

JEAN-MARC BURNIAUX¹

INÉGALITÉS ET EMPLOIS : EFFET DE REDISTRIBUTION LIÉ À LA STRUCTURE FAMILIALE

RÉSUMÉ. Dans un certain nombre de pays de l'OCDE, les disparités de revenus, qui avaient tendance à diminuer depuis la fin de la Seconde Guerre mondiale, se sont mises à augmenter pour atteindre des niveaux qu'on n'avait plus connus depuis quarante ans. Les causes profondes de ces évolutions sont encore mal connues. En particulier, la montée du chômage dans certains pays de l'OCDE n'apparaît pas comme un facteur déterminant, les économies où le chômage a le plus diminué – les Etats-Unis, le Royaume-Uni – étant aussi celles où les inégalités ont augmenté le plus.

L'article analyse les rôles respectifs de l'emploi, des disparités salariales et de l'évolution de la structure des ménages dans l'inégalité des revenus. Il concerne uniquement les revenus du travail et utilise les données du LIS (Luxembourg Income Study) pour un certain nombre de pays de l'OCDE.

Deux résultats se dégagent de cette analyse. En premier lieu, l'influence de

l'emploi sur l'inégalité prime celle des inégalités salariales. Les pays qui ont une distribution des revenus du travail plus égalitaire sont ceux où le taux de participation au marché de l'emploi est aussi plus élevé. Ceci n'implique pas nécessairement que les économies avec un taux de participation bas – comme en Europe – aient une distribution des revenus plus inégalitaire. Mais elles doivent recourir à des transferts sociaux plus importants pour maintenir un niveau socialement acceptable d'inégalité.

En second lieu, l'évolution de la structure des ménages a joué un rôle non négligeable dans la montée des inégalités. Des économies créatrices de nombreux emplois ont vu augmenter simultanément le nombre de ménages sans emploi. L'inégalité dans la distribution des emplois nouvellement créés entre les ménages s'est accrue, avec pour résultat la polarisation de l'emploi entre ménages avec deux emplois à temps plein, et ménages sans emploi. Les emplois nouvellement créés, principalement féminins,

1. Jean-Marc Burniaux est administrateur au Département d'Economie de l'OCDE. E-mail : Jean-Marc.BURNIAUX@oecd.org. Les opinions qu'il exprime dans cet article sont les siennes ; elles ne reflètent pas nécessairement le point de vue de l'Organisation. L'auteur remercie pour sa collaboration Vassiliki Koutsogeorgopoulou. Il est redevable aussi à John Martin, Directeur Adjoint à la Direction de l'Éducation, de l'Emploi, du Travail et des Affaires Sociales de l'OCDE pour ses nombreux commentaires et suggestions.

ont surtout bénéficié aux ménages ayant déjà un emploi à plein temps. L'influence égalisatrice de ces créations d'emplois s'en est trouvée fortement réduite, voire inversée. A cela s'est ajouté l'augmentation des groupes à risque – les isolés et les familles monoparentales – et la corrélation accrue entre les revenus des conjoints.

Classification JEL : D31, D33.

Si les années soixante-dix ont sonné la fin du mythe de la croissance, les années quatre-vingt ont vu se briser l'espoir d'une société plus équitable. Dans un certain nombre de pays de l'OCDE, les disparités sociales, qui avaient tendance à diminuer depuis la fin de la Seconde Guerre mondiale, se sont mises à augmenter pour atteindre des niveaux qu'on n'avait plus connus depuis quarante ans. Il importe de noter que ce renversement de tendance n'a pas affecté tous les pays industrialisés dans les mêmes proportions. De plus, assez curieusement, à l'exception du Royaume-Uni, ces évolutions ne se sont pas traduites par une augmentation significative de la pauvreté (Cantillon, Marx & Van den Bosch, 1996).

Si les auteurs s'accordent sur un certain nombre de facteurs explicatifs, il reste cependant difficile de trouver une interprétation cohérente de ces évolutions. Pris isolément, aucun de ces facteurs ne permet d'expliquer la diversité des situations rencontrées dans les pays de l'OCDE. Ainsi, les changements dans la structure des revenus, avec l'importance croissante des revenus du capital – plus inégalement répartis – et la diminution des transferts sociaux, ont sans nul doute contribuer à accroître les inégalités. Ils n'expliquent pas cependant comment des pays comme le Canada, l'Allemagne, la Belgique ou les Pays-Bas – qui ont réduit drastiquement leurs budgets sociaux – ont pu limiter la montée des inégalités.

Un courant d'analyse majoritaire situe la source de la montée des inégalités dans l'évolution du marché de l'emploi. La chute de la demande de travail non qualifié se traduirait par une dispersion accrue des salaires des travailleurs masculins et la mise au chômage ou en préretraite des moins qualifiés d'entre eux. La mondialisation de l'économie est souvent présentée comme la cause de ces tendances. Force est cependant de constater que les tentatives pour établir une causalité nette entre l'intensité des échanges et les inégalités ont été, jusqu'à présent, peu convaincantes (Leslie & Pu, 1996 ; Blau & Kahn, 1996 ; Freeman et Katz, 1994 ; Krugman & Lawrence, 1993 ; OECD, 1994 ; Wood, 1994). De plus, l'augmentation des inégalités semble être moins un phénomène sectoriel que l'émergence de disparités entre les travailleurs d'une même industrie (Murphy & Welch, 1993 ; Berman, Bound & Griliches, 1994), émergence due à des facteurs individuels spécifiques (comme l'usage de l'ordinateur). Des facteurs institutionnels, comme la non indexation du salaire minimal ou la décentralisation du processus de fixation des salaires (Blau & Kahn, *op. cit.* ; Leslie & Pu, *op. cit.*) semblent avoir joué un rôle également important.

Le but de cet article n'est pas d'analyser d'une manière exhaustive les causes de la hausse des inégalités. L'analyse développée ici a comme objectif plus limité de mettre en lumière le rôle de la structure des ménages dans la formation des inégalités.

La relation entre chômage et inégalité reste extrêmement ambiguë. Les économies où le chômage a le plus diminué (les Etats-Unis, le Royaume-Uni) sont aussi celles où les inégalités ont augmenté le plus. Par ailleurs, une évolution majeure sur le marché de l'emploi au cours des dernières décennies a été l'augmentation importante du taux de participation féminin. De 1970 à 1993, les économies des pays membres de l'OCDE ont mis au travail près de 55 millions de femmes, ce qui aurait dû réduire les inégalités.

Le paradoxe n'est qu'apparent et reflète pour l'essentiel des concepts et des unités différents. Des indicateurs, comme les taux de participation et de chômage, décrivent des situations individuelles. Mais les inégalités sociales se mesurent au niveau des revenus des ménages, c'est-à-dire de groupes d'individus, certains travaillant, d'autres non, qui mettent en commun leurs ressources. Ainsi, une augmentation de l'emploi peut aussi bien réduire ou augmenter les inégalités des revenus selon que ces emplois vont à des ménages sans travail ou à des ménages où un des conjoints bénéficiait déjà d'une rémunération suffisante. Ce qui importe, c'est la manière dont les emplois nouvellement créés sont répartis entre les ménages.

Cet article a deux objectifs : d'abord, identifier comment la dispersion des salaires et l'emploi ont déterminé le niveau d'inégalité des revenus individuels ; ensuite, analyser comment cette inégalité a été modifiée par la structure des ménages. L'analyse se limite aux seuls revenus du travail. Les autres composantes des revenus disponibles des ménages – particulièrement les revenus des capitaux et des activités indépendantes – ont certainement joué un rôle dans la montée des inégalités (comme le montre l'étude de Jenkins (1995) pour l'Angleterre). Il reste que les revenus salariaux constituent la part la plus importante des revenus des ménages et représentent donc une cause potentielle importante d'augmentation des inégalités.

Deux conclusions émergent. D'abord, lorsque les pays sont comparés entre eux, l'influence de l'emploi l'emporte sur celle de la dispersion des salaires. Les pays les plus égalitaires face aux revenus salariaux sont ceux qui parviennent à assurer le niveau global d'emploi le plus élevé. Ensuite, lorsque l'on considère les évolutions chronologiques, la dispersion accrue des revenus du travail, qu'elle soit due à la globalisation des échanges ou à toute autre cause affectant le marché de l'emploi, n'explique qu'en partie la montée des inégalités. L'évolution de la structure des ménages a joué un rôle significatif et différent selon les pays. S'il n'explique pas à lui seul l'augmentation des inégalités, ce facteur rend bien compte de la diversité des situations observées dans les pays de l'OCDE.

Ces interprétations doivent tenir compte des limites inhérentes à l'approche suivie et aux disponibilités statistiques. Les revenus salariaux étant seuls considérés, on ignore l'influence sur l'inégalité des revenus du capital, des activités indépendantes, des transferts sociaux et des impôts. Les indicateurs d'inégalité calculés dans ce contexte doivent être interprétés plus dans un sens comparatif que

comme des mesures de bien-être social (ENCADRÉ A). La redistribution au sein de la famille est sous-estimée dans la mesure où il n'est pas tenu compte des membres familiaux autres que les conjoints. Les enfants étant exclus du champ d'observation, l'analyse ne prend pas en compte l'influence de la taille des familles sur l'inégalité. Il en est de même de la redistribution des revenus dans le contexte du cycle de vie, dans la mesure où la population des retraités n'est pas prise en compte.

ENCADRÉ A

Définitions, concepts et interprétation des résultats

Dans la mesure où il s'agit d'évaluer le niveau de bien-être social, il est approprié pour les analyses de l'inégalité des revenus de considérer les revenus disponibles des ménages pour l'ensemble de la population. Les revenus disponibles comprennent les revenus salariaux, les revenus des capitaux, ceux provenant des activités indépendantes et les transferts sociaux diminués des taxes directes. Par ménage, il faut entendre l'ensemble des personnes, liées ou non par des liens conjugaux ou héréditaires, qui partagent la même unité d'habitation. On utilisera cette définition lorsqu'il s'agit d'évaluer le niveau global d'inégalité, comme dans la première section de cet article.

Le but de cet article est cependant différent : il s'agit de mesurer l'influence de la structure des ménages sur la distribution des emplois et des revenus salariaux. Le champ de l'analyse est par conséquent restreint aux seuls revenus salariaux de la population en âge de travailler (de 18 à 64 ans). Pour des raisons statistiques, seuls les conjoints et les personnes isolées sont comptabilisés.

Les distributions qui résultent de cette définition comprennent donc un nombre plus ou moins important d'inactifs en âge de travailler dont les revenus salariaux sont nuls mais qui bénéficient dans la réalité d'autres sources de revenus. Dans la mesure où ces inactifs entrent dans le calcul des indices d'inégalité avec un revenu imputé égal à zéro, ces indices ne sont pas interprétables en tant que tels comme des mesures du niveau de bien-être global. On les utilise ici dans un contexte exclusivement comparatif.

Un aspect original de l'étude est qu'elle identifie les individus au ménage auquel ils appartiennent. Les revenus salariaux individuels au sein d'un ménage donné sont agrégés et exprimés par tête². Les distributions des revenus individuels et des revenus ménagers par tête correspondants sont comparées afin de mettre en lumière le potentiel redistributif réalisé par le partage des revenus au sein des ménages et comment ce potentiel a évolué dans le temps.

L'idée est donc de décomposer le processus redistributif en trois étapes. La première – mesurée par la distribution des revenus salariaux individuels – est réalisée par le marché de l'emploi. La seconde – mesurée par la distribution des revenus salariaux des ménages – est le fait de la cellule familiale. La troisième, enfin, correspond à l'action des pouvoirs publics qui ramènent – grâce à un système de taxes et de transferts – l'inégalité des ménages à un niveau socialement acceptable. Les indicateurs d'inégalité calculés à différents niveaux montrent qu'il existe un arbitrage entre ces trois étapes et que les pays considérés dans cette étude se situent en des points différents de cet arbitrage.

2. On suppose donc que les besoins du ménage sont strictement proportionnels à sa taille. L'hypothèse alternative aurait été de supposer l'existence d'économies d'échelle lorsque la taille du ménage augmente (c'est-à-dire une échelle d'équivalence inférieure à l'unité). L'influence de cette hypothèse alternative sur les résultats est négligeable dans ce cas-ci où la taille des ménages n'excède pas deux personnes.

Un certain nombre d'indicateurs ont été sélectionnés (ENCADRÉ B) et calculés pour les revenus et sous-groupes suivants :

- les salaires des travailleurs masculins à plein temps ;
- les salaires de tous les travailleurs à plein temps ;
- les salaires de l'ensemble des travailleurs ;
- les salaires de la population en âge de travailler ;
- les revenus salariaux cumulés des ménages avec au moins un revenu du travail ;
- les revenus salariaux cumulés de tous les ménages en âge de travailler.

