

La Distribution des Salaires en Suisse:

Quelques Observations sur la Récession des Années 90

ENRICO BOLZANI et RAMSES H. ABUL NAGA *

JEL classification: J30, J31

Keywords: Distribution des salaires, Suisse, courbe de Lorenz, courbe de Lorenz généralisée

1. INTRODUCTION

Comme presque tous les pays européens, la Suisse n'a pas échappé à la crise économique qui a caractérisé la première moitié des années '90. Notre pays en a peut être été frappé légèrement plus tard que les autres, mais il reste que la récession à travers laquelle il est passé a été la plus longue depuis la grande crise des années '30. Le marché du travail en a été durement affecté: le phénomène plus évident a sans doute été la spectaculaire augmentation du taux de chômage, ancré à des niveaux inférieurs à 1 % pendant des longues années, qui a monté de 0.5 % en 1990 à 5.2 % en 1997. Les statistiques officielles évoquent également une diminution du volume du travail et une forte poussée des emplois à temps partiel. En revanche, les connaissances sont encore limitées sur le plan de l'évolution du niveau des salaires et, surtout, de la distribution des revenus du travail.

De manière générale, les effets d'un ralentissement de l'activité économique sur les inégalités des salaires restent ambigus. Selon une vaste étude de l'OCDE (1996) il serait difficile de dégager une évolution qui soit uniforme parmi les pays développés. Pour les auteurs de cette recherche, la récession qui a frappé les économies occidentales au début des années '90 ne serait pas étrangère à cette absence de tendance dominante. Si dans les pays anglo-saxons les inégalités ont augmenté, dans d'autres pays la croissance du taux de chômage aurait stabilisé, ou même réduit, la dispersion des salaires: en effet, selon l'OCDE, en période de ralentissement économique un marché du travail plus rigide tendrait à licencier les moins qualifiés plutôt qu'à diminuer leur salaire. Et, comme les individus frappés par la perte d'un emploi sont souvent les moins bien payés, l'échelle salariale resterait ainsi assez compacte. En général, l'intérêt que la recherche économique au niveau international porte sur les phénomènes qui se passent à l'intérieur du monde du travail s'est intensifié pendant ces deux dernières décennies. Notamment, nous avons

* DEEP, Ecole des HEC, Université de Lausanne, CH-1015 Lausanne, Suisse. Nous souhaitons remercier Jean-Pierre Danthine, Yves Flückiger, Damien Kozamernik, Tobias Müller, Damien Neven et Jean-Bernard Racine pour leurs commentaires et réflexions. Nous sommes reconnaissants au lecteur anonyme pour des nombreuses critiques et suggestions. Nous souhaitons également remercier le Fonds National Suisse pour la Recherche Scientifique pour un subside à la recherche no. 1217-53567.98.

assisté à la publication de nombreuses études sur les inégalités de salaire portant sur différents pays industrialisés et, en particulier, sur les pays anglo-saxons. La plupart d'entre elles, confirmant les observations de l'OCDE, soulignent une forte tendance à l'accroissement de la dispersion des revenus professionnels aux Etats-Unis en au Royaume-Uni (LEVY et MURNANE, 1992; GOTTSCHALK et SMEEDING, 1997; MACHIN, 1996; ATKINSON, 1996), alors que d'autres auteurs nous apprennent que dans d'autres pays l'augmentation des inégalités a été beaucoup moins prononcée et dans certains cas (comme l'Allemagne¹) même inexistante.

En Suisse, la recherche sur les phénomènes liés au marché du travail n'a pas été si fertile. Les études plus détaillées dédiées à ce sujet ne sont apparues que ces dernières années: elles se sont surtout concentrées sur les bas salaires, les *working poor* ou les discriminations salariales entre différents groupes de la population (voir, par exemple, KNÖPFEL et LIECHTI, 1998; BAUER, 1998; GRIN et SFREDDO, 1998; DEUTSCH, FLÜCKIGER et SILBER, 1999). Par contre, la distribution des salaires et l'évolution des inégalités a rarement fait l'objet d'une évaluation globale et pointilleuse. A notre connaissance, KÜNG GUGLER et BLANK (2000) ont été jusqu'à présent les seules à avoir analysé de manière systématique comment la distribution des revenus du travail a réagi pendant la période de récession. En se basant sur les travailleurs salariés à plein temps, elles soulignent une légère tendance à la dispersion des salaires entre 92 et 97 mais, globalement, il semble que la période de récession se soit soldée par une grande stabilité de la distribution des rémunérations. Notamment, les courbes de Lorenz qu'elles tracent se superposent presque et les indices d'inégalités calculés (Gini et écart logarithmique moyen) n'augmentent que de très peu.²

Le but de notre article est précisément d'amener certains compléments aux résultats de Küng Gugler et Blank. Notamment, nous incluons dans nos données la population des travailleurs indépendants, que ces auteurs avaient choisi d'exclure de leur échantillon. En deuxième plan, nous apporterons une dimension inférentielle à la comparaison des courbes de Lorenz, qui nous semble nécessaire vu que Küng Gugler et Blank s'étaient arrêtées à une simple analyse graphique de leur courbes. Finalement, il nous a semblé utile d'examiner les changements intervenus dans la distribution des salaires dans l'optique du critère de Lorenz généralisé vu l'importante détérioration des rémunérations observée durant la période 1992–1997. Ce dernier critère nous permet d'introduire un élément de préférence pour des salaires plus élevés (le dit axiome de monotonie de SHORROCKS, 1983), alors que le critère de Lorenz se limite à la caractérisation de distributions strictement en terme d'inégalités.

1. Voir, à ce propos, STEINER et WAGNER (1998).
2. Nous signalons également l'étude de LEU et al. (2000), qui s'intéresse à l'évolution des inégalités de revenus entre 1982 et 1992. Bien qu'elle ne soit pas directement adressée aux disparités de salaire dans le marché du travail, la recherche soulève des points très intéressants. Notamment, les auteurs concluent que le revenu du travail de la tête du ménage (et en partie le revenu de fortune du ménage) est la principale source de l'augmentation de l'inégalité des revenus observée dans la période 1982–1992.

Nos résultats révèlent certaines différences par rapport aux travaux de Küng Gugler et Blank. Notamment, nous observons de 1992 à 1997 un déplacement de la courbe de Lorenz vers le haut, c'est à dire dans le sens d'une diminution des inégalités. De plus, ce changement s'avère statistiquement significatif. En revanche, il émerge de la comparaison de courbes de Lorenz généralisées que cette diminution des inégalités n'a pas été suffisante, dans une perspective de bien-être social, pour compenser la détérioration intervenue dans le niveau moyen des salaires.

La section suivante présente les données que nous utiliserons au cours de cette étude. Ensuite nous présentons quelques tendances générales, notamment par la comparaison des courbes de fréquences des salaires de 92 et de 97 et par l'évolution du revenu professionnel au niveau médian. La quatrième section s'intéresse directement aux inégalités de salaires: d'abord, nous les analysons par une approche ordinale à partir des courbes de Lorenz; ensuite, les courbes de Lorenz généralisées nous permettront de lier inégalités et niveaux des salaires. Par ailleurs, nous fournirons quelques potentielles explications à nos résultats, notamment en ce qui concerne la diminution des inégalités. La section cinq conclue le papier.

