pour un indice d'inégalité, est le plus populaire des indices d'inégalité (Allison, 1978).⁴ Il n'est pas étonnant, dès lors, que sa décomposition ait bénéficié de nombreuses contributions tant théoriques qu'empiriques (Shorrocks (1982), Lerman et Yitzhaki (1985, 1994), Podder (1991), Silber (1989)). Un avantage non négligeable de la décomposition de l'indice de Gini est que la contribution de chaque source de revenu s'explique par un nombre limité de facteurs aisément interprétables. En

²Ce niveau d'agrégation est aussi rencontré dans la littérature; voir par exemple Flückiger et Silber (1994), Gottschalk (1992), Podder (1993).

³L'ajustement des revenus en fonction de la taille et/ou composition des ménages se réalise par l'application d'une échelle d'équivalence. Celle-ci peut se définir comme une fonction puissance de la taille des ménages, où l'exposant, appelé élasticité d'équivalence, varie entre 0 et 1. L'absence d'ajustement correspond à une élasticité d'équivalence égale à 0. A l'autre extrême, l'élasticité d'équivalence unitaire revient à diviser le revenu du ménage par le nombre de personnes dans le ménage, ce qui implique que l'on travaille avec des revenus par tête.

⁴L'indice de Gini est indépendant par rapport à l'unité de mesure et satisfait au principe des transferts ; il est cependant plus sensible aux transferts au milieu de la distribution qu'aux transferts aux extrêmes de la distribution.

effet, la contribution de chaque source est le produit de sa part dans le revenu total par le pseudo-Gini de la source; comme son nom l'indique, le pseudo-Gini a un lien, que nous mettrons en évidence ultérieurement, avec le Gini de la source. Notons enfin qu'à partir des résultats de la décomposition de Gini, Lerman et Yitzhaki (1985, 1994) ont dérivé des expressions simples pour la contribution marginale d'une source de revenu à l'inégalité ainsi que "l'élasticité de Gini", concepts dont l'intérêt dans la recherche empirique apparaît non négligeable.⁵ Nous avons décomposé l'indice de Gini selon la méthode proposée par Silber (1989) décrite ci-après.

Sous l'hypothèse qu'il y a n ménages dont les revenus peuvent provenir de m sources différentes, nous définissons X_{jk} le revenu du ménage j en provenance de la source k , X_j le revenu du ménage j en provenance de l'ensemble des sources de revenu, et X le revenu total agrégé sur l'ensemble des ménages, soit :

$$X_j = \sum_{k=1}^m X_{jk} \quad (1)$$

$$X = \sum_{j=1}^n X_j \quad (2)$$

Désignant par s_{jk} la part du revenu du ménage j en provenance de la source k dans le revenu total agrégé, la part du revenu du ménage j dans le revenu total, s_j , est donnée par :

$$s_j = X_j / X = \sum_{k=1}^m X_{jk} / X = \sum_{k=1}^m s_{jk} \quad (3)$$

Une manière simple de décomposer l'indice de Gini par sources de revenu est de partir de la définition suivante proposée par Berebi et Silber (1985) :

$$G = \frac{1}{n} \sum_i s_i \left[\sum_{j \geq i} 1 - \sum_{j \leq i} 1 \right] \quad (4)$$

où les s_i sont classés en ordre décroissant :

$$s_1 \geq s_2 \geq s_3 \dots \dots \geq s_n$$

s_i est donc la proportion du revenu total que détient le ménage dont le revenu occupe le i ème rang dans la distribution du revenu total. L'expression entre

⁵Nous aurions pu décomposer d'autres indices d'inégalité : l'indice de Theil et le coefficient de variation. En ce qui concerne le premier, s'il se prête aisément à une décomposition par groupes d'individus et si plusieurs auteurs l'ont utilisé dans ce sens, les résultats d'une décomposition par sources de revenus apparaissent moins directement interprétables; au reste, nous ne connaissons pas de travaux de décomposition par sources qui l'aient utilisé. Quant au second, il est utilisé dans divers travaux, (Jäntti, M. (1993), par exemple), mais l'étude de la contribution des sources à l'inégalité se limite à la contribution absolue.

parenthèses représente la différence entre la population cumulée dont le revenu est inférieur à celui de l'individu i et la population cumulée dont le revenu est supérieur à celui de l'individu i . La décomposition se présentant de manière plus aisée sous forme matricielle, nous réécrivons (4) en notation matricielle :

$$\mathbf{G} = \frac{1}{n} \cdot \mathbf{e} \cdot \mathbf{N} \cdot \mathbf{s} \quad (5)$$

où \mathbf{e} est un vecteur ligne de n éléments égaux à 1, \mathbf{s} est un vecteur colonne dont les n éléments s_1, s_2, \dots, s_n , sont rangés par ordre décroissant et \mathbf{N} est une matrice ($n \times n$) dont les éléments n_{ij} valent 0 lorsque $i = j$, +1 lorsque $i > j$ et -1 lorsque $j > i$.

Décomposant le revenu des ménages en fonction de leur source, l'équation (5) devient :

$$\mathbf{G} = \frac{1}{n} \cdot \mathbf{e} \cdot \mathbf{N} \cdot \sum_{k=1}^m (s_{jk}) \quad (6)$$

Les (s_{jk}) dans (6) sont des vecteurs colonnes dont chacun des n éléments représente la part du revenu du ménage j en provenance de la source k dans le revenu agrégé de l'ensemble des ménages, X .

Pour étudier la contribution des diverses sources de revenu à l'inégalité de la répartition du revenu total, il convient de transformer (s_{jk}) dans (6) de manière à exprimer les X_{jk} en proportion du revenu agrégé de la source k , plutôt qu'en proportion du revenu total. Nous désignerons par $X_{.k}$ le revenu agrégé de la source k , par v_{jk} le revenu du ménage j en provenance de la source k en proportion du revenu agrégé de la source k , et par $s_{.k}$ la part du revenu agrégé de la source k dans le revenu agrégé en provenance de toutes les sources de revenu, soit

$$X_{.k} = \sum_{j=1}^n X_{jk} \quad (7)$$

$$v_{jk} = X_{jk} / X_{.k} \quad (8)$$

$$s_{.k} = X_{.k} / X \quad (9)$$

Ceci nous permet de réécrire l'équation (6) de la manière suivante:

$$\mathbf{G} = \frac{1}{n} \cdot \mathbf{e} \cdot \mathbf{N} \cdot \sum_{k=1}^m s_{.k} (v_{jk}) = \sum_{k=1}^m s_{.k} \cdot \frac{1}{n} \cdot \mathbf{e} \cdot \mathbf{N} \cdot (v_{jk}) \quad (10)$$

où les (v_{jk}) sont des vecteurs colonnes de n éléments. Soulignons que, comme les s_{jk} , les v_{jk} sont classés dans le même ordre que les $s_{j.}$. Il en résulte que les v_{jk} ne décroissent pas nécessairement de manière monotone, ce qui serait le cas dans le calcul d'un indice de Gini propre à la source k . En raison de cette différence, le

produit $(1/n) \sum v_{jk}$ est appelé pseudo-Gini. La différence entre le pseudo-Gini et le Gini propre à chaque source de revenu résulte de la différence de classement des parts de revenus des ménages. L'indice d'inégalité du revenu total apparaît donc comme la somme pondérée des pseudo-Gini des différentes sources de revenus.

Une autre manière d'exprimer la relation entre le pseudo-Gini et le Gini de la source résulte de la décomposition de Lerman et Yitzhaki (1985). Partant de l'indice de Gini calculé comme suit :

$$G = 2 \text{cov}[X, F(X)] / m$$

où X est le revenu, $F(X)$, la distribution cumulée du revenu et m le revenu moyen, ils obtiennent le résultat suivant pour la décomposition par sources :

$$G = \sum_k S_k R_k G_k \quad (11)$$

où R_k est la "corrélation de Gini"⁶ entre le revenu total et le revenu de la source k , et G_k , le Gini relatif à la source k . Il apparaît donc que le produit $R_k G_k$ correspond au pseudo-Gini issu de la décomposition de Silber. La contribution de chaque source de revenu à l'inégalité est donc le produit $S_k R_k G_k$ ou, de manière équivalente, le produit de la part de la source dans le revenu total et du pseudo-Gini de la source. Étant donné que G_k est toujours positif, le signe du pseudo-Gini est celui de la corrélation de Gini, qui peut elle-même prendre une valeur comprise entre -1 et 1. La corrélation de Gini prend une valeur égale à 1 (moins 1) lorsque le revenu d'une source est une fonction monotone croissante (décroissante) du revenu total. Elle prend une valeur nulle dans le cas où tous les ménages reçoivent un montant équivalent pour la source concernée (par exemple, une allocation universelle par ménage). En pratique, les revenus des facteurs (salaires, revenus des indépendants et revenus du capital) tendent à avoir des corrélations positives élevées, alors que les transferts sous condition de revenu et les allocations-chômage ont des corrélations négatives.

La part de l'inégalité expliquée par chaque source de revenu, ou contribution relative à l'inégalité, CR_k , s'exprime par le rapport entre la contribution de cette source à l'inégalité et le Gini du revenu total, soit :

$$CR_k = \frac{S_k R_k G_k}{G} \quad (12)$$

⁶ $R_k = \text{cov}(x_k, F) / \text{cov}(x_k, F_k)$ où F et F_k sont respectivement les distributions cumulées du revenu total et du revenu en provenance de la source k . R_k apparaît comme le ratio du Pseudo-Gini sur le Gini de la source k . La corrélation de Gini et la corrélation de Pearson entre x_k et F ont le même numérateur; mais la corrélation de Pearson déflate la covariance par le produit des déviations standards alors que la corrélation de Gini utilise le Gini de la source k comme dénominateur (Lerman et Yitzhaki, 1985).

On remarque qu'une source dont le pseudo-Gini est élevé peut n'expliquer qu'une part réduite de l'inégalité si sa part dans le revenu total est faible, et inversement. En outre, il convient de noter que certaines sources de revenus qui ont une contribution positive à l'inégalité peuvent néanmoins contribuer marginalement à diminuer l'inégalité totale. Lerman et Yitzhaki (1985) ont montré que la contribution marginale d'une source de revenu à l'inégalité pouvait s'écrire :

$$CM_k = \frac{\partial G}{\partial e_k} = S_k(R_k G_k - G) \quad (13)$$

où CM_k , la contribution marginale, représente l'impact sur l'inégalité d'une modification identique pour tous les ménages du revenu de la source k , de sorte que le revenu de cette source soit multiplié par $(1 + e_k)$ où e_k tend vers zéro. En divisant par G l'équation (13), on voit que la variation en pourcentage du Gini du revenu total (ou élasticité du Gini, EG_k) suite à un changement marginal du revenu de la source k qui maintient la dispersion relative du revenu de cette source, est égal à la différence entre la contribution relative de cette source à l'inégalité et sa part dans le revenu total :

$$EG_k = \frac{\partial G / \partial e_k}{G} = S_k \left(\frac{R_k G_k}{G} - 1 \right) \quad (14)$$

De (13) et (14), il ressort que l'impact sur l'inégalité totale d'une augmentation de la part d'une source k dans le revenu total résultant d'une augmentation proportionnelle du revenu de cette source pour tous les ménages, dépend du rapport $R_k G_k / G$. L'inégalité du revenu total n'augmente que si le pseudo-Gini de la source considérée est supérieur au Gini du revenu total et reste inchangée lorsque le revenu de la source est proportionnel au revenu total, ce qui implique l'égalité du pseudo-Gini de la source et du Gini. En revanche, elle diminue lorsque le pseudo-gini est inférieur au Gini, en particulier lorsque le revenu de cette source est un montant identique pour tous les ménages (pseudo-Gini = 0) ou que la corrélation de Gini est négative (pseudo-Gini négatif).

III DONNEES

Cette étude vise à donner un aperçu comparatif de l'évolution des inégalités de revenus depuis le milieu des années 1970. Les pays choisis sont les États-Unis, Le Royaume-Uni, l'Allemagne, la France, les Pays-Bas, la Suède et la Norvège. La comparaison inter temporelle au sein de chaque pays et entre les différents pays est rendue possible grâce à la banque de données du Luxembourg Income Study (LIS) qui rassemble et harmonise des données nationales d'enquêtes relatives au budget des ménages. Les comparaisons dans le temps sont dépendantes des enquêtes disponibles au LIS. Pour les États-Unis, le Royaume-Uni, l'Allemagne, et la Suède, la première date disponible se situe vers la moitié des années 70. Nous disposons pour tous les pays d'une enquête datant de la fin des années 70 ou du début des années 80 et d'une enquête du milieu des années 80.

Enfin, pour les États-Unis, le Royaume-Uni, les Pays-Bas, la Norvège et la Suède, nous disposons de données concernant la fin des années 80 ou le début des années 1990. La description des sources est donnée en annexe.

Le revenu total, qui est le revenu total avant taxes, comprend les revenus de facteurs, les transferts publics et privés et les pensions. Les revenus de facteurs comprennent les revenus du travail, salarié ou indépendant, et les revenus du capital. Les revenus de facteurs sont considérés avant taxation; les revenus du travail salarié sont cependant exempts des cotisations des employeurs à la sécurité sociale, mais comprennent les cotisations des travailleurs à la sécurité sociale (à l'exception de la France en 1979 où les salaires sont nets de cotisations sociales). Parmi les transferts publics, nous avons distingué les transferts de type assistance, c'est-à-dire liés à une condition de revenu, et les transferts de type assurance. Ceux-ci ont été ventilés, dans la mesure où les données le permettaient, en transferts-pensions, allocations familiales, allocations-chômage et autres transferts. A ceux-ci s'ajoutent les pensions financées par le secteur privé et les transferts privés.

La représentativité de chaque échantillon est assurée en appliquant aux ménages la pondération proposée à cette fin par le LIS. Dans le but d'uniformiser davantage les données, nous avons appliqué un "bottom coding": celui-ci permet de supprimer les revenus négatifs présents dans certains pays et certaines sources de revenu. Ce bottom coding implique que notre mesure du revenu total peut être légèrement plus élevée que le revenu dont disposent effectivement les ménages. Les différences sont cependant minimes et l'impact du bottom coding sur les indices de Gini mesurant l'inégalité de la répartition du revenu total est de l'ordre du millième de point.