L'interprétation de ces indicateurs ne doit pas dépasser le cadre de l'analyse décrit plus haut. Ainsi, la distribution des revenus salariaux des ménages est plus inégale aux Pays-Bas qu'aux Etats-Unis parce qu'elle comprend un plus grand nombre de ménages inactifs (comptabilisés avec des revenus salariaux nuls). Ceci ne veut pas dire que les Pays-Bas sont plus égalitaires que les Etats-Unis – les distributions des revenus disponibles montrent que c'est l'inverse – mais bien qu'il faudra relativement plus de transferts sociaux aux Pays-Bas pour atteindre le faible niveau d'inégalité qui caractérise la distribution des revenus dans ce pays.

L'approche suivie présente cependant un certain nombre de limitations dues essentiellement aux disponibilités statistiques. L'analyse se limite aux revenus salariaux, ignorant les effets redistributifs des revenus du capital et des activités indépendantes. L'impact redistributif des familles est sous-estimé dans la mesure où il ne tient pas compte des membres familiaux autres que les conjoints. Les enfants étant exclus du champs d'observation, l'analyse ne prend pas en compte l'influence de la taille des familles sur l'inégalité. Il en est de même des effets redistributifs intertemporels dans le contexte du cycle de vie dans la mesure où la population des retraités n'est pas prise en compte. Ces limitations doivent être gardées à l'esprit en interprétant les résultats dont elles ne changent, par ailleurs, pas la nature.

Enfin, l'analyse est statique en ce qu'elle considère la structure familiale comme un facteur exogène. Cette structure s'est considérablement modifiée au cours des deux dernières décennies. Le modèle familial de l'après-guerre, souvent qualifié de "traditionnel" – avec le mari travaillant à plein temps et la femme s'occupant du foyer – a fait place à une structure familiale où les deux conjoints travaillent. Le nombre de familles monoparentales et d'isolés a augmenté. Plus récemment, on assiste à un regroupement de la structure familiale, les enfants vivant plus longtemps sous le même toit que leurs parents. Il ne fait aucun doute que ces changements reflètent l'évolution du marché de l'emploi et l'existence de revenus de remplacement plus ou moins généreux. Pour être complète, une analyse du rôle de la structure familiale sur les inégalités devrait prendre en compte le fait que cette structure familiale – la taille de la famille et la distribution de l'emploi entre ses membres – est elle-même le reflet des conditions économiques et de la manière dont les différents revenus primaires sont distribués entre les individus³.

3. Pour une modélisation simultanée des déterminants des revenus, de l'offre de travail et du chômage au sein des membres d'une famille, se référer à Juhn, Murphy & Pierce (1993). Une étude intéressante mais préliminaire dans ce sens a été faite pour la France par Bourguignon & Martinez (1996).

L'article comporte une première partie qui résume l'évolution des inégalités dans un certain nombre de pays de l'OCDE au cours des vingt dernières années et définit l'importance des revenus salariaux dans les hausses observées des inégalités. Puis il analyse comment les disparités générées par le marché de l'emploi ont été transmises ou absorbées par les ménages. L'analyse montre que ce sont surtout les ménages de la classe moyenne qui ont profité de la participation accrue des femmes au marché de l'emploi dans les pays de l'OCDE alors que les ménages les plus pauvres ont été de plus en plus confrontés aux emplois précaires à temps partiel ou à l'inactivité.

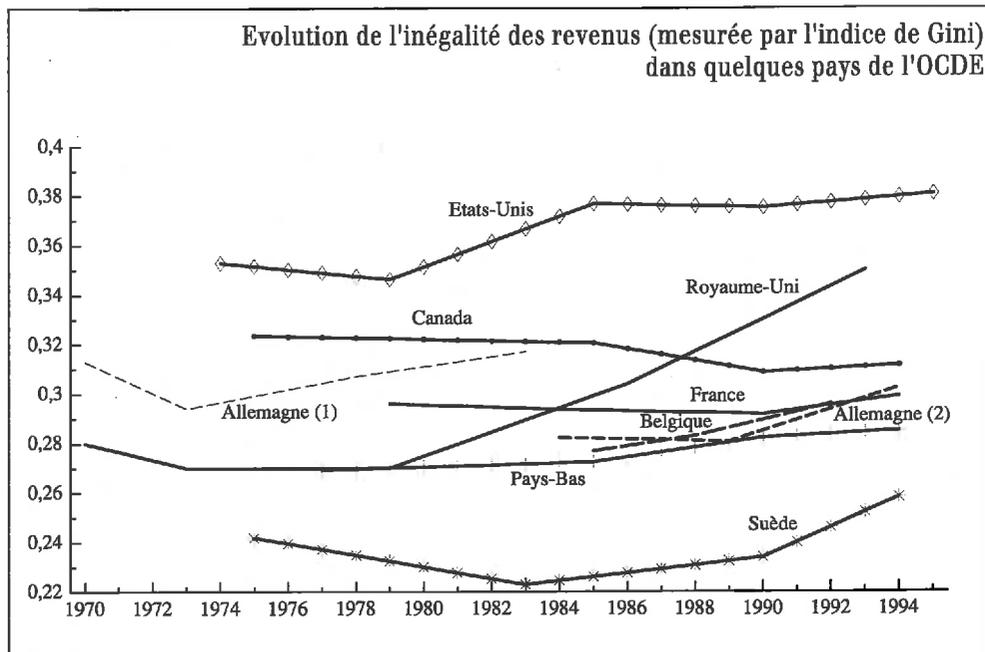
Evolution des inégalités dans les pays de l'OCDE

Les années quatre-vingt et le renversement des tendances

Depuis l'après-guerre, les inégalités sociales dans les pays industrialisés s'amenuisaient avec régularité dans un contexte de croissance soutenue. La fin des années soixante-dix marque toutefois la rupture de cette tendance. C'est ce qu'illustre le GRAPHIQUE 1 qui montre l'évolution des disparités des revenus disponibles des ménages (mesurée à l'aide du coefficient de Gini)⁴. A l'aube des années quatre-vingt, les pays de l'OCDE affichaient des niveaux d'inégalité assez différents. Le pays le plus égalitaire – la Suède – avait un Gini égal aux deux tiers de celui des Etats-Unis. Entre ces deux extrêmes, les pays européens et le Canada présentaient des niveaux d'inégalité assez semblables. Dès le début des années quatre-vingt, l'inégalité des revenus augmente sensiblement aux Etats-Unis et, surtout, au Royaume-Uni où le niveau des disparités tend à rattraper celui des Etats-Unis. Les évolutions dans les autres pays de l'OCDE sont plus modérées par contre. L'augmentation des inégalités n'est pas un phénomène commun à tous les pays de l'OCDE. Il concerne surtout les Etats-Unis et le Royaume-Uni. Ce n'est pas non plus une évolution caractéristique des pays anglo-saxons, comme l'indique le contraste entre le Canada et les Etats-Unis. Quant à la plupart des pays d'Europe continentale, si les tendances à la baisse caractéristiques de l'après-guerre semblent s'être interrompues, les hausses d'inégalité qu'on y observe sont moins accentuées et apparaissent plus tardivement, au début des années quatre-vingt-dix.

4. Sources du GRAPHIQUE 1 : FRANCE : 1984-94 : *Revenus après impôts* par UC Oxford ; INSEE (1996), p.159. 1979-84 : données du LIS, ajustées en 1984. ROYAUME-UNI : 1993 : données reprises de Hills (1995), vol.2, p.26. 1979-86 : données du LIS, reprises de Atkinson & al. p.49. Avant 1979 : extrapolation basée sur les données IFS. ETATS-UNIS : revenus disponibles par tête, *Current Population Survey*, US Bureau of the Census. ALLEMAGNE : 1970-83 (1) , Prinz von A. (1990), « Trends in der Entwicklung der Ungleichheit der Einkommensverteilung der Bundesrepublik Deutschland », *Konjunkturpolitik*, vol. 36, 257-77 », dans F. Green, A. Henley & E. Tsakalotos p.33 ; 1984-1994 (2) : *Revenus disponibles par tête*, Socio-Economic Panel. SUÈDE : revenus disponibles par tête, *Income Distribution Survey Based on Tax Records*, Statistics Sweden. CANADA : revenus disponibles par tête, *Survey of Consumer Finances*, Statistics Canada. PAYS-BAS : Centraal Bureau voor Statistiek, Division Sociaal-Economische Statistieken. BELGIQUE : 1988-92, Cantillon, Marx, Proost & Van Dam (1994), p.35.

GRAPHIQUE 1



Source : voir note 4.

L'importance des revenus salariaux

Une approche consiste à calculer les contributions respectives à la variation d'inégalité totale des différentes sources de revenu : les revenus salariaux, les revenus des capitaux, les revenus des activités indépendantes, les taxes et les transferts sociaux. Les études⁵ qui ont adopté cette approche utilisent une méthode de décomposition développée par Shorrocks (1982). Elles s'accordent en général pour attribuer aux revenus salariaux une influence primordiale dans l'inégalité des revenus des ménages. Ceux-ci constituent en effet l'essentiel du revenu disponible des ménages. En outre, ils ont été le facteur majeur de hausse des inégalités au cours de la période considérée. Jenkins obtient cependant un résultat différent pour le Royaume-Uni où l'essentiel de la hausse de l'inégalité observée au cours de la période de 1971 à 1986 proviendrait des revenus des activités indépendantes (Jenkins, 1995).

Le TABLEAU 1 met à jour les résultats obtenus par Jäntti (1993) en appliquant la méthode de décomposition de Shorrocks pour un certain nombre de pays de l'OCDE. Il montre les contributions des différentes sources de revenu aux variations d'inégalité observées au cours des deux dernières décennies (en utilisant trois indicateurs d'inégalité différents). Dans la plupart des pays, les revenus salariaux apparaissent comme le principal facteur de hausse des inégalités.

5. Par exemple, Jäntti (1993), Achdut (1995), Jenkins (1995), Podder (1993), Lerman & Yitzhaki (1984) utilisent la décomposition "naturelle" du coefficient de Gini.

TABLEAU 1

Contributions* des sources de revenu à l'inégalité des ménages **

	Gini			MLD			SCV			total	
	Salaires	Capital et revenus d'activités indépendantes	Taxes et transferts	Salaires	Capital et revenus d'activités indépendantes	Taxes et transferts	Salaires	Capital et revenus d'activités indépendantes	Taxes et transferts		
ÉTATS-UNIS											
1974-85	0,009	0,034	-0,019	0,022	0,030	-0,019	0,033	0,050	0,068	-0,044	0,075
1985-95	0,036	-0,032	0,000	0,027	-0,021	-0,001	0,005	0,071	-0,043	-0,007	0,021
1995	0,379	0,151	-0,150	0,264	0,105	-0,105	0,265	0,599	0,239	-0,237	0,601
CANADA											
1974-85	-0,043	0,048	-0,008	-0,030	0,026	-0,003	-0,007	0,034	0,085	-0,037	0,082
1985-95	0,050	-0,015	-0,044	0,018	-0,011	-0,021	-0,013	-0,018	-0,043	-0,030	-0,092
1995	0,380	0,078	-0,146	0,206	0,042	-0,079	0,169	0,487	0,100	-0,188	0,399
PAYS-BAS											
1974-85	0,008	0,023	-0,028	0,006	0,012	-0,014	0,004	0,016	0,030	-0,036	0,010
1985-95	0,055	-0,055	0,013	0,037	-0,021	0,000	0,016	0,056	-0,065	0,018	0,010
1995	0,331	0,129	-0,174	0,164	0,064	-0,086	0,141	0,368	0,143	-0,194	0,318
SUEDE											
1975-83	-0,074	-0,023	0,078	-0,047	-0,011	0,040	-0,019	-0,092	-0,022	0,079	-0,036
1983-94	-0,010	0,033	0,013	0,035	0,018	-0,004	0,037	0,095	0,046	-0,024	0,116
1994	0,303	0,057	-0,102	0,258	0,027	-0,049	0,124	0,345	0,065	-0,116	0,294
FRANCE											
1979-90	-0,051	0,009	0,037	-0,0042	-0,026	0,057	-0,047	-0,100	0,040	0,073	0,013
1990	0,130	0,260	-0,098	0,131	0,263	-0,099	0,29483	0,290	0,580	-0,219	0,651
ALLEMAGNE											
1984-94	-0,034	0,052	0,002	-0,004	0,027	-0,003	0,020	-0,079	0,064	0,014	-0,002
1994	0,312	0,096	-0,105	0,155	0,048	-0,052	0,150	0,411	0,127	-0,139	0,399

* Les contributions sont exprimées en niveaux des indicateurs d'inégalité et sont additives. Une variation positive (négative) au cours de la période considérée indique que la distribution du facteur correspondant a contribué à augmenter (diminuer) l'inégalité. Par exemple, au cours de la période 1974-1985 aux États-Unis, le Gini a augmenté de 0,024 ; cette augmentation est la somme d'une contribution positive des revenus salariaux égale à 0,009, d'une contribution positive des revenus des capitaux et des activités indépendantes égale à 0,034 et d'une contribution négative des transferts sociaux et des taxes égale à 0,019. En niveau, la contribution des transferts et des taxes est toujours négative puisqu'elle mesure l'effet redistributif agrégé de ces deux composantes. L'influence des transferts et des taxes sur la variation de l'inégalité peut être positive ou négative selon que l'influence redistributive de ces composantes a augmenté ou diminué. ** Pour la définition des indicateurs, voir encadré B.