2. DONNÉES ET VARIABLES

La base de données que nous utilisons dans cette étude provient de l'Enquête Suisse sur la Population Active (ESPA), lancée en 1991 par l'Office Fédéral de la Statistique pour combler des importantes lacunes dans le système suisse des statistiques liées au marché du travail. Un échantillon représentatif de la population, composé de 16'000 à 18'000 personnes, est interviewé par téléphone au printemps de chaque année dans le but de fournir des indicateurs représentatifs de la structure socio-économique de la population, ainsi que de sa participation à la vie active. La disponibilité de beaucoup d'indicateurs est sans doute une des qualités majeures de cette base de données qui, d'autre part, souffre de tous les inconvénients typiques d'une enquête téléphonique: notamment la méthode de tirage (registre téléphonique), qui exclut toutes les personnes et tous les ménages n'ayant pas de raccordement téléphonique (et donc aussi les travailleurs frontaliers ou les saisonniers qui sont absents de la Suisse pendant la période de récolte des données). De plus, SOUSA-POZA et HENNEBERGER (2000) mentionnent un autre problème potentiel des données ESPA: le nombre relativement élevé des non-réponses relatives aux questions sur les revenus des interviewés.³ Si les auteurs de cette étude concluent

3. La proportion de non-réponses aux questions relatives au salaire est de 14 % en 1998. Les deux auteurs identifient trois causes principales de ce phénomène: l'impossibilité de se souvenir avec précision du salaire; un souvenir vague du montant gagné, avec la conviction que la personne qui interviewe prétende une donnée exacte; le refus de déclarer ses revenus. Si le dernier point apparaît comme le plus probable, les deux premiers peuvent jouer un rôle important quand les interviewés sont des travailleurs indépendants ou à temps partiel, dont les revenus du travail sont souvent irréguliers.

que la propension à répondre est, dans une large mesure, distribuée de manière aléatoire dans la population, ils avertissent toutefois que la fiabilité des données sur les revenus reste un sujet inexploré.

La population à laquelle nous nous référons porte sur les personnes actives à plein temps, indépendantes ou salariées.⁴ Nous ne considérerons donc pas ni les chômeurs ni les personnes non actives. Pour résoudre partiellement le problème relatif à des erreurs dans la déclaration et dans la conversion des revenus professionnels (ces derniers sont en effet déclarés selon différentes bases – par heure, par mois ou par an – et permutés en un deuxième temps en revenus professionnels annuels) nous avons décidé d'exclure quelques données évidemment aberrantes ou incohérentes par rapport à d'autres critères pris en compte par l'interview.⁵ Dans deux cas, qui éliminent globalement 43 et 17 observations (respectivement pour 92 et 97), cette épuration des données était fort probablement recommandée, vu le niveau de certains salaires déclarés. Les échantillons de base de cette étude comptent finalement 6055 (pour 1992) et 5685 (pour 1997) observations, qui sont ensuite pondérées et représentent respectivement 2'021'689 et 2'083'011 personnes. Finalement, notons que les salaires sont calculés sur base réelle, en francs de 1997.

4. Tout au long de cette étude, nous mesurerons les revenus professionnels sur base annuelle, comme ils sont fournis par les données ESPA. Ceci signifie notamment qu'il serait compliqué d'inclure dans cette analyse les travailleurs à temps partiel. Une standardisation de leur salaire sur 12 mois travaillés à plein temps pourrait manquer de rigueur (notamment à cause de la fiabilité des données relatives aux heures travaillées par semaines) et donner lieu à des résultats peu cohérents. Nous avons donc préféré nous concentrer sur un groupe relativement homogène de la population.
5. Les individus pris en comptes sont donc ceux qui disent de travailler à plein temps. Nous avons exclu les apprentis, les collaborateurs familiaux et les personnes à l'armée. Toutefois, parmi les travailleurs à plein temps il y en a qui ne veulent/ne savent pas déclarer de revenu professionnel et qu'on a donc été forcé d'exclure. De plus, nous avons choisi d'éliminer de l'échantillon deux groupes d'interviewés. Le premier est formé par ceux qui déclarent de travailler moins de 32 heures par semaine et qui donc, de facto, ne travaillent pas à plein temps (bien que, dans l'interview, ils s'identifient comme appartenant au groupe d'actifs à temps complet). Le deuxième groupe d'individus que nous avons exclus est constitué par les travailleurs dont le salaire par heure converti (le revenu professionnel annuel divisé par 52 semaines et par le nombre d'heures de travail hebdomadaire) est inférieur à 3 francs suisses. Dans ce cas, nous avons assumé qu'il y a vraisemblablement eu un problème dans la transmission ou dans la conversion des données relatives au salaire ou aux heures de travail. Ces deux dernières coupures n'ont exclu que 43 observations en 1992 et 17 en 1997.

Les travailleurs indépendants sont, respectivement, le 10.1 et le 14.9 % de la population active en 1992 et 1997.⁶ Le traitement des revenus professionnels relatifs à ce groupe risque de poser quelques difficultés. Au-delà du nombre d'observations relativement restreint (612 en 1992 et 854 en 1997), nous évoquerons comme source potentielle de problème la manière dont l'enquête est bâtie: certains indépendants constatent des rentrées de revenu à des périodes très irrégulières et pourraient ainsi reporter des chiffres qui varient largement suite à la conversion annuelle de leurs gains professionnels potentiellement déclarés sur base hebdomadaire ou mensuelle. Il reste donc que les chiffres relatifs aux travailleurs indépendants doivent être considérés avec beaucoup de prudence: pour cela, comme nous le verrons plus tard, nous avons procédé à des analyses supplémentaires de l'échantillon concernant ce groupe d'actifs.

L'ESPA étant une enquête rotative, 20 % de l'échantillon est renouvelé chaque année. En tout, donc, un individu séjourne cinq ans tout au plus dans l'enquête. Par conséquent, vu depuis 1992, l'échantillon de 1997 est entièrement renouvelé. Ceci est particulièrement important dans le cadre de notre étude car une diminution des inégalités dans une cohorte particulière peut être simplement due à un effet de vieillissement, et non pas nécessairement à des changements attribuables au fonctionnement du marché du travail. Le fait de renouveler notre échantillon nous permet donc d'enlever tout effet de cohorte.⁷

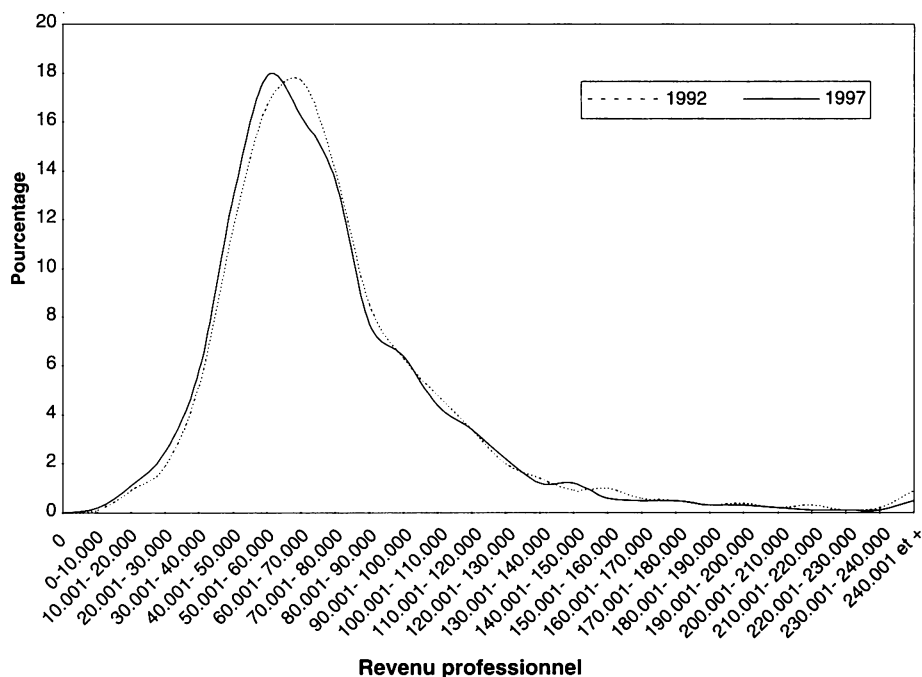
3. TENDANCES GÉNÉRALES

Cette section présente quelques tendances purement descriptives au niveau des changements de la distribution des salaires entre 1992 et 1997. Une analyse ordinale des inégalités est effectuée dans la section suivante.