IV INDICES DE GINI DU REVENU TOTAL

Le Tableau 1a)⁷ donne les indices de Gini des revenus totaux (bruts et non ajustés) par pays et par date.⁸ Si l'évolution des pays est contrastée en début et en fin de période, elle est semblable en milieu de période. En début de période, dans deux des quatre pays pour lesquels nous disposons d'informations pour les années septante, nous observons une baisse du Gini : celle-ci est de 0.3 points de pourcentage aux États-Unis, et de plus de 3 points en Suède. En revanche, au Royaume-Uni et en Allemagne, le Gini accuse une hausse de 1 et 2 points respectivement. Au cours de la première moitié des années 80, hormis la France et l'Allemagne dont les Gini sont stables ou baissent légèrement, tous les pays connaissent un accroissement de l'inégalité : 0.3 point en Norvège, 0.7 point aux Pays-Bas, 1.6 point aux États-Unis, 2.3 points en Suède et 3 points au Royaume-Uni. En fin de période, de la moitié des années 80 au début des années 90, les

⁷Tous les tableaux sont présentés en annexe.

⁸ Une comparaison des Gini du revenu brut non ajusté, du revenu brut ajusté et du revenu net est proposée dans la section VI.

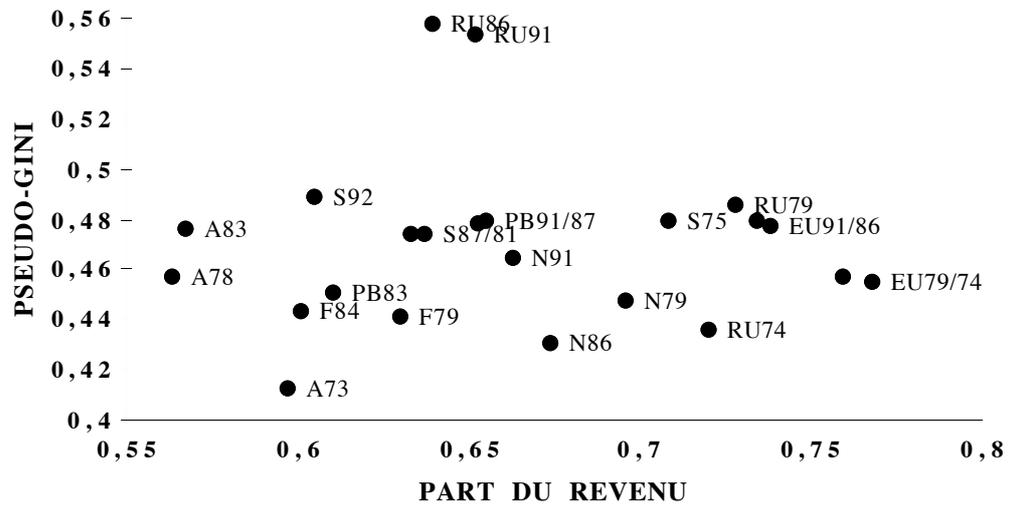
évolutions sont à nouveau contrastées. Le Gini manifeste une hausse de plus de 2,5 points au Royaume-Uni et d'environ 1 point en Norvège, est stable en Suède et aux États-Unis et diminue de près de 2 points aux Pays-Bas où il est donc en fin de période inférieur à son niveau du début de période. Les pays pour lesquels nous disposons de données pour l'ensemble des années quatre-vingt connaissent tous, sauf les Pays-Bas, une augmentation d'inégalité du revenu brut. Notons que le Royaume-Uni est le seul pays qui connaisse une hausse continue de l'indice de Gini du milieu des années 1970 au milieu des années 1980. Les prochaines sections mettent en évidence les principaux facteurs qui ont contribué à cet accroissement de l'inégalité.

V CONTRIBUTION DES SOURCES DE REVENUS A L'INEGALITE

Les résultats de la décomposition de l'indice de Gini sont présentés par source de revenu dans les tableaux 6 à 13, où nous donnons successivement pour chaque source, sa part dans le revenu total, S_k , le coefficient de corrélation de Gini, R_k , le Gini, G_k , le pseudo-Gini, $Ps.G_k$, le pseudo-Gini pondéré ou contribution absolue, C_k , la contribution relative, CR_k , et l'élasticité du Gini du revenu total au revenu de la source. Les graphiques 1 à 8 illustrent l'évolution des variables qui influencent la contribution d'une source de revenu à l'inégalité, à savoir la part de celle-ci dans le revenu total, en abscisse, et le pseudo-Gini, en ordonnée. Les points situés dans le cadran positif (Nord-est) indiquent une contribution positive à l'inégalité pour le pays et la date considérés, et les points situés dans le cadran négatif (sud-est), une contribution négative, c'est-à-dire une contribution à la réduction de l'inégalité de répartition du revenu total.

Avant de procéder à l'analyse comparée de l'influence de chaque catégorie de revenu sur l'inégalité de la répartition du revenu total, nous mettrons en évidence une tendance qui se dessine au niveau plus agrégé des trois principales sources de revenus - revenus des facteurs, transferts-pension et pensions, et autres transferts - à savoir une baisse de la part des revenus de facteurs compensée par une hausse de la part des pensions et transferts dans le revenu total. La seule exception est le Royaume-Uni, où, entre 1986 et 1991, on observe une hausse de la part des revenus de facteurs dont la majeure partie s'explique par une hausse des parts des revenus des travailleurs indépendants et du capital. Manifestation la plus évidente des modifications intervenues sur les marchés du travail, cette substitution partielle des transferts aux revenus du travail est décrite dans le tableau 2, où le revenu total est désagrégé en revenus de facteurs, pensions et transferts-pension, et autres transferts. On remarque que la hausse de la part des transferts concerne surtout les

GRAPHIQUE 1. SALAIRES



pensions et transferts-pension⁹ dont la hausse est continue dans tous les pays, sauf aux Etats-Unis entre 1974 et 1979, et que la part des autres transferts, bien que plus volatile, est partout plus élevée en fin de période qu'en début de période.

V.1 REVENUS DES FACTEURS

Les revenus des facteurs — salaires, revenus des travailleurs indépendants et revenus du capital — contribuent fortement à l'inégalité de la répartition des revenus totaux. Du fait de leur poids dans les revenus totaux et de leur corrélation élevée avec ces revenus totaux, les salaires expliquent la plus grande part du Gini (tableau 6). On peut vérifier dans les tableaux 7 et 8 que la contribution des revenus des indépendants à l'inégalité est le plus souvent supérieure à celle des revenus du capital. Il arrive cependant que les contributions relatives des revenus des indépendants et du capital s'inversent au cours du temps: c'est le cas en Suède en 1987 et 1992 et aux États-Unis en 1992, où, en raison d'une hausse du coefficient de corrélation, la contribution des revenus du capital devient supérieure à celle des revenus des indépendants.

Le graphique 1 représente l'évolution de la part des salaires dans le revenu total et le pseudo-Gini. La valeur relativement élevée de ces variables dans le cas des Etats-Unis et du Royaume-Uni (1974-79) (points à l'Est du graphique) justifie que la contribution des salaires à l'inégalité y soit la plus élevée. Inversement, c'est en raison des valeurs peu élevées de la part et du pseudo-Gini des salaires que l'Allemagne est le pays où la contribution des salaires à l'inégalité est la plus basse (points au sud-ouest). En ce qui concerne l'évolution des parts et des pseudo-Gini des salaires, il apparaît qu'à l'exception des Pays-Bas, où la part et le pseudo-Gini augmentent, évolution représentée par un déplacement vers le nord-est, tous les pays de notre échantillon se caractérisent par une baisse de la part des salaires et une hausse des pseudo-Gini, représentés par un déplacement plus ou moins accusé vers le Nord-Ouest. Toutes choses égales par ailleurs, une diminution de la part des salaires implique une baisse de leur contribution à l'inégalité du revenu total. C'est effectivement ce que l'on observe dans le cas de la France et de la Suède où les pseudo-Gini sont stables. Dans les autres pays, cependant, cette baisse de part est allée de paire avec une augmentation des pseudo-Gini, d'où un maintien (Norvège) ou une augmentation de la contribution absolue à l'inégalité (Allemagne, Royaume-Uni, Etats-Unis). Bien que l'on constate des différences dans l'amplitude des variations de parts et de pseudo-Gini des salaires, dues notamment à des différences d'étendue des périodes couvertes, les tendances générales peuvent aisément s'interpréter à la lumière des événements qui ont caractérisé le marché du

⁹ En Allemagne, la variation de la part des transferts-pension observée entre 1973 et 1978 est probablement affectée par une modification intervenue dans la désagrégation des transferts sociaux, ce que l'on voit en comparant la somme des parts des transferts sociaux et transferts-pension entre ces deux dates.

travail de ces pays.

Tous les pays de notre échantillon connaissent une hausse du chômage à partir du milieu des années septante. D'ampleur variable, cette hausse progresse jusqu'au milieu des années quatre-vingts, pour faire place ensuite à une baisse, sauf en Norvège où le taux de chômage de la seconde moitié des années quatre-vingts est le plus élevé de la période, suivie d'une hausse générale au début des années nonante (tableau 3). L'évolution du chômage seule est insuffisante pour rendre compte du déséquilibre des marchés du travail dans les années quatre-vingts. Progression du travail à temps partiel, augmentation de la non-participation au marché du travail et accentuation de la dispersion des salaires en sont d'autres manifestations dont l'une ou l'autre, voire toutes, ont affecté, à des degrés divers, les pays de notre étude.

La part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi total a doublé aux Pays-Bas, augmenté de 50% en France, 35% au Royaume-Uni et d'environ 20% en Allemagne.¹⁰ En ce qui concerne la non-participation au marché du travail, celle-ci n'a pas touché uniquement les travailleurs âgés, dont le mouvement de retrait du marché du travail s'est amorcé dans le courant des années septante,¹¹ mais également les travailleurs de la tranche d'âge 25-54 ans.¹² Le non-emploi, qui tient compte à la fois du chômage et des retraits prématurés de la population active, apparaît dès lors comme une mesure plus appropriée du déséquilibre des marchés du travail. Enfin, plusieurs études comparatives ont mis en évidence un élargissement de la dispersion des revenus du travail dans la plupart des pays de notre échantillon, mais principalement au Royaume-Uni et aux Etats-Unis. Ainsi par exemple, les études de Gottschalk (1992) et Green et al. (1992) portant sur les salaires masculins

¹⁰Blank (1993), tableau 2, sur base de données de l'OCDE.

¹¹Le tableau 4 en annexe donne l'évolution des taux d'activité de la population âgée de 55-65 ans pour certains pays de la communauté européenne. En ce qui concerne les pays nordiques et les Etats-Unis, nous disposons d'informations de L'OCDE (1988) désagrégées par sexe et couvrant la période 1967-87. Il en ressort que les taux d'activité des hommes de 60-64 ans ont diminué d'environ 10% en Norvège, 20% en Suède et 30% aux Etats-Unis; les taux d'activité des hommes de 55-59 ans ont baissé d'environ 10%; en revanche, sauf aux Etats-Unis où le taux d'activité des femmes de 60-64 ans a connu une légère baisse, le taux d'activité des femmes de 55 à 64 ans a augmenté : on observe une hausse de 20% pour les femmes de 55-59 ans et une hausse comprise entre 5 et 10% pour les femmes de 60-64 ans, en Norvège et en Suède, et une hausse de 5% pour les femmes de 55-59 ans aux Etats-Unis.

¹²Selon Glyn (1995), le taux de non-participation des hommes de 25-54 ans, exprimé par le rapport entre le nombre d'hommes âgés de 25 à 54 ans qui ne font pas partie de la population active et le nombre d'hommes âgés de 25 à 54 ans dans la population totale, a augmenté, au cours des années 1980, de 3.7 points de pourcentage en Allemagne, 1.9 au Royaume-Uni, 1.1 aux Etats-Unis, 0.9 en France et 0.5 en Norvège. A noter qu'au Royaume-Uni et aux Etats-Unis, cette augmentation de la non-participation est nettement supérieure à la baisse du taux de chômage que connaissait cette même catégorie d'hommes. Les seuls pays où la non-participation des hommes de cette catégorie d'âge a diminué sont les Pays-Bas (-0.4 point) et la Suède (-0.2 point).

et celle de Smeeding et al.(1993), portant sur les revenus du travail salarié et indépendant des chefs de familles âgés de 25 à 54 ans. Lorsque l'on considère l'ensemble des salaires masculins et féminins confondus, l'accentuation de la dispersion ne semble s'être produit qu'aux Pays-Bas, en Suède, au Royaume-Uni et aux Etats-Unis, et dans ce cas également, surtout dans les deux derniers pays (O.C.D.E., 1993).

Loin de se répartir proportionnellement entre l'ensemble des salariés, ce qui se traduirait par une réduction proportionnelle des revenus du travail, et, en raison de la forte élasticité du Gini aux salaires, par une baisse de l'inégalité de la répartition du revenu total, les effets de la crise de l'emploi se concentrent sur certains groupes de travailleurs comme les travailleurs âgés, ou les travailleurs peu qualifiés¹³ qui doivent affronter le chômage et/ou une diminution de leurs salaires relatifs. Augmentation du non-emploi et dispersion accrue des salaires sous l'effet conjugué de la croissance de l'inégalité des salaires horaires et de l'augmentation de la fréquence de l'emploi à temps partiel justifient les hausses des Gini des salaires observées dans tous les pays. Les hausses des pseudo-Gini qui en ont résulté dans certains pays (Allemagne, Royaume-Uni, Norvège, Etats-Unis) ont été suffisamment importantes que pour contrebalancer la baisse de part des salaires et conduire à une augmentation (un maintien dans le cas de la Norvège) de la contribution à l'inégalité. On observe également une hausse de contribution à l'inégalité aux Pays-Bas où la hausse du pseudo-Gini a accentué la hausse de la part des salaires, tandis qu'en France et en Suède, la contribution des salaires à l'inégalité diminue.