Il faut cependant nuancer quelque peu ce constat. D'abord la contribution des revenus salariaux tient compte des disparités entre les salaires et des disparités entre ceux qui ont un salaire et ceux qui n'en n'ont pas. Elle englobe donc l'influence du chômage et des variations du taux d'activité. Ensuite, l'influence à la hausse exercée par les revenus salariaux sur l'inégalité est manifeste surtout au cours de la décennie de 1985 à 1995, la France et l'Allemagne exceptées. Enfin, la méthode utilisée ici présente l'inconvénient que les résultats sont sensibles au choix de l'indicateur d'inégalité⁶ : par exemple, en Suède, le MLD et le SCV donnent une contribution positive importante pour les salaires tandis que, selon le coefficient de Gini, les salaires ont contribué à réduire les inégalités (voir l'ENCADRÉ B pour les propriétés des indicateurs utilisés). Il faut également garder à l'esprit que les revenus du capital et des activités indépendantes sont mesurés avec une précision moindre que celle des revenus salariaux et que leurs contribution dans l'inégalité totale peut être sous-estimée en conséquence. Il reste que, dans la plupart des pays, les revenus salariaux comptent pour une part largement majoritaire de l'inégalité totale. Une modification de la distribution de ces revenus a donc toutes les chances d'influencer fortement le niveau global d'inégalité.

ENCADRÉ B

Indicateurs d'inégalité

La manière la plus intuitive d'apprécier le niveau d'inégalité d'une distribution de revenu est de classer la population par ordre de revenu croissant et de rapporter sur un diagramme la distribution cumulée des revenus (en ordonnée) par rapport à celle de la population correspondante (en abscisse). On obtient ainsi une courbe de Lorenz. Dans le cas où la distribution cumulée des revenus coïncide avec celle de la population – cas d'une distribution parfaitement égalitaire –, la courbe de Lorenz correspond à la diagonale. Plus la courbe de Lorenz s'éloigne de la diagonale vers le bas, plus la distribution est inégale. Lorsqu'on compare deux distributions, celle dont la courbe de Lorenz s'éloigne le plus de la diagonale est la plus inégale. Mais le diagnostic devient impossible dans le cas où deux courbes de Lorenz se croisent.

Les indicateurs agrégés d'inégalité lèvent en partie cette ambiguïté car ils quantifient les niveaux d'inégalité et les comparent de manière univoque entre eux. Mais ils n'éliminent pas entièrement la part d'arbitraire inhérente à tout jugement sur l'inégalité des revenus. Chaque indicateur implique un jugement de valeur *a priori* sur la distribution en ce sens qu'il accorde des poids différents aux différentes parties de la distribution.

C'est ce qu'illustre le diagramme suivant. Les revenus moyens de chaque décile d'une distribution donnée⁷ ont été diminués de 20 pour cent et le diagramme rapporte les variations consécutives en pour cent des valeurs d'un certain nombre d'indicateurs parmi les plus courants. Les indicateurs considérés sont le MLD (Mean Log Deviation), le coefficient de Gini, le VLN (Variance of Logarithms), le SCV (Squared of Coefficient of Variation) et l'Atkinson (avec une élasticité de 0,5). Si l'on considère une population de n individus avec un revenu Y_i dont la moyenne est y , ces indicateurs sont calculés comme suit :

6. La méthode de décomposition en contributions relatives (exprimées en parts de l'inégalité totale), telle qu'elle a été développée par Shorrocks, donne des résultats indépendants du choix de l'indicateur d'inégalité. Toutefois, lorsque ces parts sont utilisées pour décomposer des variations de niveaux d'inégalité, comme c'est le cas au TABLEAU 1, les résultats dépendent de l'indicateur utilisé et une analyse de sensibilité se justifie.

$$MLD = \frac{1}{n} \cdot \sum_i \log \left(\frac{y}{Y_i} \right)$$

$$Gini = \frac{1}{y \cdot n^2} \cdot \sum_i \sum_j (y_i - y_j), \text{ avec } i \neq j \text{ et les } n \text{ observations classées par ordre croissant de revenu } Y_i.$$

$$VLN = \frac{1}{n} \cdot \sum_i [\log(Y_i) - \log(y)]$$

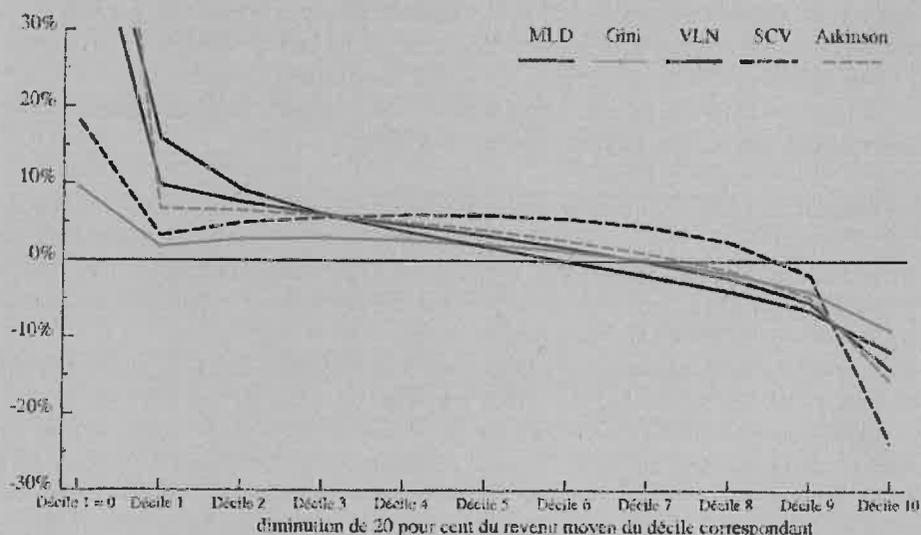
$$SCV = \frac{\frac{1}{n} \cdot \sum_i (y_i - y)^2}{y^2}$$

$$Atkinson = 1 - \frac{1}{n} \cdot \left[\sum_i \left(\frac{Y_i}{y} \right)^{1-0.5} \right]^{\frac{1}{1-0.5}}$$

L'observation "Décile 1=0" correspond à la mise à zéro du revenu moyen du décile le plus pauvre.

GRAPHIQUE ENCADRÉ B

Sensibilité de quelques indicateurs d'inégalité à une baisse des revenus par déciles



Tous les indicateurs considérés s'accordent sur le fait qu'une baisse des revenus des plus pauvres augmentent les inégalités tandis qu'une baisse des revenus des déciles supérieurs les diminue. L'amplitude des réactions diffère cependant, surtout en ce qui concerne les deux extrémités de la distribution. Ainsi, le coefficient de Gini est, de tous les indicateurs testés, le moins

sensible quel que soit l'endroit de la distribution où se situe le changement de revenu. Par contre, la variation moyenne des logarithmes (MLD), la variance des logarithmes (VLN) et le coefficient d'Atkinson⁷ (Atkins.) ont tendance à amplifier les variations des revenus les plus bas et sont, en particulier, très sensibles à la prise en compte d'observations avec des revenus nuls. Le carré du coefficient de variation (SCV) met par contre plus l'accent sur les modifications dans la partie supérieure de la distribution, en particulier, dans le décile le plus riche.

Le choix d'un indicateur peut donc influencer les résultats : dans l'exemple ci-dessus une baisse du revenu du décile 8 implique une augmentation de l'inégalité mesurée par le SCV et une diminution de l'inégalité selon le VLN. Ce choix implique aussi une plus ou moins grande sensibilité aux valeurs extrêmes des revenus, et particulièrement en ce qui concerne les revenus nuls. Il importe donc de tester la validité des résultats en utilisant plusieurs indicateurs ayant des propriétés contrastées. Dans cette étude, on utilise un indicateur neutre et peu sensible, le Gini, un indicateur plus sensible aux bas revenus (et en particulier aux revenus nuls), le MLD, et un indicateur plus sensible aux revenus élevés (le SCV).

L'inégalité des personnes ou des ménages : deux concepts différents

Le niveau des revenus du travail d'un ménage est déterminé par la situation individuelle sur le marché de l'emploi de chacun de ses membres et par la manière dont ses membres décident de partager ces revenus individuels. Cette décision est prise dans le contexte familiale, en fonction des circonstances économiques aussi bien que personnelles. L'interaction entre le marché de l'emploi et le fonctionnement des ménages donne lieu à un "noyau" de travailleurs à temps plein et à une "frange" de travailleurs marginaux ou occasionnels, plus souvent féminins, jeunes ou moins qualifiés.

Le but de cette section est de montrer comment les mesures de l'inégalité varient lorsqu'on évolue du "noyau" des travailleurs à plein temps vers la "frange" des travailleurs marginaux et du niveau des individus à celui du ménage. L'analyse porte sur la période du début des années quatre-vingt au début des années quatre-vingt dix et inclut un certain nombre de pays de l'OCDE. Les données utilisées proviennent de la base de données du "Luxembourg Income Study" qui présente l'avantage d'une cohérence permettant des comparaisons à la fois entre les pays et dans le temps (ENCADRÉ C). L'analyse permet en effet deux lectures complémentaires : l'une, transversale, comparative entre les pays ; l'autre, chronologique. Non seulement, les niveaux d'inégalité diffèrent et, avec eux le classement des pays selon leur inégalité comparative ; mais aussi les évolutions dans le temps qui peuvent diverger selon la population et le concept de revenu utilisé (ENCADRÉ A).

7. Correspondant à celle des Etats-Unis en 1991.

8. Calculé avec une élasticité de 0,5.

ENCADRÉ C

Les données du Luxembourg Income Study (LIS)

La plupart des données sur lesquelles cette étude se base proviennent du "Luxembourg Income Study" (LIS). Il s'agit d'un projet international financé par le CEPS/INSTEAD (Centre for Population, Poverty and Policy Studies), la Fondation Ford et les pays membres. Son but est de construire des bases de données d'indicateurs socio-économiques des différents pays membres et de rendre ces bases de données accessibles à un large public de chercheurs par courrier électronique (Internet).

Dans l'élaboration de ces bases de données, le LIS met l'accent sur la comparabilité. En effet, les données du LIS proviennent de sources aussi variées que les enquêtes des revenus, des budgets et dépenses des ménages, les enquêtes fiscales, les enquêtes par panel, les enquêtes par sondage. Le principal avantage qu'offre le LIS est sans nul doute de présenter ce matériel hétérogène sous une forme harmonisée et standardisée qui rend possible les analyses comparatives entre les pays.

La base de données du LIS comprend 25 pays pour lesquels les observations sont disponibles à des intervalles de 5 ans à partir du début des années quatre-vingt. Le processus d'uniformisation des données comprend un certain nombre de transformations des données brutes (par exemple, en ce qui concerne les imputations des réponses manquantes) ainsi que l'harmonisation dans la mesure du possible des concepts de revenus en suivant les directives M61 des Nations Unies pour les Statistiques de Distribution des Revenus, de la Consommation et de l'Accumulation des Ménages. La comparabilité des données normalisées n'est cependant pas parfaite. Elle est limitée d'abord par la diversité même des sources utilisées par le LIS. Ensuite, les bases de données des différents pays sont établies pour des années différentes qui, de plus, ne correspondent pas nécessairement aux mêmes phases des cycles conjoncturels.

Ces restrictions mises à part, la cohérence des données du LIS avec les comptes nationaux est relativement bonne, oscillant entre 77 pour cent pour l'Allemagne et 94 pour cent pour la Finlande (Atkinson, Rainwater & Smeeding, 1995, p.34). La correspondance des revenus salariaux est, quant à elle, très proche de 100 pour cent.

Une particularité des données du LIS est de désagréger les revenus familiaux selon les individus qui les gagnent. Cela suppose que les individus soient identifiés au ménage auquel ils appartiennent. Pour les données relatives au début des années quatre-vingt, cette identification est toutefois limitée aux conjoints, excluant les autres adultes membres du ménage. Par souci d'homogénéité, la même population est prise en compte dans les données relatives aux années quatre-vingt-dix. L'analyse ne considère donc que deux types de ménages : des ménages avec un seul adulte et des ménages avec deux adultes. Le biais qui en résulte ne devrait pas altérer les résultats : en effet, pour donner un ordre de grandeur, les revenus salariaux des conjoints exprimés par rapport à ceux de la population en âge de travailler représentaient en 1991 respectivement 89 pour cent aux États-Unis, 87 pour cent au Canada, 100 pour cent en Suède et 94 pour cent aux Pays-Bas.

DISPARITÉS SALARIALES ET TAUX DE PARTICIPATION. Au niveau des individus, l'inégalité augmente lorsque, partant des travailleurs masculins à plein temps, on ajoute les femmes travaillant à plein temps, les travailleurs à temps partiel et les inactifs. C'est ce que l'on constate à la lecture du TABLEAU 2. De même, l'inégalité augmente lorsque, partant des ménages qui ont un revenu salarial, on ajoute ceux qui n'en n'ont pas. La prise en compte des

inactifs en âge de travailler, que ce soit au niveau des individus ou des ménages, augmente l'inégalité puisqu'ils sont comptabilisés dans la distribution avec un revenu salarial imputé nul. Il y a donc dans les distributions considérées ici deux sources d'inégalité : les disparités entre les différents revenus salariaux et les disparités entre ceux qui ont un revenu salarial et ceux qui n'en ont pas. Le but est d'identifier ici laquelle de ces deux sources d'inégalité a exercé le plus d'influence.