6. D'après une étude récente (BIRCHMEIER, 2000), la part des travailleurs indépendants est restée constante pendant les années '70 et '80, avant de commencer à croître durant la dernière décennie. Cet auteur cite plusieurs facteurs qui seraient à la base de cette tendance, comme: l'évolution vers une économie des services et une autre liée à Internet, ainsi que le changement des procédés qui en découle, les impulsions qui proviennent du recentrage sur les activités de base des entreprises et l'externalisation de leurs fonctions secondaires et, finalement, des facteurs fiscaux. D'après Birchmeier, ces facteurs (définis «facteurs de poussée», ou facteurs *pull*) se manifestent surtout en période de récession ou de chômage et sont l'expression d'une «fuite en avant dans l'indépendance». De l'autre côté, les «facteurs d'attraction» (raisons personnelles telles que la réalisation de soi, le désir d'indépendance et les perspectives de réussite en affaires) se manifestent principalement en période de croissance économique. D'après nos chiffres, de 1992 à 1997, la part des travailleurs indépendants dans notre échantillon semble afficher une tendance anti-cyclique à l'évolution de la conjoncture. A ce propos, DEUTSCH, FLÜCKIGER et SILBER (1999) constatent que beaucoup de salariés recherchent une activité ou des conditions de travail plus intéressantes à travers des travaux à statut d'indépendant. Nous reviendrons sur l'accroissement de la part des indépendants à la section 4.
7. Si les revenus des individus régressent vers la moyenne (selon LILLARD et WILLIS, 1978, cette auto-correlation est de l'ordre de 0.73 à long terme) on devrait s'attendre à ce que les inégalités dans une cohorte aillent dans le sens de la diminution.

La courbe de fréquence représente une première approche qui nous permet de visualiser graphiquement la distribution des salaires et d'en dégager quelques indications sur l'évolution et la dispersion des revenus du travail. Le Graphique 1 nous présente les distributions des revenus professionnels annuels bruts en 92 et 97 pour la globalité des actifs à plein temps. En général, nous remarquons un léger déplacement de la distribution vers la gauche, alors que la forme des courbes reste plus ou moins constante dans le temps, même si le sommet semble se rétrécir un peu.

Graphique 1: Distribution du revenu professionnel annuel brut des travailleurs à plein temps en Suisse 1992 vs 1997 (aux prix 1997)



Ce graphique ne nous permet toutefois pas de capturer clairement des variations au niveau de la dispersion des revenus; en revanche, un léger déplacement de la distribution vers la gauche émerge de manière plutôt claire. D'ailleurs, l'évolution du salaire médian semble confirmer une dégradation des revenus professionnels, comme l'atteste le Tableau 1. Dans l'ensemble, il résulte une diminution des revenus médians assez prononcée, effleurant le 2 % en termes réels. En prenant en compte les seuls actifs salariés, cette décroissance se fixe à 2.8 %, alors que si l'on se limite aux travailleurs indépendants elle est beaucoup plus prononcée (autour du 7 %). En termes moyens, nous constatons également une détérioration des salaires, surtout auprès des travailleurs indépendants, pour lesquels nous pouvons noter, spécialement en 1992, la grande différence entre le salaire

moyen et le salaire médian (cet écart est beaucoup moins important pour les salariés). Au-delà des problèmes potentiels que ce groupe semble nous poser (voir la section précédente), nous pouvons aussi avancer qu'il n'est pas entièrement surprenant que la distribution des salaires soit plus inégale chez les indépendants, celle-ci reflétant une plus grande hétérogénéité sous-jacente de la population. Dans ce sens, l'écart plus important entre moyenne et médiane reflète souvent l'impact que les grands salaires peuvent avoir sur ces statistiques de tendance centrale. D'ailleurs, les valeurs relatives à l'indice de Gini confirment la plus grande dispersion des revenus professionnels des indépendants, et cela spécialement en 1992, où les valeurs extrêmes semblent jouer un rôle important. Pour résoudre partiellement le problème que les données sur les indépendants semblent poser, nous avons décidé d'épurer l'échantillon de ce groupe en éliminant un même pourcentage d'observations en haut et en bas de la distribution. En 1992, le salaire moyen des indépendants passe de 122'170 à 108'550 CHF si on enlève le 0.5 % des données en bas et en haut de l'échelle salariale, et à 104'060 si on épure le 1 % des observations de chaque côté de la distribution. En 1997, la diminution du salaire moyen (et donc l'influence des valeurs extrêmes) est plus contenue, les valeurs passant de 81'940 CHF (échantillon total) à 80'140 (épuration de 0.5 %) et à 79'130 (épuration de 1 %).⁸ L'indice de Gini, quant à lui, prend les valeurs de 0.49 sans épuration, 0.43 (épuration de 0.5 %) et 0.41 (épuration de 1 %) en 1992 et de 0.34, 0.32 et, respectivement, 0.31 en 1997.⁹

Tableau 1: Quelques statistiques

	Salaire médian		Salaire moyen		Indice de Gini		P90/P10		P75/P25	
	1992	1997	1992	1997	1992	1997	1992	1997	1992	1997
Pop. totale	67'060	65'815	82'915	73'700	0.31	0.25	2.76	2.84	1.62	1.67
Indép.	71'830	66'900	122'170	81'940	0.49	0.34	5.20	4.46	2.23	2.17
Salariés	67'060	65'230	78'520	72'255	0.27	0.22	2.63	2.63	1.59	1.63

Notes: 1. Tous les revenus sont mesurés en francs de 1997. 2. Les statistiques sont pondérées par les poids de l'enquête.

En termes d'inégalités, selon l'indicateur de Gini la dispersion des salaires diminue entre 1992 et 1997: cela est vrai pour la population totale, pour les seuls salariés et, comme nous venons de le voir, surtout pour les travailleurs indépendants uniquement. Quant

8. Le changement de la structure de la population des travailleurs indépendants sera analysé plus tard.

9. Nous avons procédé au même exercice d'épuration également pour la population des travailleurs salariés, mais nous ne pouvons pas signaler des effets importants et facilement attribuables à des erreurs d'observation. Par conséquent, nous nous limitons à ne mentionner que les valeurs concernant les indépendants.

aux ratios inter-percentiles¹⁰, nous assistons à une tendance partagée, les rapports présentés au Tableau 1 diminuant entre 1992 et 1997 pour les indépendants et, dans le cas des salariés, le ratio P75/P25 augmentant de 1.59 à 1.63. En ce qui concerne la population totale, les deux ratios P90/P10 et P75/P25 affichent une augmentation allant de 1992 à 1997. L'apparente contradiction entre certaines des tendances affichées par l'indice de Gini et par les ratios entre percentiles peut être due à la différente manière dont les deux indicateurs résument les distributions: si le premier tient en compte toutes les données, le deuxième ne considère que deux points sur l'échelle des revenus professionnels et se veut donc plus robuste aux variations des salaires aux extrêmes de la distribution. Dans la prochaine section, nous verrons une approche plus exhaustive à l'étude des inégalités.