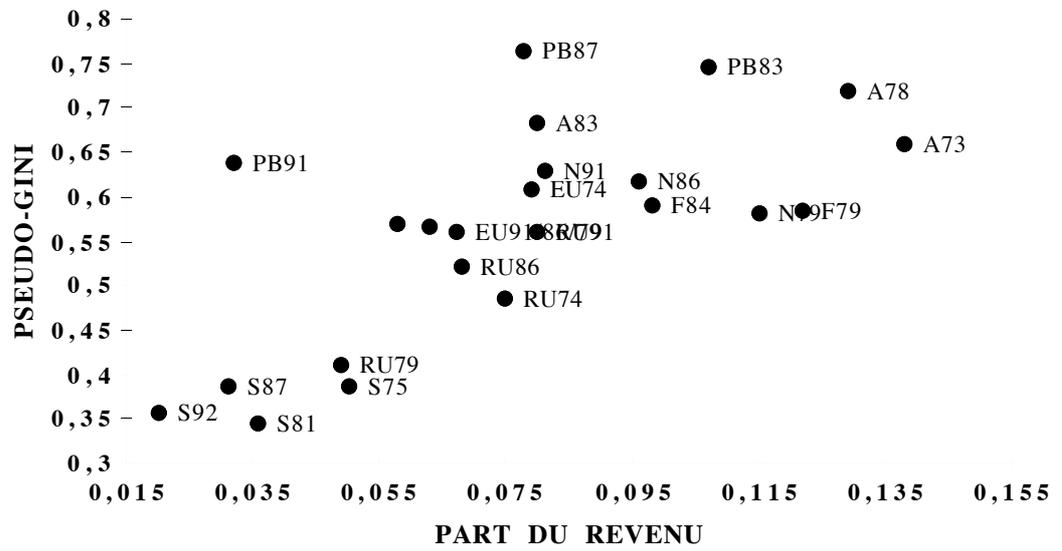
La variation de la contribution des salaires à l'inégalité ne se traduit pas nécessairement par une variation du Gini du revenu total de même sens et de même ampleur. D'autres sources de revenu ont pu contrebalancer, accentuer ou atténuer l'impact des salaires. Ceci implique que la contribution relative des salaires, qui mesure la part de l'inégalité du revenu total expliquée par les salaires, a elle aussi, varié selon les pays et les années. Celle-ci augmente en Allemagne (1973-83), aux Pays-Bas (1983-91), au Royaume-Uni (1974-79) et en Norvège (1986-91), ce qui signifie que la hausse du Gini a été proportionnellement moins importante - dans certains cas, le Gini a diminué (Allemagne, 1978-83 et Pays-Bas, 1983-87) - que la hausse de contribution des salaires. Dans les autres pays, la contribution relative diminue ou est constante : c'est le cas au Royaume-Uni (1979-91) et aux Etats-Unis où la hausse de la contribution des salaires n'explique que partiellement celle du Gini, et en France, Norvège (1979-86) et Suède (1981-92) où, en raison de la baisse de la contribution des salaires, on aurait attendu une baisse plutôt qu'un maintien ou une hausse du Gini.

Comme le montre le graphique 2, la part des revenus des travailleurs indépendants dans le revenu total accuse une baisse proportionnellement plus

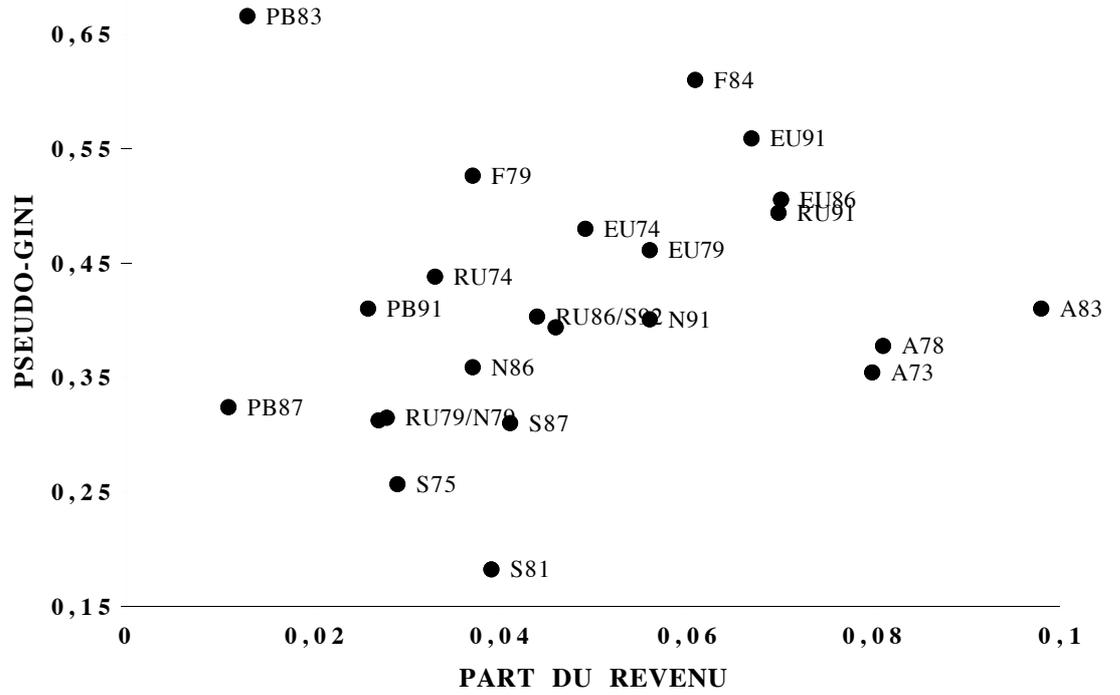
¹³Sur la relation entre niveau de qualification, emploi et chômage au cours des années quatre-vingts, voir par exemple Nickell et Bell(1995) et Glyn (1995).

importante que celle des salaires. Une des raisons de cette baisse est l'inclusion, dans les revenus de cette source, des revenus des travailleurs agricoles dont l'emploi

GRAPHIQUE 2. REVENUS DES INDÉPENDANTS



GRAPHIQUE 3. REVENUS DU CAPITAL



ne cesse de diminuer au cours de la période. Seul le Royaume-Uni, où les incitants mis en place pour aider les demandeurs d'emploi à se mettre à leur compte ont été particulièrement importants (OCDE, 1992), connaît une hausse entre 1979 et 1991, après une baisse entre 1974 et 1979. C'est aux Pays-Bas, où le poids des revenus des indépendants en 1991 représente moins du tiers de celui de 1983, que la chute est la plus sensible, ce qui compense la hausse de la part des salaires. Comparées aux hausses des Gini des salaires, celles des revenus des indépendants sont très modestes, sauf en Allemagne (1973-83); les pseudo-Gini ne manifestent pas de tendance systématique. La tendance qui se dessine dans le graphique 2 montre cependant, avec un déplacement vers l'ouest, la dominance de l'effet part, ce qui implique une baisse de la contribution de ces revenus à l'inégalité. Comme on peut le lire dans le tableau 7, la part de l'inégalité totale expliquée par les revenus des indépendants diminue, sauf au Royaume-Uni (1979-1991).

Contrairement aux revenus du travail salarié et indépendant dont la part a diminué au cours de la période, les revenus du capital ont vu leur part dans le revenu total s'accroître. Les rendements des capitaux, particulièrement favorables dans les années quatre-vingts en raison notamment des taux d'intérêt élevés, ont certes influencé de manière non négligeable cette évolution. Sur l'ensemble de la période, la part des revenus du capital dans les revenus totaux a crû d'environ 25% en Allemagne, de 50% aux États-Unis, a quasi doublé en France, aux Pays-Bas et en Suède, et a plus que doublé au Royaume-Uni et en Norvège.¹⁴ Les pseudo-Gini des revenus des capitaux ont eux aussi augmenté dans tous les pays (sauf aux Pays-Bas où la corrélation de Gini a fortement diminué). Si, dans le graphique 3, nous joignons les points correspondant au parcours de chaque pays, nous observerions une trajectoire nord-est, traduisant une hausse de la contribution des revenus des capitaux à l'inégalité. Au cours de la période étudiée, les revenus du capital expliquent une part croissante de l'inégalité du revenu total (tableau 8). Néanmoins, l'impact des revenus du capital sur l'inégalité reste très modeste. Ce faible impact des revenus du capital sur l'inégalité peut paraître surprenant. Podder (1993) et Lerman et Yitzhaki (1985) obtiennent des résultats semblables sur des données australiennes et américaines respectivement. Selon Lerman et Yitzhaki, la faible contribution à l'inégalité des revenus du capital est consistante avec la théorie du cycle de vie : puisque les revenus du capital se substituent aux revenus du travail et constituent un complément des transferts-pension lorsqu'on devient âgé, leur contribution à l'inégalité peut être modérée.

¹⁴ Le graphique 3 montre une grande dispersion de la part des revenus du capital dans le revenu total : à une extrême, l'Allemagne, où les revenus du capital représentent plus de 8% du revenu total, à l'autre extrême, les Pays-Bas, avec une part de 3%. Ces divergences trouvent partiellement leur origine dans le manque d'homogénéité de cette source de revenu. Par exemple, les revenus du capital des travailleurs indépendants sont compris, aux Pays-Bas, dans les revenus des indépendants; ou encore, dans certains pays, on ne considère que les revenus du capital financier, alors que dans d'autres, on considère l'ensemble des revenus du capital mobilier et immobilier.

V.2 LES TRANSFERTS

A côté des allocations-chômage, divers types de prestations sociales assurent des ressources à ceux, de plus en plus nombreux, qui se sont retirés de la population active ainsi qu'à ceux qui n'étaient pas ou plus éligibles aux allocations-chômage : transferts-pension et transferts sous condition de ressources, mais aussi pensions d'invalidité accordées à un nombre croissant de bénéficiaire dont le "handicap" est la difficulté de retrouver du travail. Bien que le recours à ces transferts ait varié selon les pays et les années, le tableau 5 révèle une caractéristique commune à l'ensemble des pays, sauf la France, au début des années nonante, à savoir que le nombre de bénéficiaires de pensions d'invalidité ou de préretraite est égal ou supérieur au nombre de bénéficiaires d'allocations-chômage. Nous passerons en revue ces différents types de transferts en essayant d'analyser leur contribution à l'inégalité.

V. 2.a Les allocations-chômage

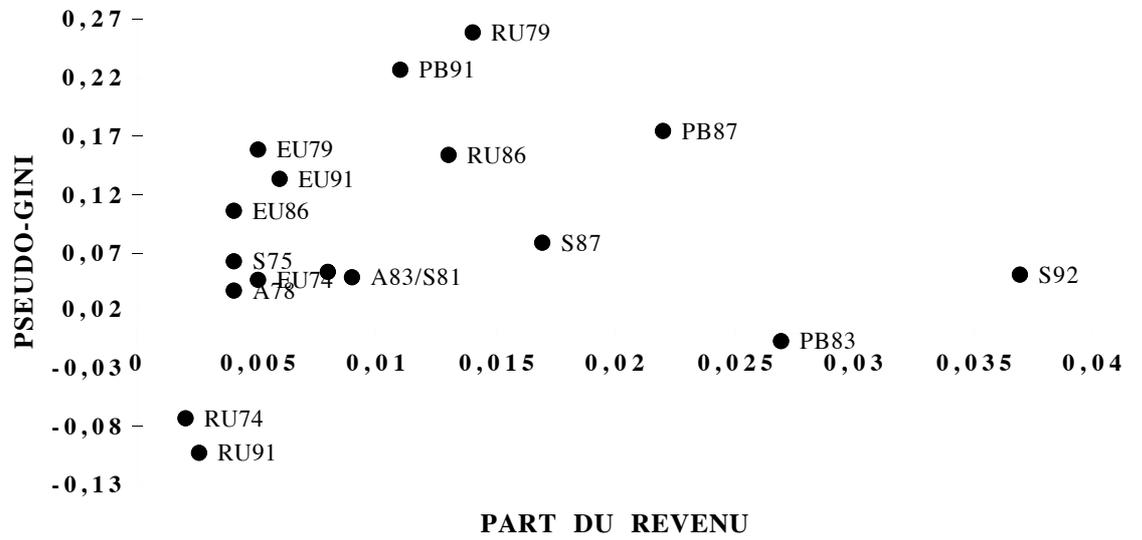
Le graphique 4 montre que dans la plupart des pays pour lesquels nous disposons de données, les allocations chômage représentent moins de 1,5% du revenu total; leur part n'est supérieure à 1,5% qu'aux Pays-Bas et en Suède. Bien sûr, les différences de parts des allocations de chômage ne reflètent pas uniquement des différences d'ampleur du chômage dans les pays considérés, mais aussi des différences de générosité des systèmes d'allocations chômage (Blöndal et Pearson, 1995). C'est en Suède que les allocations chômage sont le plus généreuses; en outre, cette variable incorpore des transferts liés à diverses mesures en faveur de l'emploi (formation des chômeurs, par exemple), ce qui justifie la part beaucoup plus élevée que dans les autres pays, en dépit d'un taux de chômage plus faible.

En ce qui concerne l'évolution des allocations-chômage, les principales tendances qui se dessinent au cours de la période sont une hausse de leur part en Allemagne (1978-83), au Royaume-Uni (1974-79), et en Suède (1975-92), un maintien aux Etats-Unis et une baisse aux Pays-Bas, d'une part, et une hausse du pseudo-Gini, sauf en Suède, d'autre part. Néanmoins, les valeurs peu élevées tant des parts que des pseudo-Gini, maintiennent la contribution absolue des allocations chômage à un niveau négligeable (tableau 9).