TABLEAU 2

	Indices de Gini pour différents sous-groupes					
	Etats-Unis (1991)	Canada (1991)	Pays-Bas (1991)	Suède (1992)	Allemagne (1989)	Royaume-Uni (1991)
Revenus des actifs mâles à plein temps	0,294	0,273	0,213	0,219	0,227	0,277
Revenus des actifs à plein temps	0,310	0,289	0,222	0,225	0,232	0,283
Revenus des actifs à temps plein et partiel	0,398	0,394	0,318	0,307	0,344	0,377
Revenus des individus en âge de travailler (actifs et inactifs)	0,518	0,519	0,574	0,413	0,529	0,577
Revenus des ménages avec au moins un travailleur	0,349	0,340	0,267	0,269	0,292	0,324
Revenus des ménages en âge de travailler (actifs et inactifs)	0,420	0,416	0,424	0,357	0,386	0,473

Source : Luxembourg Income Study (LIS), seulement les adultes seuls ou en couple, à l'exclusion des autres membres de la famille.

Le TABLEAU 3 présente une sélection d'indicateurs calculés pour trois distributions différentes (voir l'ENCADRÉ B pour le choix de ces indicateurs). Dans chaque cas, les pays sont classés par ordre d'inégalité décroissante : c'est-à-dire que les pays avec un rang plus petit dans le classement moyen sont relativement plus inégaux. La première section du TABLEAU 3 est relative aux revenus salariaux individuels des actifs ; la seconde, aux revenus salariaux des ménages ayant un membre actif au moins. La troisième section diffère des deux autres en ce qu'elle inclut les ménages inactifs. De la seconde à la troisième section, l'inégalité

TABLEAU 3

Influence sur l'inégalité des disparités salariales et du taux de participation

	Salaires des travailleurs à plein temps			
	MLD	SCV	Gini	Classement moyen *
Canada (1991)	0,16	0,47	0,29	1,7
Etats-Unis (1991)	0,16	0,35	0,31	2,0
Royaume-Uni (1991)	0,14	0,44	0,28	2,7
Allemagne (1989)	0,09	0,43	0,23	4,3
Suède (1992)	0,11	0,21	0,22	4,7
Pays-Bas (1991)	0,09	0,29	0,22	5,7
<i>Revenus salariaux des ménages avec un emploi au moins</i>				
	MLD	SCV	Gini	Classement moyen *
Etats-Unis (1991)	0,26	0,43	0,35	2,0
Canada (1991)	0,25	0,48	0,34	2,0
Royaume-Uni (1991)	0,21	0,45	0,32	3,0
Allemagne (1989)	0,17	0,49	0,29	3,0
Pays-Bas (1991)	0,17	0,39	0,27	5,3
Suède (1992)	0,17	0,25	0,27	5,7
<i>Revenus salariaux des ménages en âge de travailler</i>				
	MLD	SCV	Gini	Classement moyen *
Royaume-Uni (1991)	1,04	0,86	0,47	1,0
Pays-Bas (1991)	0,97	0,76	0,42	2,0
Canada (1991)	0,68	0,67	0,42	3,7
Allemagne (1989)	0,67	0,72	0,39	4,0
Etats-Unis (1991)	0,66	0,60	0,42	5,0
Suède (1992)	0,61	0,42	0,36	6,0

* Les pays sont classés par ordre d'inégalité décroissante: un rang faible correspond à un niveau d'inégalité comparativement élevé et vice-versa. Le classement moyen correspond à la moyenne des rangs obtenus avec les trois indicateurs.

Source : Luxembourg Income Study (LIS), seulement les adultes seuls ou en couple, à l'exclusion des autres membres de la famille.

augmente donc en proportion du nombre de ménages en âge de travailler qui n'ont pas d'emploi⁹. Le classement des pays est modifié en conséquence.

Le classement des pays dans les deux premières sections est très semblable. Les pays anglo-saxons y apparaissent comme les plus inégaux en termes de distribution des revenus salariaux. Les pays d'Europe continentale, groupés en bas du classement, sont nettement plus égaux. Cette situation reflète les niveaux respectifs de dispersion des revenus salariaux : élevés dans les pays anglo-saxons, plus faibles en Europe.

9. Ces ménages sont pris en compte avec un revenu salarial imputé nul. Voir l'ENCADRÉ A pour l'interprétation de ces résultats.

C'est le classement de la troisième section qui surprend, tant il diffère des deux autres. Les Etats-Unis, le pays le plus inégalitaire lorsque seuls les ménages actifs sont pris en compte, passent dans le groupe des pays les plus égalitaires – juste devant la Suède – lorsque tous les ménages en âge de travailler sont considérés. Ceci reflète la faible proportion de ménages américains sans emploi, relativement aux autres pays. La situation opposée prévaut aux Pays-Bas qui passe du bas du classement lorsque seule l'inégalité entre les actifs est considérée, au groupe des pays les plus inégalitaires lorsqu'on inclut les ménages sans emploi. Le Canada et l'Allemagne occupent des positions intermédiaires, le premier se rapprochant plutôt du modèle américain, le second, du modèle hollandais. La Suède reste le pays le plus égalitaire quels que soient le niveau et la population considéré. Enfin, le Royaume-Uni offre la singularité d'être le pays le plus inégal au niveau de la population en âge de travailler, tout en ayant une disparité des salaires comparable à celle des Etats-Unis et du Canada.

Si l'on fait abstraction du cas atypique de la Suède, il semble par ailleurs exister une relation d'arbitrage entre les taux de participation et la disparité des salaires. C'est ce qu'illustre le GRAPHIQUE 2 qui montre la corrélation entre le taux d'emploi et la valeur du MLD pour les travailleurs à plein temps. A l'extrémité supérieure, les pays nord-américains avec des disparités des salaires et des taux de participation élevés. A l'extrémité inférieure, des pays comme la Belgique ou les Pays-Bas où l'éventail des salaires est très réduit mais où le nombre d'individus et de ménages sans emploi est relativement plus important.

Comment pondérer les deux termes de cette relation d'arbitrage au sein d'un concept d'inégalité globale ? La réponse est en partie subjective puisque tout

GRAPHIQUE 2

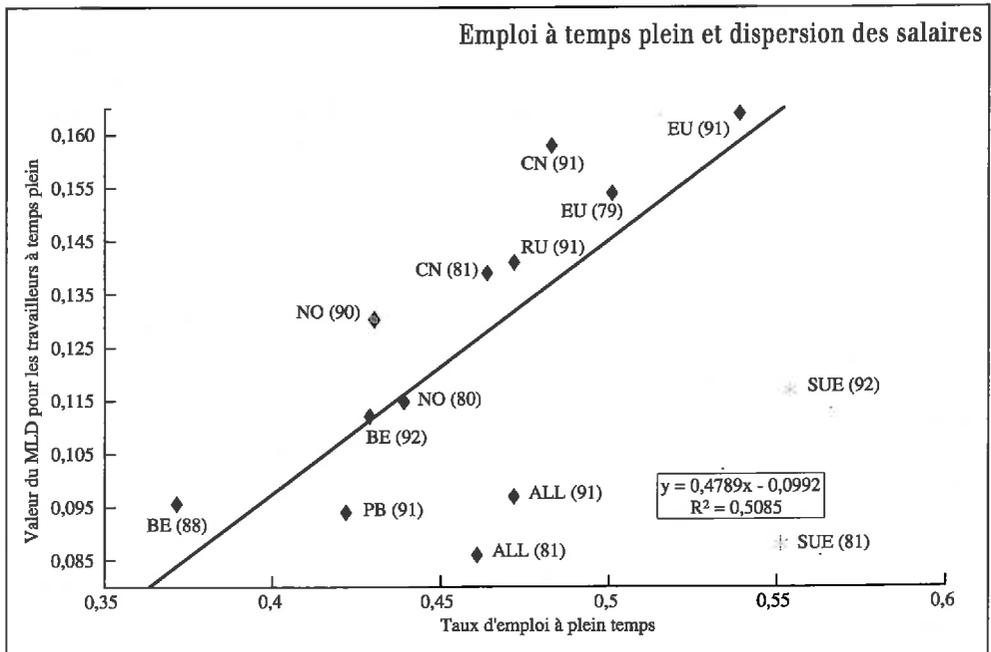


TABLEAU 4

Inégalités des revenus salariaux masculins et féminins

TABLEAU 4A : Revenus salariaux moyens à prix et PPA de 1991 des individus actifs

	ACTIFS MASCULINS		ACTIFS FÉMININS		Revenus féminins/ revenus masculins	ENSEMBLE DES ACTIFS	
	Niveaux *	Evolution en %	Niveaux *	Evolution en %		Niveaux *	Evol. en %
Etats-Unis (1979-91)	30734	-3,8	17702	20,4	57,6	24264	1,5
Canada (1981-91)	27667	3,0	15518	11,2	56,1	21796	3,2
Royaume-Uni (1974-91)	27577	-25,0	12528	-12,6	45,4	20664	-25,0
Suède (1981-92)	18231	4,2	11870	5,3	65,1	15115	3,5
Allemagne (1981-89)	29371	12,8	14863	-9,1	50,6	23347	-1,8
Pays-Bas (1983-91)	25984	7,1	13121	-0,7	50,5	21228	1,9

* à l'année terminale.

TABLEAU 4B :

Revenus salariaux moyens à prix et PPA de 1991 des individus en âge de travailler

	ACTIFS MASCULINS		ACTIFS FÉMININS		Revenus féminins/ revenus masculins	TOTAL DES INDIVIDUS EN AGE DE TRAVAILLER	
	Niveaux *	Evolution en %	Niveaux *	Evolution en %		Niveaux *	Evol. en %
Etats-Unis (1979-91)	27812	-5,9	12652	32,7	45,5	19383	5,3
Canada (1981-91)	24388	9,0	11102	41,0	45,5	17265	19,0
Royaume-Uni (1974-91)	21343	-37,8	7364	-8,7	34,5	13944	-30,9
Suède (1981-92)	15758	-2,8	9813	5,3	62,3	12777	-0,2
Allemagne (1981-89)	26106	11,3	8362	120,1	32,0	16694	31,7
Pays-Bas (1983-91)	21112	17,7	5847	59,1	27,7	13185	30,8

* à l'année terminale.

TABLEAU 4C : Inégalité des revenus salariaux des actifs mesurée par le coefficient de Gini

	ACTIFS MASCULINS		ACTIFS FÉMININS		ENSEMBLE DES ACTIFS	
	Niveaux *	Evolution en %	Niveaux *	Evolution en %	Niveaux *	Evolution en %
Etats-Unis (1979-91)	0,35	13,1	0,41	0,8	0,40	1,0
Canada (1981-91)	0,35	21,6	0,40	1,2	0,39	9,1
Royaume-Uni (1974-91)	0,28	29,8	0,40	12,4	0,38	10,5
Suède (1981-92)	0,28	13,3	0,29	12,7	0,31	10,3
Allemagne (1981-89)	0,27	26,8	0,38	16,6	0,34	37,5
Pays-Bas (1983-91)	0,24	15,9	0,36	9,8	0,32	17,1

* à l'année terminale.

TABLEAU 4D : Inégalité des revenus salariaux des individus en âge de travailler mesurée par le coefficient de Gini

	ACTIFS MASCULINS		ACTIFS FÉMININS		ENSEMBLE DES ACTIFS	
	Niveaux *	Evolution en %	Niveaux *	Evolution en %	Niveaux *	Evolution en %
Etats-Unis (1979-91)	0,41	14,0	0,57	-5,7	0,52	-2,8
Canada (1981-91)	0,42	4,9	0,56	-13,1	0,52	-7,2
Royaume-Uni (1974-91)	0,45	64,5	0,64	2,0	0,58	12,0
Suède (1981-92)	0,38	24,7	0,41	7,1	0,41	12,8
Allemagne (1981-89)	0,35	20,7	0,65	-21,4	0,53	-11,4
Pays-Bas (1983-91)	0,38	-7,4	0,71	-11,4	0,57	-10,8

* à l'année terminale.

indicateur d'inégalité agrégé suppose un jugement de valeur porté sur la distribution de revenu sous-jacente (ENCADRÉ B). Le TABLEAU 3 montre néanmoins que l'influence du taux de participation l'emporte sur celle des disparités entre salariés et cela quel que soit l'indicateur utilisé. Il en résulte que les pays avec un taux de participation élevé et une dispersion des salaires plus grande sont globalement plus égalitaires que les pays avec un taux de participation faible et une structure des salaires plus uniforme. Le concept d'égalité doit ici être interprété dans le contexte stricte de l'analyse proposée (ENCADRÉ A). En particulier, il ne préjuge pas du niveau d'inégalité des revenus disponibles de l'ensemble des ménages. Il reste qu'un pays avec une distribution inégale des revenus du travail entre actifs et inactifs devra recourir à des transferts sociaux plus importants afin de maintenir un niveau final d'équité socialement acceptable.