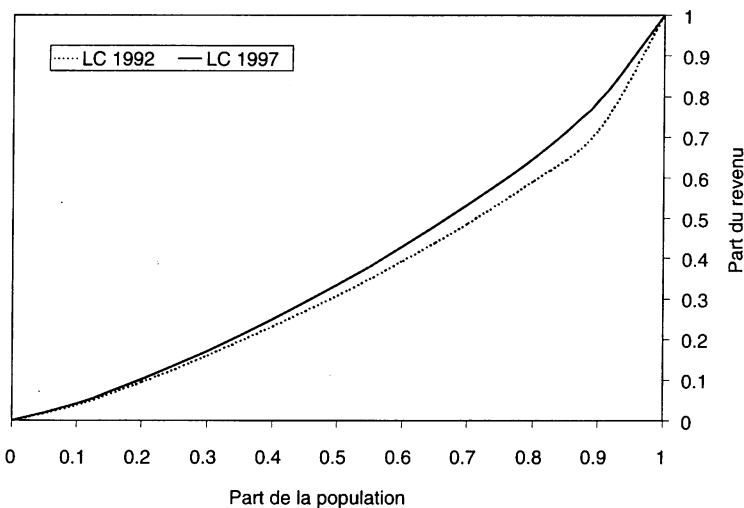
Finalement, nous notons que les résultats relatifs aux salariés reproduisent la tendance à plus court terme repérée par l'Enquête suisse sur la structure des salaires (ESS).¹¹ Bien qu'il soit délicat de comparer les chiffres de l'ESS avec ceux des salariés interviewés par l'ESPA¹², il est intéressant de constater que même selon l'ESS le niveau des salaires médians se serait détérioré de manière considérable entre 94 et 98. Notamment, la valeur centrale de la distribution des salaires des travailleurs salariés à plein temps aurait baissé de 2.4 % entre 94 et 96 et de 7.0 % entre 94 et 98.¹³

10. Les ratios inter-percentiles sont des mesures d'inégalités dans le sens qu'ils calculent le rapport des salaires entre un travailleur symbolique se trouvant en haut de l'échelle et un travailleur symbolique se trouvant en bas de l'échelle. Pour ce faire, nous avons pris les salaires des travailleurs se trouvant au 90^{ème}, 75^{ème} et, respectivement, 10^{ème} et 25^{ème} percentile de l'échelle des revenus professionnels.
11. L'Enquête suisse sur la structure des salaires (ESS) est réalisée depuis 1994 tous les deux ans, au moyen d'un questionnaire écrit. Elle porte sur les salariés des entreprises de toute taille et de toutes les branches des secteurs non agricoles. Pour les données relatives à 1994, 550'000 salariés actifs ont été interviewés dans environ 10'500 entreprises, alors que pour 1996 ces chiffres s'élevaient à 560'000 employés et quelque 8'200 firmes et pour 1998 516'000 et 7'100 respectivement.
12. Ces deux enquêtes ont des bases différentes. Notamment, il y a des catégories comprises dans l'ESPA qui ne figurent pas dans l'ESS (les salariés communaux et cantonaux, les propriétaires d'entreprises, les salariés d'entreprises de moins de deux salariés, les temporaires, les stagiaires, les travailleurs intérimaires, les personnes travaillant à domicile et les salariés agricoles) et, inversement, des groupes compris dans l'ESS et pas dans l'ESPA (les saisonniers, les frontaliers, les étrangers ayant un permis autre qu'annuel ou permanent et le personnel des ambassades). Quant à la précision des informations sur les salaires, celles fournies par l'ESS seraient plus précises, car elles proviennent directement de relevés d'entreprises.
13. Nous avons élaboré ces chiffres. Pour ce calcul, on s'est servi des données relatives aux salaires médians des actifs occupés à plein temps: ces chiffres (4'921 francs pour 94, 4'928 pour 96 et 4'723 pour 98) étant exprimés en termes mensuels, nominaux et nets, on les a simplement multipliés par 12, convertis en prix 1997 et multipliés par le même facteur utilisé par ESPA dans sa conversion entre des revenus nominaux et des revenus bruts. Nous retrouvons ainsi des figures très proches à nos résultats, c'est à dire 67'870 francs pour 94, 66'210 pour 96 et 63'105 pour 98. Rappelons enfin que l'ESS ne prend pas en considération les salariés du secteur agricole.

4. LES INÉGALITÉS DE SALAIRES: UNE APPROCHE ORDINALE

L'instrument graphique le plus utilisé pour comparer deux distributions de ressources est la courbe de Lorenz.¹⁴ Elle se construit graphiquement en dessinant sur l'axe des abscisses la fraction cumulée de la population et sur l'axe des ordonnées la part cumulée des salaires (en partant depuis le salaire le plus bas). Si les revenus professionnels étaient distribués de manière parfaitement égalitaire, la courbe de Lorenz serait donc une ligne diagonale partant du point (0,0) et arrivant au point (100,100); en d'autres termes, chaque proportion p de l'ensemble des travailleurs recevrait la même part p de la masse salariale. Dans le cas où une seule personne détenait toute la masse salariale de l'échantillon étudié, la courbe de Lorenz parcourrait l'axe des abscisses jusqu'à sa limite droite, pour générer un angle droit à (100,0) et terminer au point (100,100). Il est clair que les situations réalistes se trouvent toujours entre ces deux cas extrêmes, et que la distribution la plus égalitaire est celle dont la courbe est la plus proche de la diagonale. Quand deux courbes de Lorenz ne s'intersectent pas, le *principe de transfert*¹⁵ classe clairement les deux distributions d'un point de vue égalitaire. Par contre, si deux courbes se croisent, on recourt normalement au principe normatif *d'aversion pour l'inégalité en bas de l'échelle*, pour une tentative de classification.¹⁶

Graphique 2: Population totale: Courbes de Lorenz



14. La courbe de Lorenz est souvent utilisée pour représenter la distribution des revenus ou des dépenses de consommation. C'est pour cela que nous avons ici employé le terme générique de ressources.
15. Le «principe de transfert» élaboré par Pigou et Dalton requiert que chaque transfert progressif qui ne change pas la moyenne de la distribution provoque une diminution d'un indice d'inégalité.
16. SHORROCKS et FOSTER (1987) ont examiné les implications d'une seule intersection des courbes de Lorenz; DAVIES et HOY (1995) reprennent l'argument en fournissant une procédure pour classer en termes d'inégalité deux distributions dont les courbes de Lorenz se croisent un nombre fini de fois.

Le Graphique 2 nous présente les courbes de Lorenz qui comparent la distribution de 92 à celle de 97. Nous pouvons facilement remarquer que la courbe de 97 est plus proche de la diagonale; le Tableau 2 nous confirme que pour tous les déciles, les points de la courbe de 97 sont au-dessus de ceux de la courbe de 92. Par exemple, en 1997, le premier décile de la population détient le 4.2 % de la masse salariale, alors qu'en 1992 le 10 % des plus bas salaires ne pouvait compter que sur le 3.9 % du total des revenus professionnels (colonnes 3 et 2 respectivement du tableau). De même, les 10 % mieux rémunérés détiennent le 21 % du revenu total en 1997 par rapport à un chiffre de 28 % en 1992. A ce propos, la statistique Z_{LC} reportée dans le tableau teste l'hypothèse d'égalité au point p entre les ordonnées des deux courbes, sur la base de la distribution asymptotique pour les ordonnées de la courbe de Lorenz dérivée par BEACH et DAVIDSON (1983).¹⁷ Les erreurs types sont reportées entre parenthèses. Nous pouvons alors remarquer que non seulement les deux courbes ne se croisent pas, mais qu'elles ne se superposent pas non plus: la différence entre les ordonnées des deux courbes de Lorenz est toujours significative à un seuil de 5 %. Ainsi, nous pouvons sans autre conclure que la distribution des salaires de 97 est plus égalitaire que celle de 92.