V. 2.b Les transferts-pension et pensions

De tous les transferts, les transferts-pension (Tableau 10) ont les poids dans le revenu total les plus importants. Ils représentent plus de 10 pour-cent du revenu brut agrégé en Allemagne, et plus de 6% aux États-Unis, au Royaume-Uni et aux Pays-Bas. Tout comme les transferts-pensions, les pensions du secteur privé représentent une part importante des revenus totaux. Les pensions privées représentent près de la moitié des transferts pension en Allemagne et au Royaume-Uni (1974-79), plus de la moitié au Royaume-Uni et aux États-Unis à partir de 1979, et un montant quasi équivalent aux transferts pension aux Pays-Bas. En ce qui concerne la France et la Suède, nous n'avons pas pu désagréger les transferts-

GRAPHIQUE 4. ALLOCATIONS - CHÔMAGE

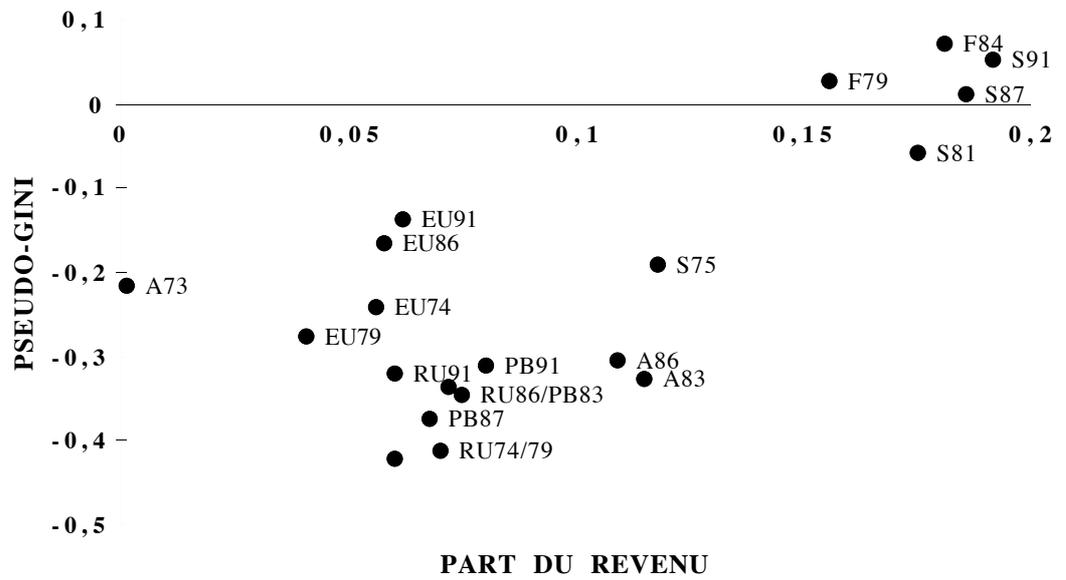


pension et les pensions payées par les employeurs; en outre, les transferts-pension incluent les pensions d'invalidité; ceci justifie l'importance de la part des transferts-pension dans le revenu total. En Norvège les transferts-pensions n'ont pu être isolés des transferts publics, d'où la part importante de ces derniers (tableau 12).

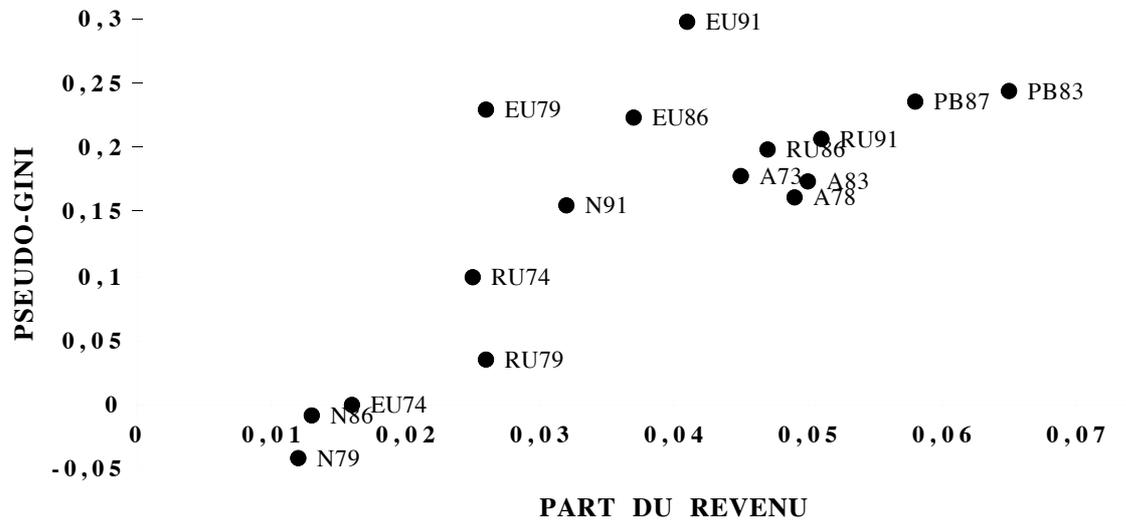
Il ressort du tableau 2, où nous avons agrégé les transferts-pension et les pensions de manière à rendre plus aisée la comparaison entre pays, que la part de ceux-ci accuse une hausse de 8 points de pourcentage en Suède, et une hausse comprise entre 2 et 3 points aux Pays-Bas (1983-87), au Royaume-Uni, aux États-Unis et en France. Seule l'Allemagne manifeste une relative stabilité de la part des transferts-pension et pensions (en 1973, les transferts-pensions faisaient partie des transferts publics dans ce pays). Il est impossible de décrire avec exactitude l'évolution de la variable agrégée en Norvège; néanmoins, la légère hausse des transferts publics et la hausse des pensions privées de 2 points entre 1986 et 1991 laisse supposer que la variable agrégée transferts-pension et pensions a aussi augmenté. Si le vieillissement de la population a eu un effet non négligeable sur cette évolution, on ne peut cependant exclure le rôle qu'ont pu jouer à cet égard les nombreuses mesures visant les travailleurs et chômeurs âgés dans le but de réduire le chômage.

Parmi ces mesures, notons les pensions complètes pour chômeurs âgés d'au moins 60 ans mises en oeuvre en Allemagne (depuis 1957), en France (Allocations spéciales FNE, 1979) aux Pays-Bas, en Suède (depuis 1972; ont à certaines périodes été octroyées à partir de 55 ans), d'une part, et les préretraites soumises à une contrainte de remplacement du travailleur âgé par un chômeur ou un jeune, adoptées au Royaume-Uni (Job Release Scheme, 1977-88), en France (Contrats de solidarité, 1982-88) et en Allemagne (1984-88), d'autre part. Des plans de préretraites existent aussi en Norvège depuis 1979. D'autres mesures existent également, qui n'étaient pas dictées par la nécessité de faire face à la dégradation des marchés du travail mais par le souci d'accorder plus de poids aux préférences individuelles des travailleurs en leur permettant de se retirer de la vie active avant l'âge de la retraite. Il s'agit par exemple des pensions à taux réduit, dont les bénéficiaires potentiels doivent avoir atteint l'âge de 60 ans en France (1983), et en Suède, et 62 ans aux États-Unis (1961) et les pensions complètes pour travailleurs ayant presté 35 années de travail et de cotisations aux régimes de pension proposées en Allemagne (1973). Quelle que soit la motivation explicite des plans de préretraite, l'existence même de ceux-ci et le traitement financier plus favorable des préretraités que des chômeurs ont fait des travailleurs âgés la cible privilégiée des employeurs dans leurs politiques d'ajustement et de restructuration de la main d'oeuvre et ont contribué à la baisse du taux d'activité des travailleurs de plus de 55 ans. Dans la mesure où le non-emploi des travailleurs âgés s'est substitué au chômage de travailleurs plus jeunes, les allocations de préretraite sont un réel substitut aux allocations-chômage.

GRAPHIQUE 5. TRANSFERTS - PENSION



GRAPHIQUE 6. PENSIONS



Comme on le voit dans le graphique 5 où tous les points à l'exception de ceux correspondant à la France et à la Suède (1987-91) sont situés dans le cadran négatif, les transferts-pension réduisent l'inégalité des revenus totaux.¹⁵ Cette réduction est de l'ordre d'un point en valeur absolue aux États-Unis, et de 2 à 4 points dans les autres pays. À l'inverse, les pensions de retraite payées par les employeurs contribuent de façon positive à l'inégalité du revenu total, ce que traduit le graphique 6 où tous les points sont situés dans le cadran positif. Cette différence entre les transferts-pension et pension est liée à la différence de corrélation de Gini : celle-ci est négative dans le premier cas, et positive dans le second, ce qui signifie que les retraités disposant de transferts-pension sont situés plus bas dans l'échelle du revenu total que les retraités disposant de pensions privées. Au total, les transferts-pension et pensions pris ensemble tendent à légèrement réduire l'inégalité des revenus totaux (sauf aux États-Unis (1991) où la contribution jointe est légèrement positive).

Au cours du temps cependant, les transferts-pension et pensions privées tendent à devenir moins redistributifs, ce que traduisent les évolutions des contributions absolues et relatives à l'inégalité (tableaux 10 et 11) ainsi que le mouvement vers le nord, accompagnant le mouvement vers l'est dû à l'augmentation des parts, représenté dans les graphiques 5 et 6. Les pseudo-Gini des transferts-pension et des pensions privées accusent une hausse aux États-Unis et au Royaume-Uni, de même qu'en France et en Suède où les deux sources de revenus sont agrégées; aux Pays-Bas, le pseudo-Gini des transferts-pension augmente tandis que celui des pensions est stable. La hausse des coefficients de corrélation qui a concouru à ces évolutions indique qu'en fin de période, les pensionnés occupent un rang plus élevé dans la distribution du revenu total qu'en début de période.

Plusieurs éléments ont pu se conjuguer pour produire ce mouvement dans la hiérarchie des revenus. Premièrement, l'avancement de l'âge de la retraite a pu modifier la structure des revenus des ménages plus âgés. À côté de la situation classique des familles où le chef de ménage et son conjoint bénéficient tous deux de revenus du travail jusqu'à l'âge de la retraite, et ensuite de pensions de retraite, on rencontre de plus en plus fréquemment des ménages mixtes où l'un des époux a pu garder une occupation professionnelle tandis que l'autre est préretraité. Le fait que ces ménages mixtes bénéficient d'un revenu total supérieur à celui des ménages de retraités âgés ne disposant que de pensions de retraite induit une hausse de la corrélation entre les transferts-pensions et pensions et les revenus totaux. Par ailleurs, il est probable que les travailleurs qui ont pris une retraite anticipée sur base volontaire sont aussi ceux dont le revenu total était relativement élevé. Ces

¹⁵Les pseudo-Gini des transferts pensions sont positifs en France et en Suède parce que ces transferts pensions incluent les pensions payées par les employeurs généralement positivement liées aux revenus totaux (cf. graphique 5)

préretraités disposent de pensions attrayantes, auxquelles peuvent s'ajouter des revenus du capital. Deuxièmement, la hausse du taux d'activité des femmes a pu accroître le montant des transferts-pension et pensions des ménages retraités, sauf peut-être dans les pays où les transferts pensions sont de type assistance (régime béveridgien), et donc moins dépendants des revenus du travail (c'est en partie le cas aux États-Unis, en Suède, aux Pays-Bas, et en Norvège). Troisièmement, il est possible que les transferts-pension et pensions aient connu une revalorisation par rapport à d'autres sources de revenu (Atkinson, 1993). Au total, par suite de l'augmentation de leur part dans le revenu total et de la baisse de leur effet redistributif, les transferts pensions et les pensions contribuent davantage au cours du temps, tant en termes absolus qu'en termes relatifs, à l'inégalité des revenus totaux. Seuls les Pays-Bas et l'Allemagne font exception¹⁶.

Notons enfin que de tous les transferts, les transferts-pension sont ceux pour lesquels l'élasticité de Gini est, en valeur absolue, la plus élevée. En d'autres termes, une augmentation proportionnelle des transferts-pension conduirait à une réduction du Gini en pourcentage plus importante qu'une augmentation proportionnelle de tout autre transfert.

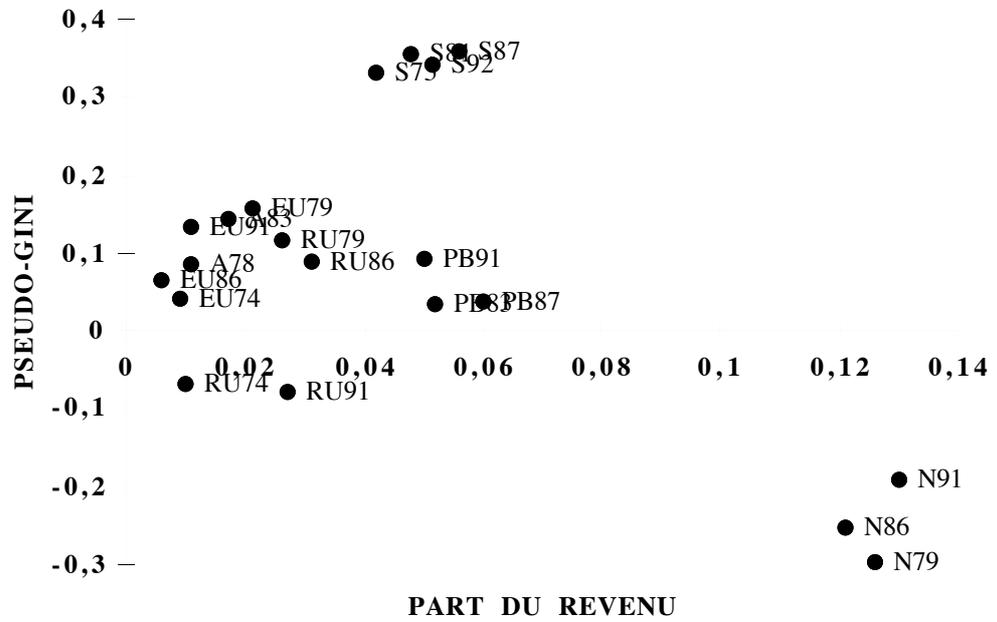
V. 2. c Autres transferts publics

Le non-emploi a été financé non seulement par des allocations-chômage et des mises à la préretraite, mais aussi par des allocations d'invalidité et des allocations pour congés de maladie prolongés¹⁷. Sauf en France et en Suède où,

¹⁶ Les incitations aux retraits de la population active, une pratique largement utilisée jusqu'ici, pourraient poser problème à long terme. Dans la mesure où ces retraits sont financés par les employeurs (pensions privées), ils contribuent moins que d'autres politiques à réduire l'inégalité des revenus totaux. Dans la mesure où ils sont financés par l'État (transferts-pension), la question du financement n'est pas résolue et risque de devenir plus aiguë. Les transferts-pensions représentent une part de plus en plus importante des revenus des facteurs. Vu le vieillissement de la population, en l'absence de croissance de l'emploi, le taux de dépendance des non-actifs par rapport aux actifs continuera à croître. Or, il apparaît que financer une augmentation des prestations par une hausse du taux de cotisations sociales prélevées sur les salaires n'est pas souhaitable : cela va à l'encontre des mesures proposées pour résorber le chômage européen (Drèze, 1995). La viabilité du système de protection sociale pourrait donc à terme être compromise et les règles en matière de cotisations, d'éligibilité et de prestations pourraient devenir imprévisibles. L'incertitude sur l'évolution du système de protection sociale pourrait en retour susciter une modification du comportement d'épargne des agents, et entraîner une instabilité au niveau macro-économique (Lindbeck, 1994). En conséquence, il apparaît nécessaire de réduire l'utilisation des préretraites comme palliatif à l'insuffisance de créations d'emploi, d'une part, et de repenser globalement l'ensemble des règles du système de retraite, d'autre part.