L'INFLUENCE DU TRAVAIL FÉMININ SUR L'INÉGALITÉ DES REVENUS SALARIAUX INDIVIDUELS. Tous les pays considérés se caractérisent par un fort mouvement de rattrapage des revenus salariaux des femmes par rapport aux hommes. Ces changements apparaissent clairement à la lecture du TABLEAU 4 qui montre l'évolution des revenus salariaux moyens en termes réels pour les hommes et les femmes séparément. Tandis que les salaires réels moyens des actifs masculins stagnent, ou même décroissent, dans certains pays (comme aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, par exemple), ceux des actifs féminins ont augmenté nettement (TABLEAU 4a). La tendance au rattrapage est encore plus marquée – surtout en Allemagne et aux Pays-Bas – quand les taux de participation sont pris en compte (comme dans le TABLEAU 4b qui mesure les salaires réels moyens pour la population en âge de travailler).

Comment ces tendances se sont-elles traduites en terme d'inégalité? Comme le montre le TABLEAU 4c, la distribution des revenus salariaux masculins est plus égale que celle des femmes, caractérisée par une plus grande dispersion du temps de travail. Dans tous les pays, l'inégalité des salaires masculins a augmenté fortement par rapport à celle des salaires féminins (TABLEAUX 4c et 4d). Dans le même temps, la distribution des revenus salariaux féminins devenait moins inégale dans la plupart des pays, reflétant l'augmentation du taux de participation des femmes au marché de l'emploi (TABLEAU 4d). La croissance des disparités salariales entre travailleurs masculins a donc été un facteur déterminant dans la montée des inégalités. Les revenus féminins considérés individuellement ont fortement contribué à compenser cette tendance, d'une part, parce que le biais entre les salaires masculins et féminins s'est réduit (surtout dans les pays anglo-saxons), d'autre part, parce que les taux de participation des femmes a augmenté sensiblement alors que celui des hommes stagnait ou diminuait (comme cela a été le cas en Europe continentale).

L'INFLUENCE DU TRAVAIL FÉMININ SUR L'INÉGALITÉ DES REVENUS SALARIAUX DES MÉNAGES. Il s'agit ici d'analyser comment les évolutions décrites précédemment au niveau des revenus individuels ont été transposées au niveau des revenus des ménages. Pour ce faire, on compare au TABLEAU 5 les évolutions de l'inégalité des individus et des ménages en âge de travailler. La population considérée est la même dans les deux cas. L'inégalité des individus peut être interprétée comme le niveau d'inégalité que l'on obtiendrait si

TABLEAU 5

Influence de la structure des ménages sur l'évolution des inégalités

	Gini		MLD		SCV	
	Différence	Variation, en %	Différence	Variation, en %	Différence	Variation, en %
ÉTATS-UNIS (1979-91)						
Revenus salariaux des individus en âge de travailler *	-0,01	-1,6	0,00	0,2	-0,05	-5,2
Revenus salariaux des ménages en âge de travailler **	0,04	9,6	0,08	13,2	0,12	24,1
CANADA (1981-91)						
Revenus salariaux des individus en âge de travailler *	-0,05	-9,4	-0,27	-20,6	-0,15	-12,8
Revenus salariaux des ménages en âge de travailler **	-0,01	-1,8	-0,20	-22,8	0,09	14,8
ROYAUME-UNI (1991)						
Revenus salariaux des individus en âge de travailler**	0,06	12,3	0,38	38,8	0,27	26,8
Revenus salariaux des ménages en âge de travailler **	0,14	41,5	0,50	93,1	0,43	98,1
SUEDE (1992)						
Revenus salariaux des individus en âge de travailler**	0,05	14,3	0,17	30,5	0,10	25,1
Revenus salariaux des ménages en âge de travailler **	0,06	20,9	0,20	50,2	0,11	37,3
ALLEMAGNE (1989)						
Revenus salariaux des individus en âge de travailler**	-0,14	-21,1	-0,39	-24,8	-1,54	-56,4
Revenus salariaux des ménages en âge de travailler **	0,03	9,5	0,05	7,7	0,28	61,7
PAYS-BAS (1991)						
Revenus salariaux des individus en âge de travailler**	-0,10	-14,0	-0,37	-20,1	-0,93	-38,5
Revenus salariaux des ménages en âge de travailler **	-0,04	-9,1	-0,24	-19,8	0,04	4,8

* Chaque individu est caractérisé par la valeur de son revenu salarial annuel. Les revenus salariaux des femmes sont ajustés de manière à ce que le revenu salarial moyen des femmes soit égal à celui des hommes. On mesure donc l'inégalité des revenus salariaux individuels nette de l'inégalité entre les salaires masculins et féminins (voir encadré D).

** Chaque individu est caractérisé par le revenu salarial moyen du ménage auquel il appartient, soit la moyenne de son revenu salarial et de celui de son conjoint éventuel.

Source : Luxembourg Income Study (LIS), seulement les adultes seuls ou en couple, à l'exclusion des autres membres de la famille.

tous les individus en âge de travailler, masculins et féminins, décidaient de vivre seuls. L'inégalité obtenue dans cette situation hypothétique de célibat généralisé est beaucoup plus élevée que l'inégalité des ménages, la différence mesurant l'influence égalisatrice du partage des revenus au sein des ménages. En comparant l'évolution des inégalités des individus et des ménages au cours des vingt dernières années, on peut donc évaluer comment la redistribution des revenus au sein des ménages s'est modifiée (ENCADRÉ D) ¹⁰.

Dans tous les pays considérés au TABLEAU 5, les évolutions observées au niveau des ménages sont nettement moins favorables – à la fois en ce qui concerne les variations absolues et relatives – que celles des individus, ce qui implique donc que l'influence égalisatrice des ménages a diminué ¹¹. La diminution du potentiel de redistribution des ménages semble avoir été plus forte en Allemagne et au Royaume-Uni, comparée aux États-Unis, la Suède, les Pays-Bas et le Canada.

Il ressort donc de ces chiffres que l'évolution de la structure des ménages a contribué à accroître les inégalités ¹². La section précédente a montré l'influence égalisatrice du travail féminin sur l'évolution de la distribution des revenus salariaux individuels. Cependant, cet effet égalisateur a été partiellement absorbé par l'évolution de la structure des ménages, évolution qui s'est faite dans le sens d'une diminution du partage des revenus entre les conjoints, soit parce que le nombre d'isolés et de familles monoparentales a augmenté, soit parce que la corrélation entre les revenus des conjoints s'est accrue.

ENCADRÉ D

Décomposition de l'inégalité des revenus des ménages

La différence entre l'inégalité des individus et celle des ménages comprend une composante qui reflète la corrélation entre les revenus des conjoints et une autre qui reflète la différence entre le salaire moyen des hommes et celui des femmes.

Soit n couples ($j=1, \dots, n$) ; les revenus individuels des hommes sont représentés par Y_{hj} et les revenus individuels des femmes, par Y_{fj} . Les revenus moyens par tête ($i=1,2$) du couple j sont calculés en supposant une répartition parfaitement équitable des revenus individuels des conjoints :

$$H_{ij} = \frac{Y_{m_j} + Y_{f_j}}{2} \quad [1]$$

tels que $H_{1,j} = H_{2,j} = H_j$

10. On mesure la fonction redistributive des ménages en comparant l'inégalité des salaires individuels nette de l'inégalité entre le salaire moyen des hommes et des femmes (c'est-à-dire, en supposant que le salaire moyen des femmes est égal à celui des hommes) avec l'inégalité des revenus salariaux des ménages correspondants. On se reportera à l'ENCADRÉ D pour une description méthodologique.

11. Par exemple, aux États-Unis au cours de la période de 1979 à 1991, l'inégalité des revenus individuels (nette de l'inégalité entre hommes et femmes) est restée à peu près stable selon le MLD et le Gini et a diminué de 5 % selon le SCV. L'inégalité des revenus des ménages a augmenté de 10 à 24 % selon l'indicateur considéré.

12. Un résultat similaire pour la France est rapporté dans une étude de l'Insee (1996). Ce genre de résultat se vérifie quel que soit l'indicateur considéré.

La variance des revenus individuels se calcule comme suit :

$$\text{var}(Y) = \frac{1}{2n} \left[\sum_i (y_{m_i} - y)^2 + \sum_j (y_{f_j} - y)^2 \right] = \frac{1}{2} [\text{var}(Y_m) + \text{var}(Y_f) + (y - y_m)^2 + (y - y_f)^2] \quad [2]$$

où y est la moyenne des revenus individuels ; y_m , la moyenne des revenus individuels masculins et y_f , la moyenne des revenus individuels féminins.

La variance des revenus des ménages exprimés par tête se calcule comme suit :

$$\text{var}(H) = \frac{1}{2n} \left[\sum_i \sum_j (H_{ij} - h)^2 \right] = \frac{1}{4} [\text{var}(Y_m) + \text{var}(Y_f) + 2 \cdot \text{cov}(Y_m, Y_f)] \quad [3]$$

où h est le revenu moyen des ménages.

Il résulte de [2] et de [3] que :

$$\text{var}(H) = \frac{\text{var}(Y)}{2} + \frac{\text{cov}(Y_m, Y_f)}{2} - \frac{(y - y_m)^2}{4} - \frac{(y - y_f)^2}{4} \quad [4]$$

La différence entre l'inégalité des revenus des ménages (calculée ici par la variance des revenus moyens des conjoints $\text{var}(H)$) et l'inégalité des revenus individuels (calculée ici par la variance des revenus individuels $\text{var}(Y)$) comprend donc un terme qui reflète la corrélation des revenus des conjoints ($\text{cov}(Y_m, Y_f)$) et un terme qui reflète la différence des revenus moyens masculins et féminins. Pour mesurer l'influence du facteur de corrélation, on compare donc au TABLEAU 1 l'inégalité des revenus des ménages avec l'inégalité des revenus individuels calculée en supposant que les revenus des femmes sont en moyenne égaux aux revenus des hommes (soit en mettant égaux à zéro les deux derniers termes de [4]).

L'évolution de la structure des familles : un exemple de darwinisme économique

Revue de la littérature

Outre les facteurs spécifiques aux inégalités des salaires, les modifications de la structure de la famille influencent l'inégalité. C'est ce que montrent les résultats présentés plus haut ; ils confirment du reste un certain nombre d'études qui ont mis en évidence l'importance de la structure familiale à la fois sur les inégalités et sur le niveau de la pauvreté (Dooley, 1991 & 1994 ; Gottschalk & Danziger, 1993 ; Picot & Myles, 1996 ; Lerman, 1996).

Comment l'évolution de la structure familiale et, en particulier, l'augmentation du travail féminin, ont-elles modifié la distribution des revenus des ménages ? Les études existantes n'apportent à cette question que des réponses fragmentaires, voire contradictoires. Elles s'accordent en général sur le fait que les salaires féminins ont, dans un contexte statique, un effet égalisateur (Machin & Waldfogel, 1994 ; Cancian, Danziger & Gottschalk, 1993 ; Björklund, 1992 ; Saunders, 1993 ; Borooah & McKee, 1996). D'autres études aboutissent à des résultats plus ambigus (par exemple, Bradbury & Doyle, 1992). En particulier, Giannelli et Micklewright ont montré que le taux de participation des femmes

vivant avec un chômeur est significativement plus bas que la moyenne, ce qui amplifie les inégalités générées par le marché de l'emploi (Giannelli & Micklewright, 1995). De plus, la plupart des études existantes ne couvrant que le sous-groupe des couples mariés, elles omettent de tenir compte de l'augmentation de l'inégalité induite par la proportion croissante de familles monoparentales et d'isolés.

La perspective change aussi lorsque l'on considère les variations d'inégalité dans le temps plutôt que les niveaux. Ainsi Karoly et Burtless attribuent 40 pour cent de l'augmentation de l'inégalité aux Etats-Unis depuis 1979 à l'augmentation de la corrélation entre les revenus des conjoints (Karoly & Burtless, 1995). Les chiffres présentés par Borooah et McKee pour le Royaume-Uni traduisent aussi l'existence d'une interaction positive entre les revenus des conjoints de 1986 à 1993 (Borooah & McKee, 1996). Blackburn et Bloom corroborent ces résultats pour les Etats-Unis et le Canada (Blackburn & Bloom, 1994).

La participation fortement accrue des femmes au marché de l'emploi a vraisemblablement contribué à réduire les inégalités au cours des dernières décennies. C'est sans doute un des facteurs qui explique la tendance décroissante des inégalités de l'après-guerre jusqu'aux années quatre-vingt. Mais alors que l'entrée des femmes sur le marché de l'emploi semble se raréfier, des facteurs sous-jacents émergent, spécifiques de l'émancipation féminine mais générateurs cependant d'inégalité. Ces facteurs sont la dislocation de la famille "traditionnelle" qui s'est traduite par une augmentation des familles monoparentales et des isolés, et l'auto-sélection accrue des conjoints, responsable de la polarisation des ménages.