Tableau 2: Courbes de Lorenz

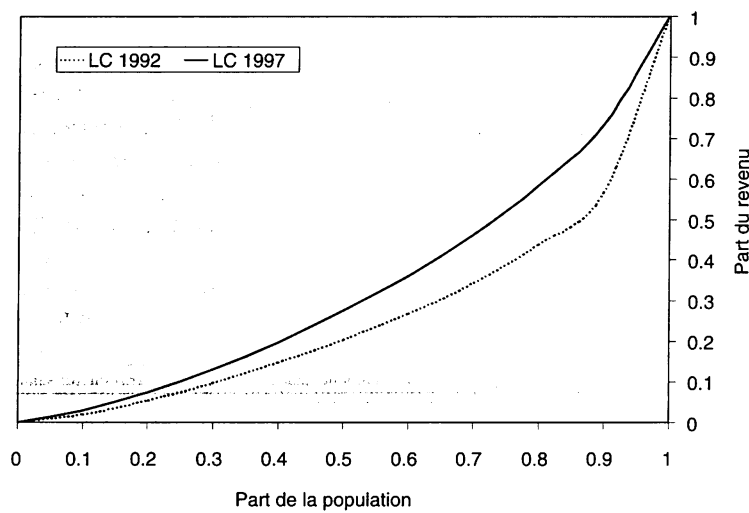
Décile	Echantillon total			Travailleurs indépendants			Travailleurs salariés		
	LC 1992 (N = 2'021'689)	LC 1997 (N = 2'083'011)	Z_{LC}	LC 1992 (N = 203'675)	LC 1997 (N = 310'920)	Z_{LC}	LC 1992 (N = 1'818'013)	LC 1997 (N = 1'772'091)	Z_{LC}
1	0.039 (0.063×10^{-3})	0.042 (0.034×10^{-3})	-2.042	0.020 (0.0001)	0.029 (0.060×10^{-3})	-3.981	0.043 (0.0001)	0.046 (0.037×10^{-3})	-1.973
2	0.095 (0.140×10^{-3})	0.102 (0.051×10^{-3})	-2.611	0.054 (0.0002)	0.074 (0.130×10^{-3})	-3.797	0.102 (0.0002)	0.109 (0.053×10^{-3})	-2.103
3	0.160 (0.230×10^{-3})	0.172 (0.069×10^{-3})	-2.865	0.097 (0.0004)	0.129 (0.189×10^{-3})	-3.891	0.171 (0.0003)	0.181 (0.068×10^{-3})	-2.139
4	0.231 (0.330×10^{-3})	0.250 (0.086×10^{-3})	-3.098	0.147 (0.0006)	0.196 (0.259×10^{-3})	-4.018	0.245 (0.0004)	0.261 (0.084×10^{-3})	-2.202
5	0.308 (0.437×10^{-3})	0.336 (0.104×10^{-3})	-3.361	0.203 (0.0008)	0.274 (0.322×10^{-3})	-4.384	0.327 (0.0005)	0.348 (0.099×10^{-3})	-2.317
6	0.393 (0.555×10^{-3})	0.429 (0.120×10^{-3})	-3.476	0.267 (0.0011)	0.359 (0.383×10^{-3})	-4.422	0.416 (0.0006)	0.443 (0.112×10^{-3})	-2.368
7	0.486 (0.684×10^{-3})	0.532 (0.136×10^{-3})	-3.580	0.343 (0.0013)	0.462 (0.446×10^{-3})	-4.567	0.513 (0.0008)	0.547 (0.123×10^{-3})	-2.403
8	0.592 (0.828×10^{-3})	0.649 (0.147×10^{-3})	-3.718	0.438 (0.0017)	0.582 (0.508×10^{-3})	-4.476	0.623 (0.0009)	0.665 (0.130×10^{-3})	-2.473
9	0.718 (0.994×10^{-3})	0.789 (0.151×10^{-3})	-3.878	0.565 (0.0021)	0.732 (0.554×10^{-3})	-4.428	0.751 (0.0011)	0.802 (0.127×10^{-3})	-2.513
10	1.000	1.000	-	1.000	1.000	-	1.000	1.000	-

Notes: 1. Toutes les statistiques sont pondérées par les poids de l'enquête. 2. Les erreurs-types sont affichées entre parenthèses, et sont calculées selon BEACH et DAVIDSON (1983).

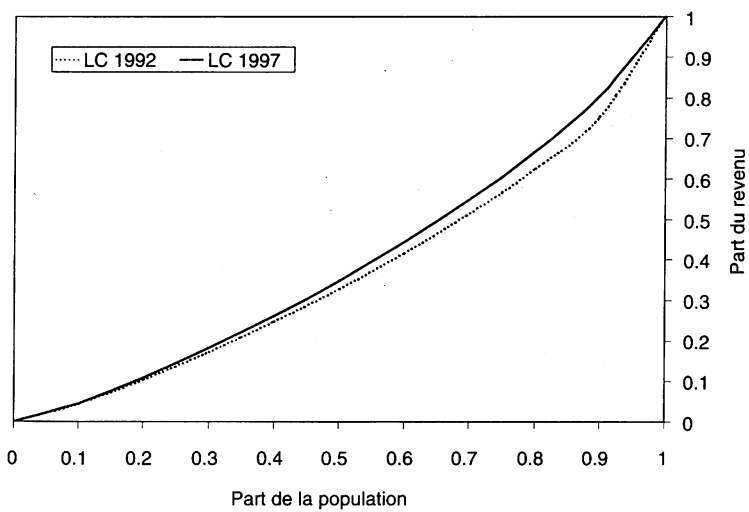
17. Ces auteurs montrent notamment que le vecteur des ordonnées de la courbe de Lorenz est distribué asymptotiquement selon une loi normale.

Les Graphiques 3 et 4 et le reste du Tableau 2 nous fournissent les résultats pour les comparaisons des distributions des indépendants et de celles des salariés. Les conclusions sont les mêmes que celles que nous venons de tirer pour la totalité de la population active à plein temps: la répartition des salaires est devenue plus égalitaire pendant la période de crise, et cela de manière statistiquement significative.

Graphique 3: Indépendants: Courbes de Lorenz



Graphique 4: Salariés: Courbes de Lorenz



Notons par ailleurs que la distribution des salaires parmi les indépendants est très inégale en 1992: au bas de l'échelle le premier décile détient le 2 % du revenu moyen, alors que les 10 % les mieux rémunérés détiennent le 43.5 % du total. En 1997 ces chiffres sont respectivement 2.9 % et 27 %. En ce qui concerne les salariés, la récession rend également la distribution plus équitable, mais dans une ampleur moins prononcée. Certes, au point de départ de 92 la distribution de ce dernier groupe était plus égalitaire que celle des indépendants, le premier décile depuis le bas détenant le 4.3 % du revenu total et le dixième décile possédant le 25 % du total. En 97 ces chiffres sont passés à respectivement 4.6 % et 20 % du salaire annuel moyen.

Pour ce qui concerne les problèmes potentiels liés aux données sur les travailleurs indépendants, nous avons calculé les courbes de Lorenz également pour des échantillons épurés de 0.5 % des observations en haut et en bas de l'échelle. L'effet de l'épuration des valeurs extrêmes chez les indépendants se voit apparaître d'une manière marquante dans la distribution de 92 lorsque nous examinons la part du revenu moyen détenue par les 10 % les mieux rémunérés. Après épuration, ce groupe ne possède que le 37 % du total (comme nous pouvons le constater au Tableau 4 ci-dessous), alors que ce chiffre s'élevait à 43.5 % dans les résultats du Tableau 2. Pour la distribution de 97 ces chiffres après et avant épuration sont plus proches: 25 % (Tableau 4) et 27 % (Tableau 2). Néanmoins, la partie gauche du Tableau 4 nous indique que les résultats ne changent pas, et que même en éliminant les valeurs extrêmes, la courbe de Lorenz de 1997 domine celle de 1992. Un résultat identique (mais pas montré ici) découle d'une épuration de 1 % en haut et en bas de l'échelle. Donc, les inégalités de salaire auprès des travailleurs indépendants diminuent, même après avoir pris des précautions pour limiter les problèmes de données.