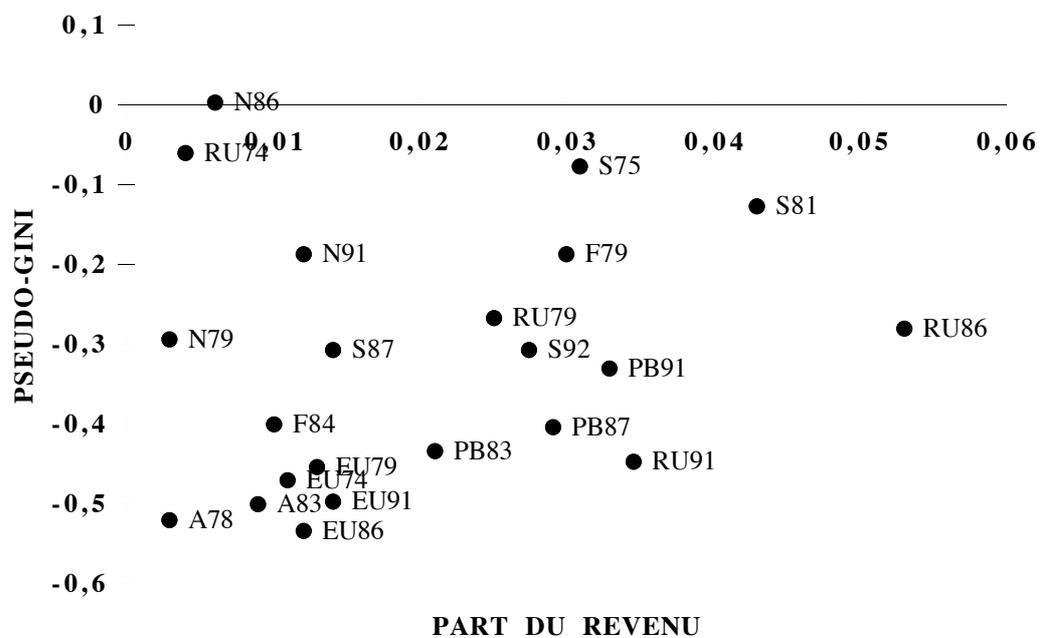
¹⁷ Non seulement les allocations maladie ont pu se substituer aux allocations chômage, mais on constate aussi une complémentarité entre allocations de maladie et allocations chômage, liée notamment aux effets néfastes du chômage sur la santé. Ainsi, il a été montré qu'en Suède, entre 1978 et 1990, les chômeurs ont reçu la plus importante partie des allocations pour maladie et que les chômeurs avaient une probabilité 4 à 5 fois plus élevée de se porter malades que les individus de même âge ayant une activité professionnelle (Blöndal et

GRAPHIQUE 7. TRANSFERTS PUBLICS



Pearson, 1995).

Graphique 8. Transferts sous condition de revenu



comme cela a déjà été signalé, les pensions d'invalidité font partie des transferts-pension, les allocations pour invalidité et maladie sont inclus dans notre variable résiduelle dénommée transferts publics.¹⁸ Globalement, les transferts publics à l'exclusion des transferts-pension, des allocations familiales et des allocations-chômage, ont un poids allant jusqu'à 6 pour-cent du revenu total (Pays-Bas) selon les pays et les années (tableau 12 et graphique 7). Nous ne disposons pas d'éléments permettant d'apprécier avec finesse l'évolution de chaque composante des transferts publics. Néanmoins, sans la montée du chômage et du non-emploi, l'augmentation de la part des transferts publics dans les revenus totaux eut probablement été moins importante que celle qui a pris place, surtout dans la première moitié des années quatre-vingt. Si dans certains pays - Allemagne, Pays-Bas, Suède- l'état du marché du travail et la difficulté de retrouver un travail "acceptable" sont des critères qui ont été introduits explicitement dans la détermination de l'éligibilité à une pension d'invalidité, dans les autres, la reconnaissance a été implicite. C'est le cas du Royaume-Uni, pays où la croissance du nombre de bénéficiaires a été la plus importante et où, comme le suggèrent certaines études (Blöndal et Pearson, 1995) ces pensions d'invalidité ont été une forme d'allocation de préretraite. Les pseudo-Gini des transferts publics sont positifs (sauf au Royaume-Uni en 1974 et 1991, et en Norvège où ils comprennent les transferts pensions); mais leur valeur est généralement faible. En conséquence, la contribution absolue à l'inégalité des transferts publics est partout négligeable; seule la Suède (1975-87) fait exception, avec une contribution comprise entre 1.4 et 2 points, supérieure à celle des revenus du capital.

V. 2. d Les transferts sous condition de revenu

Ces transferts¹⁹ représentent moins d'un pour-cent des revenus totaux en Allemagne, et en Norvège (1979-86), et sont rarement supérieurs à 3 pour-cent ailleurs (tableau 13 et graphique 8). Néanmoins, en cours de période, leur part a augmenté dans tous les pays, sauf en France, et en Suède où leur part a diminué entre 81 et 87 pour augmenter de nouveau en fin de période²⁰. Cependant, comme c'était le cas pour les transferts publics, c'est au Royaume-Uni que la hausse de la part des transferts sous condition de revenu a accusé la plus forte progression:

¹⁸ Outre les allocations de maladie et d'invalidité, cette variable résiduelle comprend les allocations de maternité, allocations en cas d'accidents, allocations aux militaires et anciens combattants.

¹⁹Ce support financier prend la forme d'une assistance-chômage en Allemagne, en France (1987), d'un revenu minimum garanti au Royaume-Uni (1949), aux Pays-Bas (1963) et en France (1989). Aux Etats-Unis, ce type d'assistance n'existe que pour les familles avec enfants. Cette assistance est soumise à un critère de revenu ou de richesse familiale.

²⁰ Au Royaume-Uni, au cours de la période 1974-90, la croissance du nombre de bénéficiaires du revenu garanti a été nettement supérieure à celle du nombre de bénéficiaires d'allocations-chômage. Aux Pays-Bas, depuis 1983, le nombre de bénéficiaires d'allocations-chômage diminue, alors que le nombre de bénéficiaire du revenu garanti augmente jusqu'en 1986 puis diminue jusqu'en 1990 mais reste supérieur au niveau de 1983 (OCDE 1994).

environ 5 points entre 1974 et 1986, et 3 points entre 1974 et 1991, en raison de la baisse de part de 1986 à 1991.

Malgré des pseudo-Gini négatifs, les transferts sous condition de revenu ne réduisent l'inégalité que de façon limitée en raison de leur mince proportion du revenu total. Les graphiques 7 et 8 montrent cependant que si les parts des transferts publics et des transferts sous condition de revenu s'accroissent toutes deux avec le temps, les pseudo-Gini des transferts publics sont relativement stables ou en hausse alors que ceux des transferts sous condition de revenu sont le plus souvent en diminution. L'Allemagne, les Pays-Bas, et la Norvège font exception, avec des pseudo-Gini stables ou en légère hausse. Cela étant, même dans ces trois pays, l'évolution conjointe des parts et des Pseudo-Gini des transferts sous condition de revenus, conduit à renforcer leur contribution négative à l'inégalité. En d'autres termes, les transferts sous condition de revenus remplissent de mieux en mieux leur fonction redistributive. Comme dans le cas des autres transferts, les élasticités de Gini des transferts sous condition de ressources sont négatives; en valeur absolue, elles sont plus importantes que celles des transferts publics, et leur évolution confirme l'influence croissante de ces transferts sur la réduction de l'inégalité.

VI DU REVENU TOTAL BRUT NON AJUSTÉ AU REVENU NET AJUSTÉ

Les tableaux 1a, 1b et 1c en annexe présentent respectivement l'indice de Gini du revenu brut non ajusté pour la taille et/ou composition des ménages, du revenu brut ajusté et du revenu net ajusté pour l'ensemble des pays et années de notre échantillon. L'ajustement des revenus pour la taille et/ou composition des ménages a été réalisé à l'aide de l'échelle d'équivalence de l'OCDE; notre unité d'analyse reste le ménage.²¹

De manière générale, les indices d'inégalité du revenu brut ajusté sont plus faibles que les indices d'inégalité du revenu non ajusté. Cela s'explique par le fait que la dispersion relative des revenus est moins étendue lorsque les revenus sont ajustés pour la taille et/ou composition des ménages.²² On remarque que, sauf en

²¹L'échelle d'équivalence de l'OCDE donne un poids de 1 au premier adulte du ménage, un poids de 0,7 aux autres adultes et un poids de 0,5 aux enfants de moins de 18 ans. L'échelle d'équivalence de l'OCDE correspond à une élasticité d'équivalence de 0,67 (les revenus non ajustés correspondent aux revenus ajustés avec une élasticité d'équivalence nulle). Pour plus de détails concernant les échelles d'équivalence, le lecteur consultera : Buhman et alii (1988), pour une présentation générale des échelles d'équivalence; Danziger et Taussig (1979) et Cowell (1984), sur le choix de la pondération par ménage ou par individu; Van Haepelen et Wodon (1996) sur l'impact d'une modification de l'échelle d'équivalence sur la contribution des sources de revenus à l'inégalité du revenu total.

²² Coulter et alii (1992) étudient l'impact d'une modification de l'élasticité d'équivalence sur l'indice d'inégalité. Une modification de l'élasticité d'équivalence peut être décomposée en deux effets : un effet de concentration (changement de la dispersion relative des revenus sans modification de la position relative des revenus dans les deux distributions de revenus équivalents) et un effet de réarrangement des revenus (modification de la position relative

France et en Norvège, la variation de l'indice d'inégalité du revenu brut ajusté au cours des années 1980 est de même signe que celle du revenu non ajusté. L'ampleur des variations est cependant toujours proportionnellement plus importante dans le cas des revenus ajustés.

Les taxes opèrent dans le sens attendu : partout les indices d'inégalité du revenu net ajusté sont plus faibles que ceux du revenu brut ajusté. Les indices de Gini du revenu net ajusté manifestent la même tendance que ceux du revenu brut ajusté. Par rapport à l'évolution de la dispersion du revenu brut ajusté, la dispersion du revenu net ajusté s'est moins réduite ou s'est davantage élargie, sauf en France où les variations sont comparables. Il convient de noter qu'au cours des années quatre-vingt, la dispersion du revenu net ajusté s'est considérablement élargie en Suède, au Royaume-Uni et aux Etats-Unis. Nos résultats confirment le trend observé jusqu'au milieu des années quatre-vingts par Smeeding et Coder (1993) sur base des variations des écarts interdéciles du revenu net : hausse d'inégalité au Royaume-Uni, aux Etats-Unis et en Suède, et baisse de l'inégalité aux Pays-Bas.

Pour tenter d'expliquer l'évolution de l'inégalité du revenu net au cours des années quatre-vingt, nous aurons recours, une fois encore, à la décomposition du revenu par sources. La méthode utilisée est identique à celle utilisée pour la décomposition du revenu brut. La seule différence vient de l'introduction des taxes, avec un signe négatif, puisque le revenu net est égal à la somme des revenus de facteurs et des transferts dont on soustrait les taxes. Les dates de comparaison retenues sont donc, pour chaque pays, l'année la plus proche de 1980 et l'année la plus proche de 1990.

Rappelant que la contribution absolue de chaque source de revenu à l'inégalité du revenu total est le produit de la part de cette source dans le revenu total par le pseudo-Gini de cette source et que l'indice d'inégalité du revenu total est la somme des contributions absolues, la variation de l'indice de Gini entre les moments t et $t+1$ peut s'écrire de la manière suivante:

des revenus). Sous l'hypothèse de corrélation positive entre revenu et taille du ménage, ce qui est vérifié empiriquement pour les pays de notre échantillon (Buhman et alii (1988)), la dispersion relative des revenus diminue lorsque l'élasticité d'équivalence augmente. La diminution de l'indice d'inégalité implique que l'effet de concentration domine l'effet de réarrangement. Une comparaison des résultats des décompositions de l'indice de Gini du revenu non ajusté et du revenu ajusté par source fait apparaître que l'essentiel de la diminution de l'inégalité observée résulte de la diminution de contribution des salaires, en raison de la diminution de leur part dans le revenu total; en revanche, les pensions et transferts-pension manifestent une tendance à augmenter l'indice d'inégalité des revenus ajustés par rapport à l'indice d'inégalité du revenu non ajusté. Pour plus de détails, voir Burkhauser et alii (1994), Van Haepelen et Wodon (1996).

$$\Delta G = \sum_k S_{k,t} (pG_{k,t+1} - pG_{k,t}) + \sum_k pG_{k,t} (S_{k,t+1} - S_{k,t}) + \sum_k (pG_{k,t+1} - pG_{k,t})(S_{k,t+1} - S_{k,t})$$

où $S_{k,t}$ et $S_{k,t+1}$ représentent la proportion de la source k dans le revenu total et $pG_{k,t}$ et $pG_{k,t+1}$, le pseudo-Gini de la source k , en début et en fin de période respectivement. Le premier terme du membre de droite représente la variation de l'indice d'inégalité due aux variations des pseudo-Gini, le deuxième terme, la variation due aux changements des parts et le troisième terme est la covariance des parts et des pseudo-Gini.