Les changements dans le potentiel de redistribution des ménages

LA PROPORTION CROISSANTE DES FAMILLES MONOPARENTALES ET DES PERSONNES ISOLÉES. En tant que telle, la formation d'un ménage – une entité au sein de laquelle les individus mettent leurs ressources en commun – exerce une influence égalisatrice¹³. Les ménages absorbent une partie des inégalités induites par le marché de l'emploi. Les isolés et les familles monoparentales constituent par contre une population plus inégale et plus vulnérable face à la perte d'emploi. Le TABLEAU 6 montre que, dans tous les pays considérés, cette population a augmenté¹⁴. En général, les familles monoparentales et les isolés constituent une population caractérisée par un revenu inférieur de l'ordre de 20 pour cent à la moyenne, une distribution de revenus beaucoup plus inégale que la moyenne (leur inégalité mesurée par le MLD est deux fois supérieure à la moyenne) et un taux d'inactivité égal à plus du double de la moyenne. L'augmentation des familles monoparentales et des isolés constitue donc un facteur important d'augmentation des inégalités.

13. Bien que le partage des revenus au sein des ménages semble loin d'être parfaitement égalitaire (Woolley & Marshall, 1994).

14. Les chiffres du TABLEAU 6 pour les Etats-Unis, le Canada et les Pays-Bas sous-estiment l'augmentation des familles monoparentales et des isolés puisqu'ils ne prennent pas en compte l'augmentation des personnes isolées à la retraite due au vieillissement de la population.

TABLEAU 6

Familles monoparentales et personnes seules dans les pays de l'OCDE

	En pourcentage*	Revenu moyen (par rapport à la moyenne)	Inégalité** (par rapport à la moyenne)	Taux d'inactivité*** des isolés et familles monoparentales	Taux d'inactivité moyen***
ETATS-UNIS					
1979	32,6%	0,808	2,018	25,8%	10,8%
1991	32,7%	0,887	1,865	25,0%	11,1%
1991-79	0,4%	9,8%	-7,6%	-3,0%	2,8%
CANADA					
1981	27,1%	0,822	1,771	36,8%	19,2%
1991	28,6%	0,815	1,959	28,2%	11,7%
1991-81	5,2%	-0,8%	10,6%	-23,5%	-39,4%
PAYS-BAS					
1983	21,7%	0,637	2,086	67,7%	29,6%
1991	26,8%	0,818	2,017	47,0%	21,7%
1991-83	23,6%	28,4%	-3,3%	-30,6%	-26,5%
FRANCE					
1984	27,7%				
1994	30,3%				
1994-84	9,4%				

* Pour les Etats-Unis, Canada et Pays-Bas : proportion des individus vivant dans une famille monoparentale ou isolés par rapport à la population en âge de travailler ; pour la France, proportion des ménages monoparentaux et des personnes isolées par rapport au nombre total de ménages.

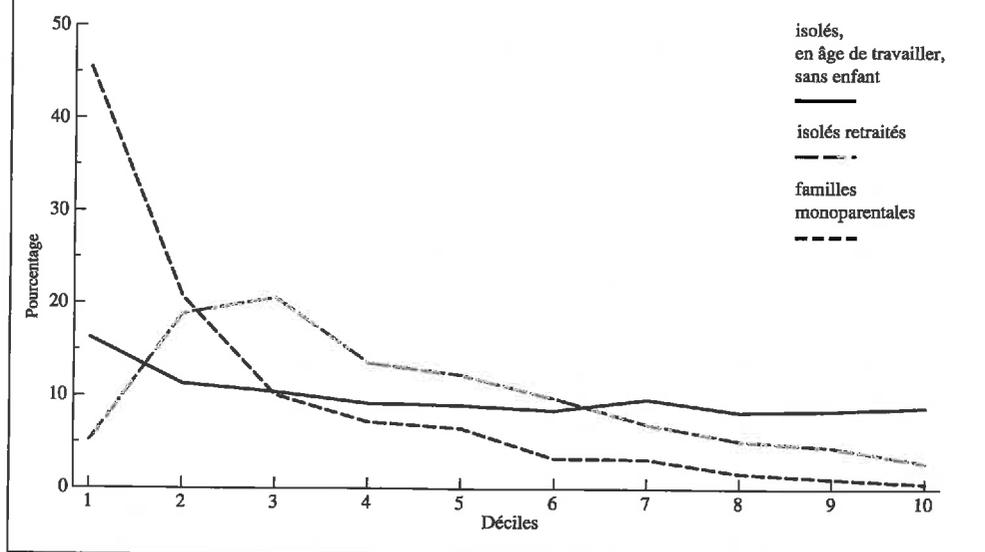
** Mesurée par le MLD.

*** Mesuré par la proportion d'individus avec un revenu salarial nul.

Sources : Etats-Unis, Canada, Pays-Bas : Luxembourg Income Study (LIS), concerne seulement les ménages en âge de travailler. France : INSEE (1996).

Il s'agit par ailleurs d'une population hétérogène, comme l'illustre le GRAPHIQUE 3 pour les Etats-Unis. Les isolés en âge de travailler et sans enfant constituent un groupe assez équitablement réparti. Aux Etats-Unis, 47 pour cent d'entre eux se répartissent dans les quatre déciles inférieurs ; au Royaume-Uni, par contre, ils se situent plutôt dans la partie supérieure de la distribution. Les isolés à la retraite sont plus représentés dans la partie inférieure de la distribution (aux Etats-Unis, 58 pour cent d'entre eux sont groupés dans les quatre premiers déciles). Mais le groupe le plus vulnérable est sans nul doute celui des familles monoparentales avec enfants – en particulier les mères célibataires – qui est concentré dans le bas de la distribution. Aux Etats-Unis, en 1991, 84 pour cent des familles monoparentales appartenaient aux quatre premiers déciles et 46 pour cent au décile le plus pauvre. Au Royaume-Uni, les cinq sixièmes des familles monoparentales se situaient dans la moitié inférieure de la distribution en 1990-91

GRAPHIQUE 3

**Distribution des revenus du travail des isolés et familles monoparentales
aux Etats-Unis en 1991**


Source : Luxembourg Income Study.

(Hills, 1995). Alors que la proportion de familles monoparentales a augmenté dans la plupart des pays de l'OCDE au cours des deux dernières décennies, elle a plus que doublé dans les pays anglo-saxons ¹⁵.

L'ACCENTUATION DE LA POLARISATION DES MÉNAGES. Les études citées plus haut qui identifient un accroissement de la corrélation entre les revenus des conjoints ne permettent pas de distinguer la corrélation des niveaux de salaires de celle des emplois. La première est préoccupante dans la mesure où elle impliquerait l'émergence de ménages de travailleurs pauvres ; la seconde l'est bien plus encore car elle indiquerait l'éviction complète et probablement irréversible du marché de l'emploi d'une catégorie de ménages.

Corrélation des revenus salariaux des conjoints

On peut mettre en évidence la corrélation entre les niveaux des salaires dans les couples où les deux conjoints travaillent (à temps plein ou partiel) en comparant le niveau d'inégalité des revenus individuels (comme si l'on considérait chaque individu comme un célibataire) avec celui des couples correspondants ¹⁶ (TABLEAU 7). Ainsi, aux Etats-Unis de 1979 à 1991, l'inégalité des revenus salariaux individuels a-t-elle augmenté de 4 à 6 pour cent selon l'indicateur

15. Passant de 9 % en 1960 à 23 % en 1988 aux Etats-Unis, de 6 % à 13 % au Royaume-Uni et de 9 % à 15 % au Canada (Casper & McLanahan, 1994).

16. Voir l'ENCADRÉ D pour la méthodologie.

TABLEAU 7

Effet de la formation des couples sur l'inégalité des revenus salariaux des travailleurs (temps plein et partiel)						
	Inégalité des salaires individuels*			Inégalité des salaires des ménages**		
	MLD	SCV	Gini	MLD	SCV	Gini
ETATS-UNIS						
1979	0,283	0,434	0,352	0,111	0,204	0,246
1991	0,301	0,477	0,367	0,151	0,274	0,285
1991-79 (dif.)	0,018	0,043	0,015	0,040	0,071	0,038
1991-79 (en %)	6,2	10,0	4,3	36,4	34,8	15,6
CANADA						
1981	0,269	0,387	0,336	0,101	0,179	0,230
1991	0,299	0,513	0,362	0,152	0,319	0,279
1991-81 (dif.)	0,030	0,127	0,026	0,051	0,140	0,049
1991-81 (en %)	11,3	32,7	7,6	50,7	78,4	21,5
SUEDE						
1981	0,122	0,220	0,243	0,059	0,131	0,185
1992	0,161	0,250	0,266	0,083	0,162	0,213
1992-81 (dif.)	0,039	0,030	0,024	0,024	0,032	0,028
1992-81 (en %)	32,4	13,6	9,7	41,3	24,1	15,2
PAYS-BAS						
1983	0,153	0,308	0,280	0,061	0,147	0,191
1991	0,185	0,279	0,281	0,070	0,138	0,193
1991-83 (dif.)	0,033	-0,029	0,001	0,008	-0,009	0,002
1991-83 (en %)	21,3	-9,4	0,5	13,7	-6,4	0,9
ALLEMAGNE						
1981	0,254	0,412	0,350	0,045	0,087	0,180
1989	0,239	0,557	0,326	0,080	0,344	0,208
1991-83 (dif.)	-0,015	0,145	-0,025	0,035	0,257	0,028
1991-83 (en %)	-6,0	35,2	-7,0	76,9	296,7	15,5
ROYAUME-UNI						
1974	0,147	0,312	0,279	0,057	0,153	0,186
1991	0,204	0,412	0,331	0,097	0,223	0,242
1991-83 (dif.)	0,057	0,101	0,053	0,039	0,071	0,056
1991-83 (en %)	38,8	32,3	18,9	68,3	46,2	30,1

* Chaque individu est caractérisé par la valeur de son revenu salarial annuel. Les revenus salariaux des femmes sont ajustés de manière à ce que le revenu salarial moyen des femmes soit égal à celui des hommes. On mesure donc l'inégalité des revenus salariaux individuels nette de l'inégalité entre les salaires masculins et féminins (voir encadré D).

** Chaque individu est caractérisé par le revenu salarial moyen du ménage auquel il appartient, soit la moyenne de son revenu salarial et de celui de son conjoint éventuel.

Source : Luxembourg Income Study (LIS), seulement les adultes seuls ou en couple, à l'exclusion des autres membres de la famille.

considéré. Dans la partie droite du TABLEAU 7, on constate que l'augmentation de l'inégalité de ces mêmes revenus agrégés par couple a été sensiblement plus forte, à la fois en niveau et proportionnellement. La corrélation croissante des revenus des conjoints – c'est-à-dire le fait qu'un homme avec un bon salaire a une propension croissante à vivre avec un conjoint dont le salaire est aussi élevé – est donc responsable d'une part non négligeable de l'augmentation totale d'inégalité observée entre 1979 et 1991.

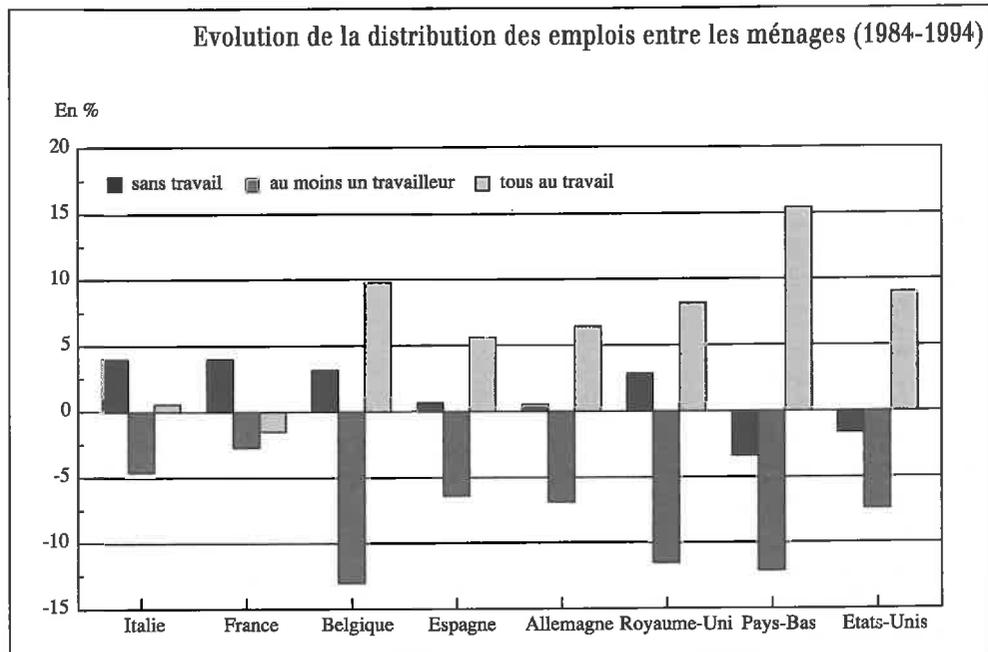
Bien qu'elle ne s'applique qu'à un nombre restreint de pays, la comparaison du TABLEAU 7 semble indiquer que la corrélation croissante des salaires des conjoints est un phénomène spécifique à l'Amérique du Nord. Aux Pays-Bas et en Suède, la répartition des revenus entre couples de travailleurs a tendance au contraire à devenir plus égalitaire.