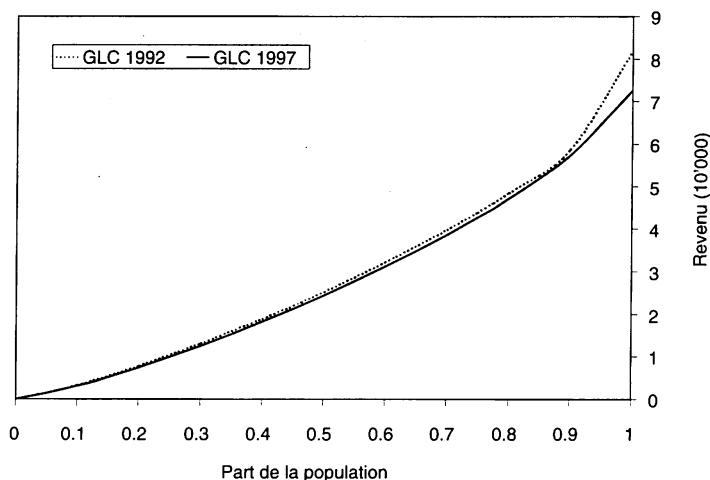
Ainsi nos résultats sont qualitativement différents de ceux de Küng Gugler et Blank qui trouvent que la courbe de Lorenz avait glissé vers le bas durant cette période de récession. Notons cependant que leur étude ne comprenait pas les travailleurs indépendants. Ainsi, leurs résultats ne seraient comparables qu'avec ceux des trois dernières colonnes du Tableau 2. Une différence à noter cependant est que Küng Gugler et Blank travaillent avec des salaires horaires, et que nous utilisons les salaires annuels.¹⁸ A priori il est difficile de se prononcer sur le choix d'indicateur de salaire dans le contexte de nos données. Dans une contribution théorique, CHESHER et SCHLUTER (1999) montrent que les erreurs d'observations déplacent la courbe de Lorenz vers le bas, et que toutes choses égales par ailleurs, ce déplacement est proportionnel à la variance de l'erreur de mesure. Dans une étude sur les erreurs d'observations, BOUND et al. (1990) comparant les salaires déclarés par un échantillon de travailleurs américains avec leurs véritables salaires (obtenus auprès de leurs employeurs) ont conclu que la corrélation entre mesure et

18. De plus, Küng Gugler et Blank ne considèrent que les travailleurs salariés gagnant entre 1'000 et 23'000 francs par mois. Par contre, nous n'avons pas souhaité imposer des limites dans le domaine d'échantillonnage des salaires annuels (à part l'épuration effectuée pour contrôler nos résultats relatifs à la population des travailleurs indépendants). Cependant, il nous a paru peu plausible de considérer fiables des observations associées à des salaires horaires inférieurs à 3 francs. Voir également la note 5.

valeur exacte était de l'ordre de 0.81 pour les salaires annuels. Celle-ci n'était cependant que de 0.56 pour les salaires horaires (les travailleurs se trompant doublement quant à leurs salaires annuels et leurs heures de travail). Nous serions tentés, donc, de conclure que le choix des salaires annuels tel que nous l'avons entrepris dans notre étude serait plus fiable à cet égard. Cependant, ceci n'est pas le cas pour l'ESPA, étant donné que certains individus déclarent leur salaire annuel alors que d'autres déclarent leurs salaires horaires. Les heures de travail déclarées sont ensuite utilisées pour convertir les salaires horaires en salaires annuels en vice-versa.

Comme les courbes de Lorenz se dessinent indépendamment du niveau du salaire moyen, elles peuvent classer des distributions seulement en termes d'égalité mais pas en termes de niveau des rémunérations. La possibilité d'une telle comparaison nous est fournie par les courbes de Lorenz généralisées, qui sont construites de manière très semblable à la courbe de Lorenz: l'axe des abscisses reporte aussi la proportion cumulative de la population, alors que l'axe des ordonnées présente cette fois-ci la proportion cumulative de la variable dépendante (les salaires, dans notre cas) multipliée par la moyenne en question. Par exemple, l'ordonnée à l'origine du deuxième décile de la population étudiée se calcule par la multiplication de la proportion cumulative des rémunérations (du premier et du deuxième décile) fois le salaire moyen de tout l'échantillon. L'ordonnée à l'origine du dixième décile n'est donc rien d'autre que le salaire moyen. Ce concept, introduit par SHORROCKS (1983), a le grand avantage de permettre une classification de deux distributions non seulement en matière d'égalité, mais aussi en termes de niveau de bien-être social (qui, dans notre cas, sera mesuré en termes de salaires des travailleurs à plein temps). Cela implique notamment qu'une distribution des salaires F_A peut être plus inégalitaire qu'une distribution F_B , mais peut la dominer en bien-être, si elle génère un revenu moyen plus élevé.

Graphique 5: Pop. totale: Courbes de Lorenz généralisées

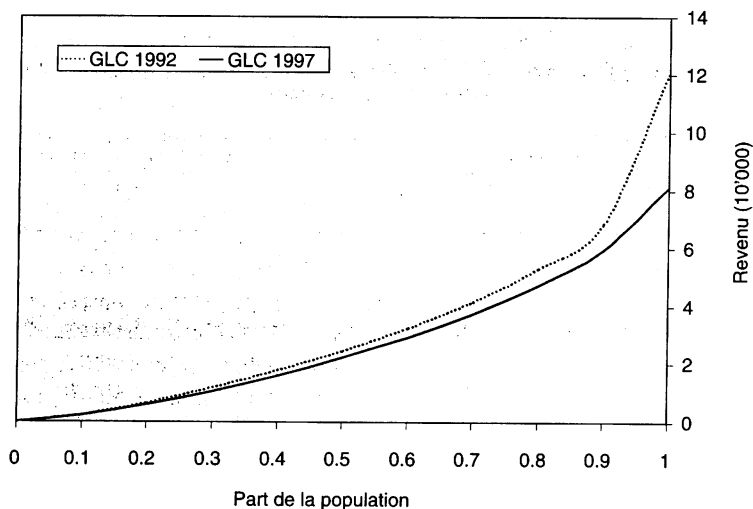
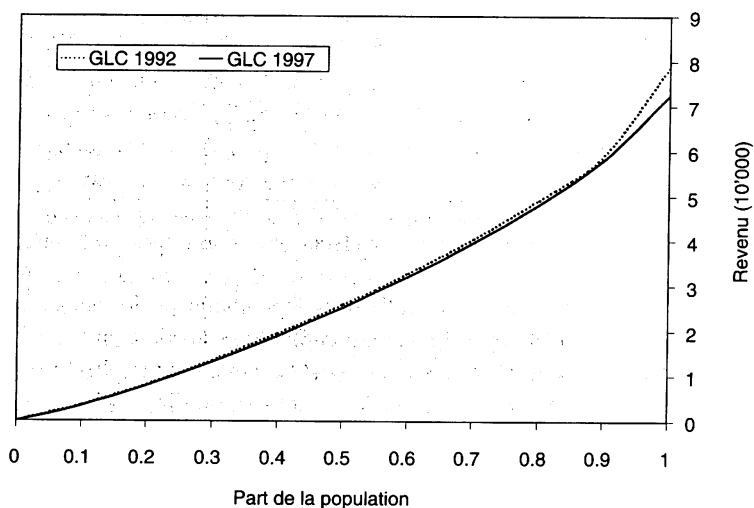


Les courbes de Lorenz généralisées de la population totale pour les années 92 et 97 sont représentés au Graphique 5. Il apparaît clairement que la distribution de 97 se trouve en dessous de celle de 92: la distribution des salaires de 92 domine donc celle de 97, et cela de manière statistiquement significative, comme démontrent les résultats présentés au Tableau 3. La statistique Z_{GLC} reportée dans ces tableaux teste en effet l'hypothèse d'égalité entre les ordonnées au point p des deux courbes de Lorenz généralisées. Elle a été calculée par la méthode de BISHOP et al. (1989), selon laquelle Z_{GLC} est distribuée asymptotiquement selon une loi normale centrée réduite sous l'hypothèse nulle d'égalité entre les deux courbes. Ainsi, la courbe de 92 se trouve toujours au-dessus de celle de 97, en la dominant selon le principe de dominance stochastique de deuxième ordre.