Les résultats de la décomposition de la variation du Gini du revenu net ajusté sont présentés dans le tableau 1. Pour garantir la lisibilité de ceux-ci, nous avons agrégé les transferts et pensions, ce qui limite à quatre les sources de revenu.

Dans quatre pays, l'inégalité du revenu net ajusté a diminué au cours de la période. Ce sont l'Allemagne et la France, où nous ne couvrons malheureusement pas l'ensemble mais seulement le début des années quatre-vingt, ainsi que les Pays-Bas et la Norvège. Comme on peut le lire dans le tableau 1c en annexe, exprimées en pourcentage du Gini, ces baisses sont peu importantes - de moins de 1% aux Pays-Bas à 3,5% en Norvège. La plus grande partie de cette diminution s'explique par l'évolution tant des parts que du pseudo-Gini des "autres revenus" (essentiellement revenus des indépendants et revenus du capital) en Allemagne, aux Pays-Bas et en Norvège. En France, en revanche, c'est la baisse de la part des salaires qui justifie la diminution de l'inégalité totale. Dans ces quatre pays, l'effet combiné des taxes et transferts a été dans le sens d'une augmentation d'inégalité du revenu total : les taxes sont partout devenues moins redistributives, surtout aux Pays-Bas et dans une moindre mesure en Norvège. Cet effet négatif des taxes a été accentué par celui des transferts en Allemagne et en France, et non compensé par celui des transferts dans les deux autres pays.

En ce qui concerne le Royaume-Uni, la Suède et les Etats-Unis, l'ajustement pour la taille des ménages et la prise en compte des taxes n'ont pas compensé la hausse d'inégalité des revenus bruts. Dans ces trois pays, l'augmentation d'inégalité du revenu net ajusté est même, en pourcentage, supérieure à celle du revenu brut. A l'origine de cette hausse d'inégalité du revenu net, on trouve, dans les trois pays, l'influence commune des revenus des travailleurs indépendants et des revenus du capital. La hausse d'inégalité de ces revenus est supérieure à celle du revenu net total au Royaume-Uni et représente 50% et 25% de celle-ci aux Etats-Unis et en Suède respectivement. Dans ces deux derniers pays les taxes et transferts sont devenus globalement moins redistributifs - leur évolution compte pour plus de la moitié de la hausse d'inégalité du revenu net aux Etats-Unis, et pour le quart en Suède -, ce qui n'est pas le cas au Royaume-Uni où globalement, les taxes et transferts sont devenus légèrement plus redistributifs. Enfin, en ce qui concerne les salaires, l'évolution des parts a contrebalancé celle des pseudo-Gini au Royaume-Uni et aux Etats-Unis, d'où leur impact négligeable sur l'inégalité. En Suède, en revanche, les salaires expliquent la moitié de la hausse d'inégalité.

Il est à remarquer que le Royaume-Uni est le seul pays où le système de taxation est devenu plus redistributif. Ceci est déconcertant dans la mesure où le

Tableau 1.: Variation du Gini du revenu net ajusté au cours des années 1980

Pays	Sources	Variation du pseudo-Gini	Variation des parts	Covariance	Total
Allemagne	Salaires	0,00596	0,00119	0,00003	0,00718
	Autres revenus	-0,00312	-0,02762	0,00279	-0,02795
	Transferts	0,00007	0,00333	0,00265	0,00607
	Taxes	0,00496	0,00072	-0,00004	0,00564
	Total	0,00787	-0,02237	0,00544	-0,00905
France	Salaires	-0,00943	-0,01432	0,00052	-0,02324
	Autres revenus	-0,00034	0,00461	0,00210	0,00638
	Transferts	0,00306	0,01015	-0,00133	0,01189
	Taxes	-0,00031	0,00120	0,00001	0,00090
	Total	-0,00702	0,00165	0,00130	-0,00407
Pays-Bas	Salaires	0,03919	-0,01595	-0,00209	0,02114
	Autres revenus	-0,01691	-0,04342	0,00280	-0,05753
	Transferts	-0,03247	-0,00158	-0,00296	-0,03702
	Taxes	0,01570	0,06054	-0,00506	0,07118
	Total	0,00550	-0,00042	-0,00731	-0,00223
Royaume-Uni	Salaires	.04818	-.03802	-.00484	.00531
	Autres revenus	.01602	.03706	.01624	.06932
	Transferts	-.00084	.00944	.00622	.01482
	Taxes	-.02161	-.00556	-.00114	-.0283
	Total	.04174	.00291	.01648	.06114
Suède	Salaires	0,04838	-0,02415	-0,00373	0,02050
	Autres revenus	0,0134	-0,00144	-0,00195	0,01007
	Transferts	-0,01696	-0,00975	0,01695	-0,00976
	Taxes	-0,00085	0,01896	0,00012	0,01823
	Total	0,04404	-0,01638	0,01138	0,03904
Norvège	Salaires	0,01346	-0,02128	-0,00086	-0,00867
	Autres revenus	-0,00717	-0,00869	0,00117	-0,01469
	Transferts	-0,01118	0,00566	0,00008	-0,00544
	Taxes	0,00588	0,01487	-0,00060	0,02014
	Total	0,00099	-0,00944	-0,00022	-0,00867
Etats-Unis	Salaires	0,01632	-0,01851	-0,00079	-0,00298
	Autres revenus	0,01444	-0,00004	0,00024	0,01463
	Transferts	0,00854	0,00288	0,00361	0,01503
	Taxes	-0,00613	0,00796	0,00036	0,00218
	Total	0,03317	-0,00771	0,00342	0,02887

Source.: Calcul des auteurs à partir du LIS.

système de taxation y a subi des modifications au cours de la période 1979-88, dont les principales, intervenues entre 1985-88, ont eu pour effet de le rendre moins redistributif (Johnson et Webb, 1993). Des modifications sont aussi intervenues en Suède après 1987: baisse des taux et élargissement de la couverture (Bradbury, 1993). Ceci justifie que l'effet 'part' soit positif et contribue à augmenter l'inégalité au cours des années quatre-vingt.

CONCLUSION

Cette étude a mis en évidence les profonds bouleversements intervenus dans la structure du budget des ménages. Dans tous les pays de notre échantillon, la part des revenus du travail - tant salarié qu'indépendant - diminue tandis qu'on observe une hausse de la part des revenus du capital et des transferts. Parallèlement aux allocations-chômage, se développent les transferts-pension, les pensions payées par le secteur privé, les pensions d'invalidité et les transferts sous condition de ressources (transferts de type assistance). Les relations que nous avons pu établir avec d'autres études montrent que le développement de ces transferts n'est pas sans lien avec les modifications du marché du travail, dont une des principales manifestations est la croissance du non-emploi, sous-estimé par les chiffres officiels de chômage. Le développement des plans de préretraite dans le but de résorber le chômage a conduit à substituer des préretraités à des chômeurs et explique, conjointement avec le vieillissement de la population, la hausse de la part des transferts-pension et pensions privées dans le revenu total des ménages. La croissance des pensions d'invalidité s'explique par le recours accru à ces transferts comme substituts aux allocations-chômage, et enfin, la croissance des transferts sous conditions de ressources se justifie par le nombre croissant de personnes sans emploi, non éligibles à d'autres types de transferts.

Ces modifications de la structure du budget des ménages n'ont pas été sans effet sur l'inégalité de la distribution du revenu total. Comme nous l'avons montré, l'impact de chaque source de revenu sur l'inégalité du revenu total dépend de la part de cette source dans le revenu total et du pseudo-Gini de cette source. Une baisse proportionnelle du revenu d'une source entraîne une baisse de la part de cette source dans le revenu total; si cette source contribue positivement à l'inégalité, on devrait observer une baisse de l'inégalité du revenu total d'autant plus importante que l'élasticité du Gini du revenu total par rapport à cette source de revenu est élevée. Il apparaît cependant que les variations de revenus des différentes sources n'ont pas été des variations proportionnelles. En effet, la crise de l'emploi n'a pas conduit à une réduction proportionnelle de la durée du travail et des revenus du travail pour tous les travailleurs, mais à une augmentation du chômage et des retraits de la population active. En conséquence, la baisse de la part des salaires observée dans tous les pays a été compensée par une concentration accrue des salaires et une hausse des pseudo-Gini, conduisant dans plusieurs pays à une hausse de l'inégalité du revenu total. L'évolution des revenus du capital est un deuxième facteur de hausse d'inégalité du revenu total, en raison tant d'une hausse de leur part que d'une tendance à devenir plus inégalitaires. En ce qui concerne les transferts, certains

d'entre eux, notamment les transferts-pension dont la part a fortement augmenté au cours de la période, tendent à devenir moins redistributifs. Seuls les transferts sous condition de ressources sont de plus en plus redistributifs. Il apparaît donc que les transferts ont de moins en moins contribué à diminuer l'inégalité du revenu total, voire ont même, dans certains pays, contribué directement à la hausse de l'inégalité.

Sauf en France et en Norvège, où l'inégalité du revenu brut est stable ou augmente tandis que celle du revenu net diminue, l'inégalité du revenu net et du revenu brut évolue dans le même sens. Au Royaume-Uni, en Suède et aux Etats-Unis, l'élargissement de la dispersion du revenu net ajusté pour la taille et/ou composition du ménage a été supérieure à celle du revenu brut., et aux Pays-Bas, la diminution d'inégalité du revenu net est inférieure à celle du revenu brut. Au cours des années quatre-vingt, dans tous les pays de notre échantillon excepté le Royaume-Uni, les taxes et transferts contribuent globalement à augmenter l'inégalité du revenu net .

Si les systèmes de protection sociale ont pu pallier, dans une certaine mesure, au niveau individuel, l'absence de revenus du travail liée à l'insuffisance d'emplois dans l'économie, le recours accru à la protection sociale manifeste cependant des limites.

Tout d'abord, il y a la question du financement des régimes de protection sociale. Actuellement, la charge du financement repose entièrement sur le travail. Si l'emploi continue à diminuer, le nombre de non-actifs s'élèvera davantage par rapport au nombre d'actifs et le taux de dépendance continuera à monter. Cette hausse du taux de dépendance, s'ajoutant à la hausse du taux de dépendance liée au vieillissement de la population, pourrait devenir insoutenable à long terme. L'assiette de prélèvement se rétrécissant, cette situation implique en effet une hausse des taux de prélèvements sur les salaires et par suite une hausse du coût du travail, avec ses conséquences négatives sur l'emploi. On n'est donc pas à l'abri d'un cercle vicieux. La viabilité du système de protection sociale semble par conséquent compromise et les règles en matière de cotisations, d'éligibilité et de prestations, imprévisibles.

Ensuite, les systèmes de redistribution semblent être devenus moins efficaces dans leur rôle de réduction des inégalités, ce qui est très préoccupant. Le traitement différencié, en matière de redistribution, des individus sans emploi selon qu'ils bénéficient de pensions de (pré)retraite ou d'invalidité, d'allocation-chômage, de transfert sous condition de revenu, peut avoir augmenté l'inégalité parmi ceux-ci. Face aux inégalités de situation engendrées par la croissance du non-emploi, entre ceux qui ont un emploi et ceux qui n'en ont pas, d'une part, et entre ceux qui n'ont pas d'emploi, d'autre part, il conviendrait d'accorder davantage d'attention aux inégalités de revenus qu'aux inégalités de salaires. A cet égard, une étude de l'évolution de la contribution de l'inégalité inter-groupes (ceux qui ont un emploi et ceux qui n'en ont pas) et intra-groupe à l'inégalité du revenu total pourrait apporter des résultats intéressants.

En conséquence, si les marchés du travail persistent dans leur incapacité à absorber toute la main-d'oeuvre disponible, une profonde restructuration des systèmes de protection sociale s'avère indispensable. Tant l'assiette et les taux des prélèvements que les conditions d'éligibilité, les types et montants des prestations doivent être redéfinis si l'on veut que les systèmes de protection sociale agissent efficacement sur la réduction des inégalités de revenu.

REFERENCES

- Allison, P., (1978), Measures of Inequality, *American Sociological Review*, 43, December.
- Atkinson, A., (1993) What is Happening to the Distribution of Income in the UK? Discussion Paper WPS/87, London School of Economics.
- Atkinson, A., (1994) , Explaining the Distribution of Income, Paper prepared for the Joseph Rowntree Inquiry into Income and Wealth.
- Bell, D., and Rimmer, R., and S., (1994), Earnings Inequality in Great Britain 1975-90: The Role of Age, *Review of Income and Wealth*, 40, 3, september.
- Bishop, J.A., Formby, J.P. and Thistle, P.D. , (1992), Explaining interstate variation in income inequality, *The Review of Economics and Statistics*.
- Björklund, A., (1991), Unemployment and Income Distribution: Time-Series Evidence from Sweden, *Scandinavian Journal of Economics* 93 (3).
- Blank, R.M., (1994) Changes in inequality and unemployment over the 1980's : comparative cross-national responses, Paper presented at the meeting of the "European society for population economics", Tilburg, Netherlands.
- Blinder, A.S., and Esaki, H.Y., (1978), Macroeconomic activity and income distribution in the postwar United States, *The Review of Economics and Statistics*.
- Blöndal, S., and Pearson, M., (1995) Unemployment and other Non-Employment Benefits, *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 11, N°1
- Bradbury, B., (1993) Male Pre and Post Tax Wage Inequality : A Six Country Comparison, Working Paper N°90, The Luxembourg Income Study, March.
- Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G., and Smeeding, T., (1988), Equivalence Scale, Well-Being, Inequality and Poverty : Sensitivity Estimates Across ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database, *Review of Income and Wealth*, N° 34 (2), June
- Burkhauser, R.V., Smeeding, T.M. and Merz, J. (1994) Relative Inequality and Poverty in Germany and the United States Using Alternative Equivalence Scales, Discussion Paper N°12, Fachbereich Wirtschafts-und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg
- Burtless, G., (1993), The contribution of Employment and Hours Changes to Family Income Distribution, *AER*, March
- Coulter, F.A., Cowell, F.A., and Jenkins, S.P., (1992), Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty, *The Economic Journal*, N° 102, September, pp 1067-82.
- Cowell, F.A., (1984), The Structure of American Inequality, *Review of Income and Wealth*, Vol. 30, pp 351-75.