La polarisation de l'emploi entre les ménages

Simultanément à l'entrée massive des femmes sur le marché de l'emploi, la famille dite "traditionnelle" où le mari travaille et l'épouse reste au foyer a été progressivement remplacée par la famille où les deux conjoints travaillent à plein temps. Là où le nombre d'emploi n'a pas augmenté en proportion, cette évolution s'est accompagnée d'une augmentation du nombre de ménages sans emploi. La polarisation de l'emploi des ménages, définie comme l'augmentation simultanée de la proportion des ménages sans emploi et des ménages où les conjoints travaillent à temps plein, naît de la combinaison des tendances sur le marché de l'emploi et du changement de la structure familiale.

Le GRAPHIQUE 4, qui est basé sur une étude de Gregg et Wadsworth, montre les variations de la structure des ménages au cours de la période 1984 à 1994 (Gregg & Wadsworth, 1996). Trois types de ménages sont considérés : les ménages sans emploi, les ménages "mixtes" groupant des actifs et des inactifs, et les ménages où tous les membres ont un emploi. Certains pays comme les Pays-Bas, la Belgique, le Royaume-Uni et les Etats-Unis se distinguent par une diminution marquée de la proportion de familles "traditionnelles" et une augmentation correspondante des familles où tous les membres travaillent. Dans les pays où cette mutation structurelle n'a pas été accompagnée d'une dynamique de l'emploi suffisante, comme en Belgique et au Royaume-Uni, il en est résulté une augmentation de la proportion des ménages sans emploi, impliquant une polarisation de l'emploi entre les ménages. Au Pays-Bas et aux Etats-Unis, par contre, la création d'emplois a été suffisante de sorte que le nombre des familles sans emploi a diminué. A gauche du GRAPHIQUE 4, on trouve des pays, comme la France, où la performance du marché de l'emploi a été à ce point mauvaise qu'on y observe une augmentation des ménages sans travail au détriment des deux autres catégories.

Par essence, le remplacement de la famille "traditionnelle" par le ménage où les deux conjoints travaillent est un facteur d'augmentation des inégalités : il implique que la majorité des emplois nouvellement créés sont allés à des ménages relativement aisés. Là où la croissance de l'emploi n'est pas suffisante, la distribution des revenus des ménages aura tendance à se polariser entre ménages à emplois multiples et ménages sans emploi. Gregg et Wadsworth ont estimé qu'il fallait une croissance de l'emploi de 3,5 pour cent par an pour empêcher l'aug-



Source : Gregg & Wadsworth (1996).

mentation du nombre de ménages sans emploi. Ce seuil dépend évidemment de l'intensité de la modification structurelle des ménages. A cet égard, on constate que les pays du Sud de l'Europe – Italie, France et Espagne – se caractérisent par une structure familiale relativement plus stable. Il n'en reste pas moins qu'un nombre important de pays de l'OCDE se caractérisent par la polarisation de l'emploi des ménages (Italie, Belgique, Espagne, Allemagne, Royaume-Uni).

Le TABLEAU 8 donne une image plus détaillée de la répartition des emplois à temps plein et partiel entre différentes catégories de ménages pour quelques pays. Neuf catégories de ménages sont considérées et le tableau montre l'évolution de la distribution des emplois à temps partiel et plein entre ces catégories pour une période donnée. Ainsi aux Etats-Unis de 1979 à 1991, la part des emplois à temps plein a augmenté de 4,8 pour cent et cette augmentation a été concentrée dans les ménages avec deux conjoints travaillant à temps plein (+ 6,2 %). Parallèlement, on observe au cours de la même période, une augmentation de la proportion de ménages sans travail (+0,3 %). Les deux dernières lignes du TABLEAU 8 donnent l'évolution des parts des ménages comprenant des inactifs dans le cas d'un scénario hypothétique "égalitaire" où les pertes et les gains d'emplois seraient équitablement distribués entre toutes les catégories de ménages.

Par exemple, aux Etats-Unis, la réduction de 3 pour cent de la part des individus sans emploi aurait dû impliquer, selon le scénario égalitaire, une diminution de 1,4 pour cent de la part des ménages sans emploi (au lieu d'une augmentation de 0,3 % en réalité), et une diminution de 2,7 % pour cent de la part des couples

TABLEAU 8

Evolution de la répartition des emplois à temps plein et partiel entre catégories de ménages

Variation de pourcentage entre les deux périodes

	Etats-Unis (1979-91)	Canada (1981-91)	Suède (1981-92)	Pays-Bas (1983-91)	Allemagne (1981-89)	Royaume-Uni (1974-1991)
INDIVIDUS						
Employés à plein temps	4,8	2,2	0,2	13,6 (2)	1,3	-6,24
Employés à temps partiel	-1,8	8,4	-3,4	nd	17,1	0,44
Sans emploi	-3,0	-10,7	3,2	-13,6	-18,4	5,79
MENAGES						
Ménages avec un seul adulte travaillant plein temps	1,8	0,6	-4,0	7,2 (3)	2,2	3,70
Ménages avec un seul adulte travaillant à temps partiel	-1,4	2,8	-1,3	nd	5,9	1,45
Ménages avec un seul adulte sans emploi	-0,2	-1,9	3,3	-2,1	0,3	5,24
Ménages avec deux adultes travaillant plein temps	6,2	2,4	7,3	12,2 (4)	8,3	-2,98
Ménages avec deux adultes, l'un à plein temps, l'autre à temps partiel	-0,1	5,3	-4,0	nd	18,0	-2,37
Ménages avec deux adultes, l'un à plein temps, l'autre sans emploi	-6,2	-6,6	-2,3	-11,5 (5)	-36,5	-11,56
Ménages avec deux adultes travaillant à temps partiel	0,0	2,8	-0,3	nd	2,0	-0,39
Ménages avec deux adultes, l'un à temps partiel, l'autre sans emploi	-0,4	0,4	0,2	nd	0,2	1,15
Ménages avec deux adultes sans emploi	0,5	-5,6	0,9	-5,8	-0,5	5,76
Total des ménages sans emploi	0,3	-7,6	4,2	-7,9	-0,3	11,0
Evolution des ménages sans emploi						
dans le scénario égalitaire(1)	-1,4	-6,5	2,1	-7,8	-5,8	1,35
Evolution des ménages avec deux adultes (plein temps-sans emploi)						
dans le scénario égalitaire(1)	-2,7	-6,5	1,8	-11,7 (5)	-25,9	3,38

(1) Le scénario égalitaire suppose que les pertes et les gains d'emplois observées au cours des périodes considérées sont également répartis entre les catégories de ménages. C'est-à-dire qu'une diminution des inactifs est distribuée entre les ménages comprenant des inactifs en proportion de la part d'inactifs appartenant à ces ménages dans l'ensemble des inactifs.

(2) Individus avec un emploi (à temps plein ou partiel).

(3) Ménages avec un seul adulte ayant un emploi.

(4) Ménages avec deux adultes ayant un emploi.

(5) Ménages avec deux adultes, l'un ayant un emploi, l'autre sans emploi.

Source : Luxembourg Income Study (LIS), seulement les adultes seuls ou en couple, à l'exclusion des autres membres de la famille.

“traditionnels” (au lieu d’une diminution de 6,2). La polarisation de l’emploi des ménages apparaît clairement en ce que la proportion des couples “traditionnels” a diminué plus fortement que dans le scénario égalitaire (pour être remplacée par les couples travaillant à plein temps) tandis que la proportion des couples sans emploi a augmenté alors qu’elle aurait dû diminuer si la création des emplois à temps plein avait été distribuée équitablement.

De la même manière, on constate que la polarisation de l’emploi a accentué l’impact inégalitaire des pertes d’emploi en Suède : la part des ménages sans emploi y a augmenté de 4,2 pour cent (au lieu de 2,1 pour cent dans le scénario égalitaire) tandis que la part des couples “traditionnels” a diminué de 2,3 pour cent (alors qu’elle aurait dû augmenter de 1,8 pour cent si les pertes d’emplois avaient été réparties proportionnellement). Au contraire, les créations d’emplois ont été équitablement réparties au Canada (la part des ménages sans emploi y diminue de 7,6 pour cent contre 6,5 pour cent dans le scénario égalitaire) et aux Pays Bas (-7,9 pour cent contre -7,8 pour cent).

L’accès au marché du travail des ménages pauvres

On peut utilement compléter l’analyse de l’influence du travail féminin sur les inégalités en isolant les ménages pauvres. Soit les ménages pauvres utilisent leur capacité d’emploi au maximum et l’on devrait alors observer dans le quintile inférieur une proportion de couple travaillant à plein temps supérieure à la moyenne. Selon cette hypothèse, le problème de la pauvreté devrait être abordé sous l’angle de l’insuffisance des salaires. Dans l’hypothèse alternative, les ménages pauvres devraient se caractériser par une insuffisance d’accès au marché de l’emploi.

Les chiffres présentés au TABLEAU 9 semblent confirmer la seconde hypothèse. Ils concernent les 20 pour cent les plus pauvres parmi les ménages ayant au moins un actif. L’existence d’un deuxième emploi en complément d’un emploi à temps plein constitue une garantie solide d’échapper à la pauvreté. Ainsi les ménages avec deux emplois à temps plein ou avec un emploi à temps plein et un emploi à temps partiel sont-ils peu représentés dans le quintile inférieur¹⁷. Par contre, l’existence d’un seul emploi dans un ménage – fut-il à temps plein – n’offre plus la certitude d’un niveau de vie suffisant, comme l’indique le fait que la famille “traditionnelle” est sur-représentée dans le quintile inférieur. On notera également que la proportion de familles monoparentales, d’isolés et de travailleurs à temps partiel y est largement supérieure à la moyenne. Dans tous les pays considérés, le quintile inférieur se caractérise donc par une proportion plus grande de familles monoparentales et d’isolés, un recours accru à l’emploi à temps partiel et une propension à travailler des conjoints inférieure à la moyenne.

17. Par exemple, aux Etats-Unis, 3 % au lieu de 24 % en moyenne pour deux emplois à temps plein ; 12 % au lieu de 23 % en moyenne pour un emploi à plein temps et un emploi à temps partiel.

TABLEAU 9

Caractéristiques des ménages pauvres * comparées à la moyenne

	Etats Unis (1991)		Canada (1991)		Suède (1992)		Pays Bas (1991)		Allemagne (1989)		Royaume-Uni (1991)	
	Moyenne	Pauvres*	Moyenne	Pauvres*	Moyenne	Pauvres*	Moyenne	Pauvres*	Moyenne	Pauvres*	Moyenne	Pauvres*
Ménages avec un seul adulte												
travaillant plein temps	18,5	6,3	13,4	4,2	20,9	5,5	12,2	1,8	19,2	1,4	17,1	3,9
Ménages avec un seul adulte												
travaillant à temps partiel	9,1	28,3	9,8	28,2	13,9	44,4	6,0	18,9	11,0	36,9	7,4	25,0
Total des ménages												
avec un seul adulte	27,6	34,6	23,2	32,4	34,9	49,9	18,2	20,8	30,2	38,3	24,4	28,9
Ménages avec deux adultes												
travaillant plein temps	24,0	2,9	21,3	2,1	25,7	3,9	10,3	1,3	9,7	0,0	18,7	0,9
Ménages avec deux adultes, l'un à plein temps, l'autre à temps partiel	22,6	12,4	26,4	10,6	27,6	9,5	25,8	9,2	22,8	4,9	28,2	13,1
Ménages avec deux adultes, l'un à plein temps, l'autre sans emploi	15,9	18,7	14,3	12,2	5,3	15,4	36,3	43,1	28,9	32,1	21,6	32,4
Ménages avec deux adultes												
travaillant à temps partiel	5,2	13,7	8,2	18,9	4,2	10,1	3,6	5,3	2,5	4,8	1,9	3,2
Ménages avec deux adultes, l'un à temps partiel, l'autre sans emploi	4,7	17,8	6,6	23,8	2,4	11,1	5,8	20,4	5,8	19,9	5,1	21,5
Total des ménages												
avec deux adultes	72,4	65,4	76,8	67,6	65,1	50,1	81,8	79,2	69,8	61,7	75,6	71,1
Total des ménages avec deux adultes												
ayant chacun un emploi	51,9	28,9	55,9	31,6	57,4	23,6	39,7	15,8	35,1	9,7	48,9	17,2
Total des ménages avec deux adultes et un seul emploi												
et un seul emploi	20,5	36,5	20,9	36,0	7,7	26,5	42,1	63,5	34,7	52,0	26,7	53,9
TOTAL	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

* Ménages avec emploi appartenant au premier quintile.