Tableau 3: Courbes de Lorenz généralisées

Décile	Echantillon total			Travailleurs indépendants			Travailleurs salariés		
	GLC 1992 (N = 2'021'689)	GLC 1997 (N = 2'083'011)	Z_{GLC}	GLC 1992 (N = 203'675)	GLC 1997 (N = 310'920)	Z_{GLC}	GLC 1992 (N = 1'818'013)	GLC 1997 (N = 1'772'091)	Z_{GLC}
1	3'271 (2.66)	3'106 (2.65)	43.75	2'460 (8.65)	2'372 (4.65)	8.87	3'377 (2.71)	3'319 (2.79)	15.08
2	7'893 (4.12)	7'544 (3.97)	60.97	6'650 (14.05)	6'019 (10.60)	35.61	8'034 (4.16)	7'860 (4.20)	29.51
3	13'237 (5.41)	12'696 (5.26)	71.68	11'840 (23.09)	10'606 (15.47)	44.27	13'384 (5.44)	13'076 (5.40)	40.27
4	19'143 (6.89)	18'442 (6.67)	73.10	17'950 (28.65)	16'042 (22.14)	52.67	19'271 (7.04)	18'839 (6.77)	44.22
5	25'554 (8.06)	24'753 (8.06)	70.20	24'760 (34.56)	22'452 (26.80)	52.67	25'669 (8.28)	25'153 (8.15)	44.38
6	32'597 (9.57)	31'639 (9.68)	70.30	32'630 (44.26)	29'452 (33.90)	57.02	32'659 (9.71)	32'029 (9.90)	45.36
7	40'360 (11.65)	39'243 (11.36)	68.64	41'870 (58.28)	37'824 (41.97)	56.31	40'298 (11.65)	39'539 (11.67)	45.99
8	49'100 (13.87)	47'860 (14.09)	62.72	53'470 (77.09)	47'655 (51.43)	62.77	48'889 (13.95)	48'032 (14.19)	43.06
9	59'508 (17.45)	58'153 (17.33)	55.08	69'020 (106.16)	60'014 (62.14)	73.18	58'974 (17.24)	57'965 (17.33)	41.28
10	82'915 (119.09)	73'701 (26.48)	75.53	122'160 (513.47)	81'940 (107.99)	76.66	78'517 (118.84)	72'255 (24.53)	51.60

Notes: 1. Toutes les statistiques sont pondérées par les poids de l'enquête, et sont calculées en francs de 1997. 2. Les erreurs-types sont affichées entre parenthèses, et sont calculées selon BISHOP et al. (1989).

Graphique 6: Indépendants: Courbes de Lorenz généralisées**Graphique 7: Salariés: Courbes de Lorenz généralisées**

Pour ce qui concerne les populations des salariés et des indépendants, les résultats sont similaires à ceux de la population totale, comme nous pouvons le voir au Graphiques 6 et 7. En d'autres termes, la distribution de 92 domine celle de 97: cela signifie que, autant au niveau global qu'au niveau désagrégé (indépendants ou salariés), le bien-être total exprimé en termes de salaires est supérieur en 1992. Finalement, la partie droite du Ta-

bleau 4 nous confirme que l'épuration de l'échantillon des indépendants de 0.5 % en haut et en bas de l'échelle ne change pas le sens de nos résultats.¹⁹

Tableau 4: Courbes de Lorenz et de Lorenz Généralisées pour les travailleurs indépendants (echantillon selectionne)

Décile	Courbes de Lorenz			Courbes de Lorenz généralisées		
	LC 1992 (N = 202'150)	LC 1997 (N = 308'050)	Z _{LC}	GLC 1992 (N = 202'150)	GLC 1997 (N = 308'050)	Z _{GLC}
1	0.024 (0.0001)	0.031 (0.055 × 10 ⁻³)	-3.238	2'620 (8.34)	2'450 (4.20)	17.73
2	0.062 (0.0002)	0.076 (0.122 × 10 ⁻³)	-3.568	6'680 (13.76)	6'124 (10.19)	32.60
3	0.110 (0.0003)	0.134 (0.178 × 10 ⁻³)	-3.594	11'910 (22.88)	10'728 (15.09)	43.23
4	0.166 (0.0004)	0.203 (0.242 × 10 ⁻³)	-3.935	17'980 (28.47)	16'243 (21.42)	48.41
5	0.229 (0.0006)	0.282 (0.294 × 10 ⁻³)	-4.282	24'830 (34.42)	22'545 (26.52)	52.64
6	0.302 (0.0008)	0.369 (0.342 × 10 ⁻³)	-4.394	32'740 (44.16)	29'580 (32.79)	57.40
7	0.385 (0.0009)	0.474 (0.389 × 10 ⁻³)	-4.778	41'730 (57.50)	37'968 (41.78)	53.77
8	0.492 (0.0011)	0.598 (0.430 × 10 ⁻³)	-4.802	53'370 (76.92)	47'931 (51.24)	58.87
9	0.630 (0.0013)	0.748 (0.443 × 10 ⁻³)	-4.608	68'370 (104.63)	59'904 (61.81)	69.66
10	1.000	1.000		108'550 (301.59)	80'140 (95.69)	89.80

Notes: 1. Toutes les statistiques sont pondérées par les poids de l'enquête, et sont calculées en francs de 1997. 2. Les erreurs-types sont affichées entre parenthèses, et sont calculées selon BISHOP et al. (1989).

Notons ici que c'est dans le cas des travailleurs indépendants que le changement survenu dans la distribution des salaires, reflété par le déplacement de la courbe de Lorenz ainsi que de la courbe de Lorenz généralisée, apparaît comme étant le plus important. Nous assistons simultanément à une égalisation des ressources plus intense que dans le cas des travailleurs salariés, ainsi qu'à une détérioration d'environ un tiers de leur revenu professionnel moyen. DEUTSCH et al. (1999) soulignent que le travail indépendant est devenu plus important durant cette période de récession.²⁰ Ces auteurs ont noté que ce nouveau flux d'indépendants dans la population active semble être dû en grande partie à des individus qui se trouvaient initialement au chômage ou dans une situation profes-

19. Notons par ailleurs qu'une épuration de 1 % a également été appliquée, sans que les résultats changent.

20. Voir également la note 6.

sionnelle précaire. Ceux-ci essaieraient alors d'améliorer leur situation économique par le biais d'un emploi indépendant (voir plus bas). Par ailleurs, nous constatons également une importante baisse entre 1992 et 1997 des revenus professionnels les plus élevés, ce qui contribue à diminuer les inégalités salariales auprès de ce groupe ainsi que le revenu moyen de ce groupe.

L'analyse des courbes de Lorenz et des courbes de Lorenz généralisées nous porte à croire que la baisse des salaires entre 92 et 97 a globalement et significativement détérioré la situation des travailleurs à plein temps, malgré une diminution des inégalités salariales. Si nous assumons des préférences pour une distribution plus égalitaire, la répartition de 97 est préférable à celle de 92; mais si la société se préoccupe aussi du niveau des salaires (c'est à dire, si la société a une préférence pour des salaires plus élevés), le gain de 97 en termes d'égalité est largement contrebalancé par une diminution généralisée des salaires réels. Cela est vrai pour l'échantillon complet, mais aussi pour les seuls salariés et les seuls travailleurs indépendants.