- Danziger, S., and Taussig, K., (1979), The Income Unit and the Anatomy of Income Distribution, *Review of Income and Wealth*, Vol 25, pp. 365-75
- Drèze, J., (1995) "*Pour l'emploi, la croissance et l'Europe*", De Boeck Université.
- Flückiger Y. and Silber J.(1994), Income Inequality by Income Source and the Breakdown of Inequality Differences between two Population Subgroups, LIS Working Papers N°110, May.
- Glyn, A., (1995), The Assessment : Unemployment and Inequality , *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 11, N°1
- Gottschalk, P., (1992), Changes in Inequality of Family Income in Seven Industrialized Countries, The Luxembourg Income Study, Working Paper 86.
- Green, G., Coder, J., and Ryscavage, P., (1992), International Comparisons of Earnings Inequality for Men in the 1980's, *Review of Income and Wealth*, 38 (1), March
- Grubb, N., and Wilson, R., (1989), Sources of increasing Inequality in Wages and Salaries, 1960-1980, *Monthly Labor Review*, 112 (4), April
- Harris, D.J., (1993) : Economic growth and equity : complements or opposites? *The Review of Black Political Economy*.
- Haveman, R., and Buron, L., (1993), Escaping poverty through work : the problem of low earnings capacity in the United States, 1973-88, *The Review of income and Wealth*.
- Jäntti, M., (1993), Changing Inequality in Five Countries: The role of Markets, Transfers and Taxes, LIS Working Paper N° 91, February.
- Johnson, P., and Webb, S., (1993), Explaining the Growth in UK Income Inequality: 1979-1988, *The Economic Journal*, Vol 103 N° 417, March
- Karoly, L., (1992), Changes in the Distribution of Individual Earnings in the United States: 1967-1986, *The Review of Economics and Statistics*
- Lerman, R.I., and Yizahki, S., (1985), Income Inequality effects by Income Source : A New Approach and Applications to the United States, *Review of Economics and statistics*, Vol XVII, February.
- Lerman, R.I., and Yizahki, S., (1994), Effect of marginal changes in income sources on U.S. income inequality, *Public Finance quarterly*, vol. 22, N°4, octobre.
- Levy, F., and Murman, R.J., (1992) US Earnings Levels and Earnings Inequality : A Review of Recent Trends and Proposed Explanations, *Journal of Economic Literature*, Vol 30, 3, September
- Lindbeck, A., (1994), 14th Annual Lecture of the Geneva Association : Uncertainty under the Welfare State - Policy-induced Risk - , *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 19, N° 73, October, pp 379-93.
- Nickell, S., and Bell, B., (1995), The Collapse in Demand for the Unskilled and Unemployment across the OECD, *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 11, N°1

- OCDE, (1975 à 1991), Perspectives de l'emploi.
- OCDE, (1988) Ageing populations. The social policy implications.
- OCDE, (1992), Evolution récente du travail indépendant. Perspectives de l'emploi, chapitre 4, juillet.
- OCDE, (1993 a) Evolution de la distribution des gains dans les années 80, Perspectives de l'Emploi, chap. 5, juillet.
- OCDE, (1993 b), Politiques actives du marché du travail : Evaluation des effets macro- et micro-économiques, Perspectives de l'Emploi, chap. 2, juillet
- OCDE (1994), Le chômage et les prestations sociales, Etude de L'OCDE sur l'Emploi, Données et explications, Partie II : Possibilités d'adaptation des marchés du travail.
- O'Connor, I., and Smeeding, T.,M., (1993) Working but Poor : A Cross-National Comparison of earnings Adequacy, Working Paper N°94, The Luxembourg Income Study, April
- Podder N., (1993) The Disaggregation of the Gini Coefficient by Factor Components and its Applications to Australia, Review of Income and Wealth, 39, 1, March.
- Ruggles, P., and Stone, (1992), Income distribution over the business cycle : the 1980s were different, Journal of Policy Analysis and management, Vol 11 N° 4.
- Silber, J., (1989), Factor Components, Population subgroups and the Computation of the Gini index of Inequality, The Review of Economics and Statistics, 71, 1.
- Smeeding , T., and Coder, J., (1993), Income Inequality in Rich countries during the 1980's, LIS Working Paper N° 88, March
- Van den Noord, P., et Herd, R., (1994), Grandes lignes d'une méthode d'évaluation des engagements au titre des pensions, Revue économique de L'OCDE, hiver 1994.
- Van Haeperen, B., et Wodon, Q : Echelle d'équivalence et inégalité des revenus : décomposition par source et comparaison internationale, recherche en cours.

ANNEXES

Tableau 1 a : Gini du revenu total brut non ajusté par pays et date

Pays	Milieu des années 70	Fin des années 70 ou début des années 80	Milieu des années 80	Fin des années 80 ou début des années 90	Variation au cours des années 1980, en %
Allemagne	.3534	.3662	.3552	-	-3%
France	-	.3745	.3744	-	0%
Pays-Bas	-	.3561	.3627	.3453	-3.0%
Royme-Uni	.3483	.3630	.3917	.4185	+15.3%
Suède	.3629	.3291	.3518	.3512	+6.7%
Norvège	-	.3530	.3568	.3659	+3.7%
États-Unis	.4080	.4052	.4215	.4221	+4.2%

Tableau 1b : Gini des revenus totaux bruts , ajustés avec l'échelle d'équivalence de l'OCDE, par pays et date

Pays	Milieu des années 70	Fin des années 70 ou début des années 80	Milieu des années 80	Fin des années 80 ou début des années 90	Variation au cours des années 1980 en %
Allemagne	.3131	.3136	.3023	-	-3.6%
France	-	.3457	.3416	-	-1.2%
Pays-Bas	-	.3336	.3293	.3129	-6.2%
Royme-Uni	.3157	.3153	.3485	.3839	+21.8%
Suède	.2994	.2534	.2748	.2708	+6.9%
Norvège	-	.3099	.2859	.2892	-6.7%
États-Unis	.3841	.3803	.4002	.4019	+5.7%

Tableau 1c : Gini du revenu net ajusté avec l'échelle d'équivalence de l'OCDE, par pays et date.

Pays	Milieu des années 70	Fin des années 70 ou début des années 80	Milieu des années 80	Fin des années 80 ou début des années 90	Variation au cours des années 1980 en %
Allemagne	-	.2779	.269	-	-3.2%
France	-	.308	.3041	-	-1.3%
Pays-Bas	-	.2951	.2814	.2928	-.08%
Royme-U	.2857	.2764	.3052	.3376	+22.1%
Suède	.2313	.1975	.2314	.2365	+19.7%
Norvège	-	.2518	.2473	.2432	-3.4%
États-Unis	.3454	.3299	.3549	.3589	+8.8%

Source : Calcul des auteurs à partir du LIS.

Tableau 2 : Part des revenus des facteurs, des pensions et des autres revenus dans le revenu total.

Pays	Dates	Revenus du travail et du capital	Pensions et transferts - pension	Autres revenus (transferts)
Allemagne	1973	.815	.046	.139
	1978	.773	.164	.063
	1983	.745	.159	.096
France	1979	.789	.156	.055
	1984	.760	.181	.059
Pays-Bas	1983	.730	.140	.130
	1987	.742	.126	.132
	1991	.713	.160	.127
Royaume-Uni	1974	.828	.085	.087
	1979	.805	.096	.099
	1986	.751	.119	.130
	1991	.801	.112	.087
Suède	1975	.787	.118	.095
	1981	.712	.175	.113
	1987	.705	.186	.109
	1992	.671	.192	.137
Norvège*	1979	.838	.012	.150
	1986	.807	.013	.180
	1991	.800	.032	.168
États-Unis	1974	.896	.072	.032
	1979	.882	.067	.051
	1986	.871	.095	.034
	1991	.859	.103	.038

* Uniquement pensions du secteur privé

Source: Calcul des auteurs à partir du LIS.

Tableau 3: Taux de chômage.

	Allem	France	Pays-B	R.U.	Suède	Norv	E.U.
1973	.8	2.6	2.2	3.2	2.5	1.5	4.8
1975	3.6	4.1	5.2	4.8	1.6	2.3	8.3
1979	3.3	6	5.6	4.5	1.7	2	5.8
1980	3.3	6.4	6.3	6.1	1.6	1.7	7.2
1981	4.6	7.6	9.2	9.1	2.1	2	7.6
1982	6.7	8.2	12.4	10.4	2.7	2.6	9.7
1983	8.2	8.4	15	11.3	2.9	3.4	9.6
1984	8.2	10	15.4	11.5	2.6	3.1	7.5
1985	8.3	10.2	14.2	11.7	2.4	2.6	7.1
1986	8	10.5	13.3	11.8	2.2	2	7
1987	7.9	10.6	8.7 ¹	10.4	1.9	2.2	6.2
1988	8	10.1	8.3	8.2	1.6	3.2	5.5
1989	7.5	10	8	7	1.5	4.2	5.2
1990	4.9	8.9	6.4	5.9	1.5	5.2	5.5
1991	4.3	9.4	5.9	8.3	2.7	5.5	6.7

Source : OCDE. perspectives de l'emploi. ¹: changement dans la mesure du taux de chômage.

Tableau 4 : Taux d'activité des 55-64 ans*

	Allemagne		France		Pays-Bas		Royaume-Uni	
	55-59	60-64	55-59	60-64	55-59	60-64	55-59	60-64
1973	57.1	40	---	45	48.3	38.1	---	53.7
1979	58.5	30.8	64.3	34.5	46.3	33.9	72.4	49.2
1981	57.2	25.9	60.8	27.8	44.6	25.4	70.7	44.6
1983	58.2	23.6	52.4	22.9	43.2	21.8	66.5	38.4
1984	57.9	21	51.1	20.9	---	---	66	37.8
1985	57.4	20	50.7	19.8	42.4	17.9	67	36.2
1986	59.1	19.6	50.9	18.7	---	---	66.5	35.8
1987	59.5	20.3	50.6	17.6	43.5	17.8	66.3	36.4
1988	59.2	20.7	---	17.2	43.8	16.9	66.5	36.7
1989	58.9	21.3	51.4	16.3	44.1	15.4	67	38
1990	61.4	22.7	50.4	14.3	44.8	15	68	38

*En 1973, le taux d'activité par catégorie d'âge est défini comme la proportion des travailleurs ayant une occupation principale et des chômeurs d'une catégorie d'âge sur la population de cette catégorie d'âge. A partir de 1979, on ajoute au numérateur de ce rapport les personnes qui ont une activité occasionnelle. Source: EUROSTAT, Enquête sur les forces de travail.

Tableau 5. Prestations en faveur du non-emploi en 1990

	Allocations chômage	Pré-retraites	Pension d'invalidité
Allemagne	1883	31	1870
France	2196	200 ^a	506 ^c
Pays-Bas	516	87 ^b	882
Royaume-Uni	1556	0	1210
Suède	69	25 ^a	361
Norvège	112	n.a	234
Etats-Unis	6874	2471	3011 ^d

^a = 1989; ^b =1987; ^c invalides dépendant de l'assistance publique non inclus; ^d données d'enquête, non comparable aux autres données du tableau. n.a = donnée non disponible. Source: Blöndal et Pearson (1995), tableau 1.

Tableau 6 : Contribution des salaires à l'inégalité

Pays	Date s	S_k	R_k	G_k	Ps. G_k	C_k	CR_k	Elast du Gini
		(1)	(2)	(3)	(2)*(3) (4)	(1)*(4) (5)	(6)	
Allemagne	1973	.597	.840	.492	.413	.247	.697	.101
	1978	.563	.867	.527	.457	.257	.703	.140
France	1983	.567	.818	.582	.476	.270	.759	.193
	1979	.630	.783	.564	.441	.278	.742	.112
Pays-Bas	1984	.601	.764	.580	.443	.266	.712	.110
	1983	.610	.776	.581	.451	.275	.773	.163
Royme-U	1987	.653	.809	.591	.478	.312	.861	.208
	1991	.655	.844	.569	.480	.314	.911	.256
Suède	1974	.720	.876	.498	.436	.314	.891	.171
	1979	.728	.912	.533	.486	.354	.976	.247
Norvège	1986	.639	.892	.625	.558	.357	.911	.271
	1991	.652	.886	.625	.554	.361	.862	.211
Etats-Unis	1975	.708	.890	.539	.479	.339	.934	.227
	1981	.637	.846	.561	.474	.302	.918	.280
Etats-Unis	1987	.633	.832	.569	.474	.300	.852	.220
	1992	.605	.832	.588	.489	.296	.842	.237
Etats-Unis	1979	.696	.838	.535	.448	.312	.883	.187
	1986	.674	.821	.525	.431	.290	.815	.140
Etats-Unis	1991	.663	.854	.544	.465	.308	.842	.179
	1973	.768	.879	.518	.455	.349	.856	.088
Etats-Unis	1979	.759	.871	.525	.457	.347	.856	.097
	1986	.738	.871	.548	.477	.352	.835	.097
Etats-Unis	1991	.734	.868	.553	.480	.352	.835	.101

S_k et R_k sont respectivement la part du revenu de la source k dans le revenu total et le coefficient de corrélation de Gini de la source k ; $Ps.G_k$ et G_k sont les pseudo-Gini et Gini de la source k ; C_k est la contribution absolue de la source k à l'inégalité, et CR_k est la contribution relative à l'inégalité, c'est-à-dire le rapport $C_k/Gini$ du revenu total; dans la dernière colonne, nous présentons l'élasticité du Gini par rapport à la source k , c'est-à-dire le taux de variation du Gini à la suite d'une variation proportionnelle du revenu de la source k .