Source : Luxembourg Income Study (LIS), seulement les adultes seuls ou en couple, à l'exclusion des autres membres de la famille.

TABLEAU 10

Evolution de la répartition des emplois à temps plein et partiel entre catégories de ménages pauvres*

Variation de pourcentage entre les deux périodes

	Etats-Unis (1979-91)	Canada (1981-91)	Suède (1981-92)	Allemagne (1981-89)	Royaume-Uni (1974-91)
INDIVIDUS					
Employés à plein temps	1,1	-6,6	-1,4	-17,7	-10,1
Employés à temps partiel	-1,7	11,2	2,1	32,8	14,1
Sans emploi	0,6	-4,6	-0,7	-15,1	-4,1
MENAGES					
Ménages avec un seul adulte travaillant plein temps	-1,2	-2,6	-1,6	-2,4	-0,2
Ménages avec un seul adulte travaillant à temps partiel	-5,8	6,0	-1,6	24,2	6,3
Ménages avec deux adultes travaillant plein temps	1,7	0,4	1,4	-0,5	-0,3
Ménages avec deux adultes, l'un à plein temps, l'autre à temps partiel	1,6	1,1	0,5	4,1	0,6
Ménages avec deux adultes, l'un à plein temps, l'autre sans emploi	-0,4	-9,8	-2,9	-33,6	-19,5
Ménages avec deux adultes travaillant à temps partiel	2,5	4,3	2,7	4,8	1,8
Ménages avec deux adultes, l'un à temps partiel, l'autre sans emploi	1,6	0,6	1,5	3,4	11,4

* Ménages avec emploi appartenant au premier quintile.

Source : Luxembourg Income Study (LIS), seulement les adultes seuls ou en couple, à l'exclusion des autres membres de la famille.

La comparaison de l'évolution de la distribution des emplois entre catégories de ménages du quintile inférieur (TABLEAU 10) avec les données correspondantes pour l'ensemble de la population (TABLEAU 9) confirme l'analyse de la polarisation de l'emploi des ménages développée plus haut. Dans tous les pays considérés, les tendances observées dans le quintile inférieure sont plus défavorables que pour l'ensemble de la population : création moindre (voire une diminution au Canada et en Suède) d'emplois à plein temps, augmentation beaucoup plus faible des ménages avec deux emplois à plein temps. En général, la transformation de la famille "traditionnelle" en famille avec deux conjoints travaillant à temps plein est moins marquée dans le quintile inférieur comparé à l'ensemble de la population. Par contre, l'augmentation du temps partiel y est plus forte.

CONCLUSIONS

Cet article analyse la montée des inégalités des années quatre-vingt dans la perspective de la répartition des revenus du travail entre les ménages. Trois facteurs peuvent être identifiés : l'augmentation des disparités salariales, l'évolution de l'emploi et la structure de répartition des revenus du travail au sein des ménages. Les résultats présentés dans cet article suggèrent deux conclusions.

D'abord l'influence de l'emploi sur l'inégalité prime celle des inégalités salariales. Les pays qui ont une distribution des revenus du travail plus égalitaire sont ceux où le taux de participation au marché de l'emploi est aussi plus élevé. Ceci n'implique pas nécessairement que les économies avec un taux de participation bas comme en Europe aient une distribution des revenus plus inégalitaire. Mais elles doivent recourir à des transferts sociaux plus importants pour maintenir un niveau socialement acceptable d'inégalité.

Ensuite, l'accès des ménages aux revenus du travail ne reflète pas nécessairement l'évolution du marché de l'emploi. Des économies créatrices de nombreux emplois ont vu augmenter le nombre de ménages sans emploi. L'inégalité de la distribution des emplois nouvellement créés entre les ménages s'est accrue, avec pour résultat la polarisation de l'emploi entre ménages avec deux emplois à temps plein et ménages sans emploi. Les emplois nouvellement créés, principalement féminins, ont surtout bénéficié aux ménages ayant déjà un emploi à plein temps. L'influence égalisatrice de ces créations d'emplois s'en est trouvée fortement réduite, voire inversée. A cela se sont ajoutées l'augmentation des groupes à risque, les isolés et les familles monoparentales, et la corrélation accrue entre les revenus des conjoints.

L'article montre donc, qu'outre les facteurs souvent évoqués pour expliquer la montée des inégalités – telles la globalisation des échanges, la désindustrialisation de l'économie ou l'inadéquation des qualifications –, la structure des ménages et la manière dont elle évolue dans le temps exerce une influence non négligeable sur les inégalités. De plus, des différences entre les pays de l'OCDE apparaissent : les modifications de la structure familiale ont amplifié les inégalités au Royaume-Uni, en Allemagne et aux Etats-Unis alors qu'elles auraient plutôt eu tendance à les réduire au Canada et aux Pays-Bas.

La création d'emplois ne suffit donc pas à réduire les inégalités. Tout dépend de la répartition de ces emplois nouvellement créés entre les ménages. Or il est malaisé d'influencer le processus de distribution des emplois au sein des ménages. D'abord parce que le mécanisme de décision de l'offre de travail dans le contexte du ménage est mal connu. Ensuite, parce que toute intervention, par exemple fiscale, visant à infléchir la décision d'offre de travail se traduira nécessairement par des pertes d'efficacité¹⁸. C'est donc plutôt sur la demande qu'il faut agir. En particulier, il faudrait que les emplois nouvellement créés soient de "bonne qualité" ; alors que les emplois à temps partiel peuvent apparaître comme

18. Par exemple, des contre-incitations fiscales écarteraient du marché de l'emploi des individus par ailleurs productifs sous le prétexte qu'ils appartiennent à des ménages aisés, sans garantie pour autant que les emplois nouvellement créés iraient aux ménages sans emploi.

une solution possible au chômage, ils présentent le risque d'accroître la polarisation des ménages face à l'emploi, avec pour conséquence une augmentation du nombre de ménages dépendant entièrement des transferts sociaux.

J.-M. B.

RÉFÉRENCES

- Achdut L. (1995), "Income Inequality, Income Composition and Macroeconomic Trends : Israel, 1979-93", *Economica*, 63, S1-S27, mai 1996.
- Atkinson A. B. (1983), *The Economics of Inequality*, 2nd Edition, Oxford University Press, Oxford.
- Atkinson A.B., L. Rainwater & T.M. Smeeding (1995), *Income Distribution in OECD Countries : Evidence from the Luxembourg Income Study*, OECD, Paris.
- Berman E., J. Bound & Z. Griliches (1994), "Changes in the Demand for Skilled Labour within US Manufacturers", *Quarterly Journal of Economics*, 109, mai, pp. 367-397.
- Björklund A. (1992), "Rising Female Labour Force Participation and the Distribution of Family Income : the Swedish Experience", *Acta Sociologica*, vol. 35, pp.299-309.
- Blackburn M. & D. Bloom (1994), "Changes in the Structure of Family Income Inequality in the United States and other Industrial Nations during the 1980s", Luxembourg Income Study (LIS), *Working paper n° 118*.
- Blau F. & L. Kahn (1996), "International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces", *Journal of Political Economy*, vol. 104, n° 4, pp.791-837.
- Borooh V. & P. McKee (1996), "How Much Did Working Wives Contribute to Changes in Income Inequality between Couples in the UK?", *Fiscal Studies*, vol. 17, n° 1, pp. 59-78.
- Bourguignon F. & M. Martinez (1996), *Decomposition of the Change in the Distribution of Primary Family Incomes: a Microsimulation Approach Applied to France, 1979-1989*, Paris : Delta et Thema, mimeo.
- Bradbury B. & J. Doyle (1992), *Family Incomes and Economic Growth in the 1980s*, Reports and Proceedings No. 102, Social Policy Research Centre, University of New South Wales, Sydney.
- Cancian M., S. Danziger & P. Gottschalk (1993), "Working Wives and Family Income Inequality among Married Couples" in : *Uneven Tides : Rising Inequality in America*, S. Danziger & P. Gottschalk (ed.), Russel Sage Foundation, New York.
- Cantillon B., I. Marx, D. Proost & R. Van Dam (1994), "Indicateurs sociaux 1985-1992", Centrum voor Social Beleid, Universit t Antwerpen, UFSIA, janvier.
- Cantillon B., I. Marx & K. Van den Bosch (1996), "Who are the "Excluded"?: the Challenge of Poverty and Social Exclusion", communication pr sent e   la conf rence de l'OCDE, *Beyond 2000*, : *The New Social Policy Agenda*, 12-13 novembre 1996, Working Paper on Social Policy, OCDE.
- Casper L. M. & S. S. McLanahan (1994), "The American Family in 1990: Growing Diversity and Inequality", Luxembourg Income Study (LIS), *Working Paper n° 115*.
- Cowell F.A. (1977), *Measuring Inequality*, Philip Alan, Oxford.
- Dooley M. (1994) : "Women, Children and Poverty in Canada", *Canadian Public Policy*, vol. XX, n° 4, pp. 430-43.
- Dooley M. (1991), "The Demography of Child Poverty in Canada: 1973-1986", *Canadian Studies in Population*, vol.18, n° 1, pp. 53-74.
- Freeman R. & L. Katz (1994), *Changes and Differences in Wage Structures*, University of Chicago Press, Chicago.
- Giannelli & J. Micklewright (1995), "Why Do Women Married to Unemployed Men Have Low Participation Rates?", *Oxford Economic Papers*, 47, pp. 471-486.

- Gottschalk P. & S. Danziger (1993), "Family Structure, Family Size and Family Income: Accounting for Changes in the Economic Well Being of Children, 1968-1986" in : *Uneven Tides : Rising Inequality in America*, S. Danziger & P. Gottschalk (ed.), Russel Sage Foundation, New York.
- Green F., A. Henley & E. Tsakalotos (1992), *Income Inequalities in Corporatist and Liberal Economies: a Comparison of Trends within OECD Countries*, Studies in Economics, 92/13, University of Kent at Canterbury, novembre.
- Gregg P. & J. Wadsworth (1996), "It Takes Two: Employment Polarisation in the OECD", Centre for Economic Performance, *Discussion Paper* No. 304, Londres, septembre 1996.
- Hills J. (1995), *Inquiry into Income and Wealth*, Joseph Rowntree Foundation.
- INSEE (1996), "Revenus et patrimoine des ménages : édition 1996", *Synthèses* n° 5, août 1996, Paris : INSEE.
- Jäntti M. (1993), "Changing Inequality in Five Countries: the Role of Markets, Transfers and Taxes", The Luxembourg Income Study, *Working Paper* 91, février.
- Jenkins S. P. (1995), "Accounting for Inequality Trends : Decomposition Analyses for the UK, 1971-86", *Economica*, 62, 29-63, février.
- Juhn C., K. Murphy & B. Pierce (1993), "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill", *Journal of Political Economy*, vol. 101, n° 3.
- Karoly L.A. & G. Burtless (1995), "Demographic Change, Rising Earnings Inequality, and the Distribution of the Personal Well-Being, 1959-1989", *Demography*, vol.32, n° 3, août.
- Krugman P. & R. Lawrence (1993), "Trade, Jobs and Wages", *NBER Working Paper* n° 4478.
- Lerman R. (1996), "The Impact of the Changing US Family Structure on Child Poverty and Income Inequality", *Economica*, The London School of Economics and Political Science, n° 63.
- Lerman R. I. & S. Yitzhaki (1984), "Income Inequality Effects by Income Source: a New Approach and Applications to the United States", *The Review of Economics and Statistics*.
- Leslie D. & Y. Pu (1996), "What Caused Rising Earnings Inequality in Britain? Evidence from Time Series, 1970-1993", *British Journal of Industrial Relations*, vol.34, n° 1, mars 1996, pp. 111-130.
- Machin S. & J. Waldfogel (1994), "The Decline of the Male Breadwinner: Changing Shares of Husbands' and Wives' Earnings in Family Income in the UK", *Working Paper* WSP/103, Welfare State Programme, London School of Economics.
- Murphy K.M. & F. Welch (1993), "Industrial Change and the Rising Importance of Skill" in : *Uneven Tides : Rising Inequality in America*, S. Danziger & P. Gottschalk (ed.), Russel Sage Foundation, New York.
- OECD (1994), *Jobs Study : Evidence and Explanations*, Paris, OCDE.
- Picot G. & J. Myles (1996), "Social Transfers, Changing Family Structure and Low-Income among Children", *Canadian Public Policy*, septembre, vol. XXII, n° 3.
- Podder N. (1993), "The Disaggregation of the Gini Coefficient by Factor Components and its Applications to Australia", *Review of Income and Wealth*, Series 39, n° 1, mars 1993.
- Saunders P. (1993), "Married Women's Earnings and Family Income Inequality in the Eighties", *Australian Bulletin of Labour*, vol. 19, pp.199-217.
- Sawyer M. (1976), "Income Distribution in OECD Countries", *OECD Economic Outlook*, Paris : OCDE.
- Wood A. (1994), *North-South Trade, Employment and Inequality*, Oxford, Clarindon Press.
- Woolley F. R. & J. Marshall (1994), "Measuring Inequality within the Household", *Review of Income and Wealth*, Series 40, n° 4, décembre.