Source: Calcul des auteurs à partir du LIS.

Tableau 7: Contribution des revenus des indépendants

Pays	Date s	S_k (1)	R_k (2)	G_k (3)	Ps. G_k (2)*(3) (4)	C_k (1)*(4) (5)	CR_k (6)	Elast du Gini
Allemagne	1973	.138	.751	.878	.659	.091	.256	.119
	1978	.129	.807	.891	.719	.093	.253	.124
	1983	.080	.714	.955	.682	.055	.153	.074
France	1979	.122	.622	.941	.585	.071	.190	.069
	1984	.098	.624	.943	.589	.058	.154	.056
Pays-Bas	1983	.107	.781	.955	.746	.080	.224	.117
	1987	.078	.790	.967	.764	.060	.165	.086
	1991	.032	.652	.978	.638	.020	.069	.030
Royme-U	1974	.075	.515	.946	.487	.037	.105	.030
	1979	.049	.431	.956	.412	.020	.055	.007
	1986	.068	.551	.947	.522	.035	.091	.023
Suède	1991	.080	.589	.950	.560	.046	.110	.027
	1975	.050	.405	.954	.386	.019	.054	.003
	1981	.036	.361	.956	.345	.012	.038	.002
	1987	.031	.401	.963	.386	.012	.035	.003
Norvège	1992	.020	.368	.972	.358	.007	.020	.001
	1979	.115	.627	.928	.582	.067	.189	.075
	1986	.096	.670	.921	.617	.059	.165	.070
États-Unis	1991	.081	.671	.937	.628	.051	.138	.057
	1973	.079	.637	.954	.608	.048	.118	.039
	1979	.067	.587	.955	.560	.038	.093	.026
	1986	.063	.594	.955	.567	.036	.085	.022
	1991	.058	.593	.961	.570	.033	.078	.020

Source: Calcul des auteurs à partir du LIS.

Tableau 8: Contribution des revenus du capital

Pays	Date	S_k	R_k	G_k	Ps. G_k	C_k	CR_k	Elast du Gini
		(1)	(2)	(3)	(2)*(3) (4)	(1)*(4) (5)	(6)	
Allem.	1973	.080	.572	.619	.354	.028	.080	.000
	1978	.081	.617	.612	.378	.031	.084	.003
	1983	.098	.628	.651	.409	.040	.113	.015
France	1979	.037	.562	.938	.527	.019	.052	.015
	1984	.061	.658	.927	.610	.038	.100	.038
Pays-Bas	1983	.013	.675	.985	.665	.009	.024	.011
	1987	.011	.333	.975	.325	.004	.010	-.001
	1991	.026	.471	.873	.411	.011	.031	.005
Royme-U	1974	.033	.488	.896	.437	.014	.041	.008
	1979	.028	.362	.867	.314	.009	.024	-.004
	1986	.044	.472	.857	.404	.018	.045	.001
Suède	1991	.070	.573	.860	.493	.034	.082	.012
	1975	.029	.325	.791	.257	.007	.020	-.009
	1981	.039	.240	.761	.183	.007	.022	-.017
	1987	.041	.403	.769	.310	.013	.036	-.005
Norvège	1992	.046	.531	.742	.394	.018	.052	.005
	1979	.027	.388	.804	.312	.008	.024	-.003
	1986	.037	.436	.826	.360	.013	.037	.000
États-U.	1991	.056	.523	.765	.400	.022	.061	.005
	1974	.049	.533	.899	.479	.023	.057	.008
	1979	.056	.526	.875	.460	.026	.065	.008
	1986	.070	.580	.870	.504	.035	.084	.014
	1991	.067	.634	.880	.558	.037	.088	.021

Source: Calcul des auteurs à partir du LIS.

Tableau 9 : Contribution des allocations chômage

Pays	Date s	S_k (1)	R_k (2)	G_k (3)	Ps. G_k (2)*(3) (4)	C_k (1)*(4) (5)	CR_k (6)	Elast du Gini
Al.	1973	.004	.039	.917	.036	.000	.001	-.004
	1978	.008	.056	.951	.053	.000	.000	-.008
P.-B.	1983	.027	-.006	.962	-.006	-.000	-.001	-.027
	1987	.022	.180	.974	.175	.004	.011	-.012
	1991	.011	.232	.978	.227	.002	.007	-.004
R.-U.	1974	.002	-.073	.985	-.072	-.000	-.001	-.003
	1979	.014	.273	.947	.259	.004	.010	-.004
	1986	.013	.164	.932	.153	.002	.005	-.008
	1991	.003	-.105	.979	-.103	-.000	-.001	-.004
SU.	1975	.004	.064	.979	.063	.000	.001	-.003
	1981	.009	.050	.962	.048	.000	.002	-.008
	1987	.017	.081	.948	.077	.001	.004	-.013
	1992	.037	.055	.914	.050	.002	.005	-.031
E.-U.	1974	.005	.049	.966	.047	.000	.001	-.003
	1979	.005	.164	.962	.158	.000	.002	-.003
	1986	.004	.110	.962	.106	.000	.001	-.003
	1991	.006	.138	.957	.132	.000	.002	-.005

Source: Calcul des auteurs à partir du LIS.

Tableau 10 : Contribution des transferts -pension

Pays	Date s	S_k (1)	R_k (2)	G_k (3)	Ps. G_k (2)*(3) (4)	C_k (1)*(4) (5)	CR_k (6)	Elast du Gini
Al.	1973	.001	-.235	.919	-.216	-.000	-.001	-.002
	1978	.115	-.480	.679	-.326	-.037	-.102	-.221
	1983	.109	-.411	.736	-.303	-.033	-.093	-.201
Fr.	1979	.156	.034	.789	.027	.004	.011	-.145
	1984	.181	.094	.770	.072	.013	.034	-.147
P.-B.	1983	.075	-.426	.808	-.344	-.026	-.073	-.147
	1987	.068	-.455	.821	-.373	-.025	-.069	-.138
	1991	.080	-.394	.791	-.312	-.025	-.072	-.152
R.-U.	1974	.060	-.560	.752	-.421	-.025	-.072	-.132
	1979	.070	-.559	.738	-.412	-.029	-.079	-.149
	1986	.072	-.456	.739	-.337	-.024	-.062	-.134
	1991	.060	-.427	.749	-.320	-.0193	-.046	-.106
SU.	1975	.118	-.243	.783	-.190	-.022	-.062	-.181
	1981	.175	-.078	.745	-.058	-.010	-.031	-.207
	1987	.186	.016	.762	.012	.002	.006	-.181
	1992	.192	.069	.766	.053	.010	.029	-.161
E.-U.	1974	.056	-.295	.818	-.241	-.013	-.033	-.089
	1979	.041	-.315	.873	-.275	-.011	-.028	-.069
	1986	.058	-.200	.818	-.164	-.010	-.023	-.081
	1991	.062	-.169	.816	-.138	-.009	-.020	-.082

Source: Calcul des auteurs à partir du LIS.

Tableau 11: Contribution des pensions du secteur privé

Pays	Date s	S_k (1)	R_k (2)	G_k (3)	Ps. G_k (2)*(3) (4)	C_k (1)*(4) (5)	CR_k (6)	Elast du Gini
Al.	1973	.045	.199	.896	.178	.008	.024	-.021
	1978	.049	.182	.883	.161	.008	.022	-.028
	1983	.050	.187	.925	.173	.009	.024	-.026
P.-B.	1983	.065	.265	.926	.245	.016	.045	-.020
	1987	.058	.252	.933	.235	.014	.038	-.020
	1991	.080	.259	.907	.235	.019	.055	-.026
R.-U.	1974	.025	.107	.936	.100	.003	.007	-.018
	1979	.026	.037	.931	.034	.000	.003	-.024
	1986	.047	.220	.906	.199	.009	.024	-.023
	1991	.051	.232	.894	.208	.011	.026	-.026
Norv.	1979	.012	-.042	.968	-.041	-.000	-.001	-.013
	1986	.013	-.010	.947	-.009	-.000	.000	-.014
	1991	.032	.170	.912	.155	.005	.014	-.019
E.-U.	1974	.016	.000	.963	.233	.004	.009	-.007
	1979	.026	.242	.951	.228	.006	.014	-.011
	1986	.037	.240	.933	.300	.011	.026	-.010
	1991	.041	.321	.926	.284	.012	.028	-.013

Source: Calcul des auteurs à partir du LIS.

Tableau 12 : Contribution des transferts publics

Pays	Date s	S_k (1)	R_k (2)	G_k (3)	Ps. G_k (2)*(3) (4)	C_k (1)*(4) (5)	CR_k (6)	Elast du Gini
Al.	1973	0.103			-.318		-.093	-0.195
	1978	.011	.097	.885	.086	.000	.003	-.008
	1983	.017	.166	.869	.144	.002	.007	-.010
P.Bas	1983	.052	.039	.925	.036	.002	.005	-.047
	1987	.060	.040	.916	.037	.002	.006	-.054
	1991	.050	.102	.925	.094	.005	.014	-.036
R-U	1974	.010	-.071	.962	-.068	-.000	-.002	-.012
	1979	.026	.129	.899	.116	.003	.008	-.017
	1986	.031	.100	.896	.090	.003	.007	-.024
Su.	1991	.0271	-.088	.901	-.079	-.002	-.005	-.032
	1975	.042	.396	.838	.332	.014	.038	-.004
	1981	.048	.437	.813	.355	.017	.050	-.002
Nor.	1987	.056	.442	.814	.360	.020	.057	.001
	1992	.051	.402	.854	.344	.018	.050	-.001
	1979	.126	-.452	.659	-.298	-.038	-.106	-.232
Et.-U.	1986	.121	-.390	.644	-.251	-.030	-.085	-.206
	1991	.130	-.278	.684	-.190	-.025	-.067	-.197
	1974	.009	.043	.955	.041	.000	.001	-.008
	1979	.021	.168	.944	.159	.003	.008	-.013
	1986	.006	.066	.976	.064	.000	.001	-.005
	1991	.011	.139	.955	.133	.001	.004	-.007

Source: Calcul des auteurs à partir du LIS.

Tableau 13 : Contribution des transferts sous condition de revenu

Pays	Date s	S_k (1)	R_k (2)	G_k (3)	Ps. G_k (2)*(3) (4)	C_k (1)*(4) (5)	CR_k (6)	Elast du Gini
Al.	1978	.003	-.564	.924	-.521	-.002	-.004	-.007
	1983	.009	-.533	.938	-.500	-.005	-.013	-.022
Fr.	1979	.030	-.231	.809	-.187	-.006	-.015	-.045
	1984	.010	-.422	.951	-.401	-.004	-.011	-.021
P.Bas	1983	.021	-.454	.954	-.433	-.009	-.016	-.047
	1987	.029	-.429	.939	-.403	-.012	-.033	-.061
	1991	.033	-.375	.877	-.329	-.011	-.031	-.064
R-U	1974	.004	-.064	.922	-.059	-.000	-.001	-.004
	1979	.025	-.303	.879	-.266	-.007	-.018	-.043
	1986	.053	-.342	.823	-.281	-.015	-.038	-.092
	1991	.0346	-.515	.864	-.445	-.015	-.036	-.071
Su.	1975	.031	-.099	.791	-.078	-.002	-.007	-.038
	1981	.043	-.150	.831	-.125	-.005	-.016	-.060
	1987	.014	-.343	.892	-.306	-.004	-.012	-.026
	1992	.027	-.353	.869	-.307	-.008	-.024	-.051
Nor.	1979	.003	-.311	.942	-.293	-.000	-.002	-.005
	1986	.006	.006	.893	.005	.000	.000	-.006
	1991	.012	-.207	.905	-.187	-.002	-.006	-.019
Et.-U.	1974	.011	-.495	.952	-.471	-.005	-.013	-.025
	1979	.013	-.478	.947	-.453	-.006	-.015	-.028
	1986	.012	-.566	.943	-.534	-.006	-.015	-.027
	1991	.014	-.533	.935	-.498	-.007	-.016	-.030

Source: Calcul des auteurs à partir du LIS.

SOURCES

UNITED STATES 1974 : The March Current Population Survey.
LIS sample size = 12000
UNITED STATES 1979 : The March Current Population Survey.
LIS sample size = 15225
UNITED STATES 1986 : The March Current Population Survey.
LIS sample size = 11614
UNITED STATES 1991 : The March Current Population Survey.
LIS sample size = 16052

UNITED KINGDOM 1974 : The Family Expenditure Survey 1974
LIS sample size = 6695
UNITED KINGDOM 1979: The Family Expenditure Survey 1979
LIS sample size = 6777
UNITED KINGDOM 1986 : The Family Expenditure Survey 1986
LIS sample size = 7178
UNITED KINGDOM 1991 : The Family Expenditure Survey 1991

GERMANY 1973 : Income and Consumer Survey 1973
LIS sample size = 46770
GERMANY 1978 : Income and Consumer Survey 1978
LIS sample size = 46068
GERMANY 1983 : Income and Consumer Survey 1983
LIS sample size = 42752

FRANCE 1979 : Survey of Individual Income Tax Returns
LIS sample size = 11044
FRANCE 1984 : The French Income Survey of Taxes
LIS sample size = 12693

NETHERLANDS 1983 : The survey of income and program users
LIS sample size = 4833
NETHERLANDS 1987 : The survey of income and program users
LIS sample size = 6771
NETHERLANDS 1991 : Panel socio-economique de CBS .

SWEDEN 1975 : The Swedish Income Distribution Survey
LIS sample size = 10306
SWEDEN 1981 : The Swedish Income Distribution Survey
LIS sample size = 9625
SWEDEN 1987 : The Swedish Income Distribution Survey
LIS sample size = 9421
SWEDEN 1992 : The Swedish Income Distribution Survey

NORWAY 1979 : The Survey of Norwegian Tax Files
LIS sample size = 10414
NORWAY 1986 : The Income and Property Survey
LIS sample size = 4975
NORWAY 1991 : The Income and Property Survey