La littérature théorique sur le marché du travail a tendance à plutôt expliquer des phénomènes opposés aux résultats obtenus dans notre étude. En effet, cette littérature explique mieux l'accroissement simultané des inégalités et du chômage observé dans les pays anglo-saxons. ACEMOGLU (1999) formule un modèle où les entreprises décident de créer un emploi (avec des spécificités particulières) avant de chercher un travailleur compatible avec le profil désiré en terme de capital humain. Lorsqu'il existe peu de travailleurs qualifiés sur le marché du travail, et leur différence de productivité avec les travailleurs moins qualifiés est moindre, les entreprises créent des emplois médians (*middling jobs* dans la terminologie de l'auteur) de sorte que travailleurs qualifiés et moins qualifiés effectuent essentiellement les mêmes tâches. Dans ce genre d'équilibre mélangeant (dit de *pooling*) l'emploi est élevé et les inégalités de salaire sont comprimées. Lorsque la part des travailleurs qualifiés augmente ou lorsque la technologie favorise le travail qualifié, les entreprises créent des emplois distincts pour travailleurs qualifiés et moins qualifiés. L'équilibre qui en résulte est du type séparateur: l'allocation des travailleurs à leurs tâches étant plus efficace, l'emploi baisse et les inégalités de salaires augmentent.

Le modèle d'Acemoglu n'expliquerait donc pas une baisse des inégalités salariales parallèle à une augmentation du chômage. Dans un modèle semblable ACEMOGLU (2001) examine l'effet d'une augmentation de l'assurance chômage sur le marché du travail, et montre que celle-ci améliorant l'appariement des travailleurs aux entreprises, devrait augmenter la productivité moyenne du travail ainsi que le chômage. En se basant sur SHELDON (1997, pp. 72–3), nous pouvons dire que les réformes de la loi sur l'assurance chômage intervenues durant le début de la récession des années 90 sont allées dans le sens d'une couverture plus complète des risques associés à la perte de l'emploi.²¹ Cependant en Suisse, nous observons une baisse de la productivité moyenne du travail

21. Une exception concerne le taux de compensation des célibataires qui en début 92 est passé de 70 à 80 %, puis est retombé à son niveau initial au printemps 93.

allant avec une augmentation du chômage, c'est-à-dire l'effet contraire à ce que Acemoglu prévoit.

Il est bien sûr possible d'argumenter que l'évolution des salaires annuels dans nos données ne reflète pas le changement intervenu au niveau de la productivité moyenne du travail étant donné que nous n'examinons que les travailleurs à plein temps. Cependant, nous pensons que nos résultats pourraient être, en partie, plus aisément explicables à l'aide de certains modèles du marché du travail segmenté. Ceci ne serait pas le cas pour le modèle de McDONALD et SOLOW (1985) qui établit que le différentiel de salaire entre le secteur primaire (à haut salaire) et le secteur secondaire croît durant des périodes de récession, et diminue lorsque la conjoncture est favorable. A l'encontre de ce modèle où les écarts de salaires sont le produit de négociations salariales entre syndicats et entreprises, une contrainte incitative à l'effort est à l'origine du différentiel de rémunération dans BULOW et SUMMERS (1986). En période de récession la probabilité de réintégrer le secteur primaire en cas de licenciement est faible; les entreprises peuvent alors inciter le même effort de la part de leurs travailleurs à une rémunération moindre, de sorte que le différentiel de salaire entre les deux secteurs est comprimé.²²

Lorsque la demande de travail diminue dans le secteur primaire, le différentiel de salaire avec le secteur secondaire n'est cependant pas entièrement éliminé. En ce qui concerne la main d'œuvre qualifiée, nous serions tentés de comprendre une augmentation du travail indépendant en période de récession comme étant une réaction stratégique de travailleurs qualifiés essayant de réintégrer le secteur primaire en offrant leurs services dans la zone de différentiel de salaire existant entre les rémunérations des deux secteurs du marché du travail. Ce mécanisme irait également dans le sens de l'égalisation de la distribution des salaires observé dans le graphique 2 pour la population des travailleurs couvrant indépendants et salariés.

En ce qui concerne la main d'œuvre moins qualifiée, une diminution de la demande de travail induirait en principe une baisse de leurs rémunérations salariales. Cependant, la présence d'une assurance chômage absorberait souvent cet excédent de main d'œuvre au lieu de baisser ultérieurement les salaires de cette population qui se trouve déjà en bas de l'échelle. La sortie de ce groupe de la population active réduirait donc les inégalités de salaire plutôt que de les accroître, phénomène qui se produirait lorsque le marché du travail s'ajuste par le mécanisme des prix. En effet, l'OCDE (1996) souligne que ce genre de situation a tendance à se produire dans un certain nombre de pays de l'Europe continentale. Le scénario opposé, c'est à dire un ajustement dans le marché du travail par le mécanisme des prix, engendrerait une baisse supplémentaire de la rémunération de la main d'œuvre peu qualifiée: selon l'OCDE, cette dynamique serait plutôt une caractéristique des pays anglo-saxons.

22. Bien entendu, cette vision du marché du travail n'explique pas vraiment l'existence du chômage, le secteur secondaire absorbant la population autre que celle travaillant dans le secteur primaire.

5. CONCLUSIONS

Dans le cadre de cet article, nous avons tenté d'analyser l'évolution des salaires en Suisse entre 92 et 97, en focalisant notre attention sur les individus travaillant à temps complet. Notamment, nous avons mené cette analyse sur deux plans, en analysant à la fois inégalités et niveaux des revenus du travail.

Globalement, la courbe de fréquence représentant la distribution des salaires ne semble pas subir des chocs énormes entre 92 et 97: toutefois, nous remarquons un léger déplacement vers la gauche, qui se traduit par une diminution des salaires médian et moyen, affectant en particulier les travailleurs indépendants. Néanmoins, une analyse plus systématique de la distribution des rémunérations nous montre de manière claire quelle a été l'évolution du niveau et de la dispersion des salaires. D'un côté, sur la base des courbes de Lorenz que nous avons construit, il émerge une diminution significative, dans un sens statistique, des inégalités de salaires. De l'autre côté, nous avons également appris, par le biais des courbes de Lorenz généralisées, que la baisse des disparités salariales a été accompagnée par une diminution généralisée des revenus du travail. Telle est la conclusion principale de ce papier.

Ces résultats se différencient donc de ceux de Küng Gugler et Blank, dont les courbes de Lorenz ne portaient pas à croire à un changement des inégalités, et encore moins à une diminution de celles-ci. A ce sujet, n'oublions toutefois pas que l'échantillon utilisé par Küng Gugler et Blank présentait certaines différences du nôtre, que nous avons mentionnées plus haut. Nous avons pu également remarquer que les observations relatives aux travailleurs indépendants doivent être traitées avec grande prudence: néanmoins, nos précautions confirment que le sens de nos résultats ne change pas, même après épuration de l'échantillon de ce groupe.

Il découlerait donc de notre analyse que la crise économique des années 1990 n'aurait pas été soldée par une augmentation des inégalités salariales dans le contexte suisse. Ce résultat s'insère bien dans le cadre des conclusions avancées par l'OCDE (1996) sur l'évolution des inégalités en période de récession. Selon cette étude, il existerait deux schémas principaux quant à cette tendance. Dans un premier cas, surtout observé dans les pays anglo-saxons, une phase de ralentissement économique engendrerait une détérioration des rémunérations des travailleurs moins qualifiés, amenant un accroissement de la dispersion des rémunérations. Dans un deuxième cas, on observerait contrairement une diminution des inégalités: celle-ci se ferait par le biais d'une éviction du marché du travail des personnes se trouvant surtout en bas de l'échelle salariale. Ainsi, la Suisse appartiendrait à ce deuxième schéma, où une réduction des inégalités salariales des actifs à plein temps accompagnerait une augmentation des chômeurs et des travailleurs à temps partiel. Notamment, il ressort de BOLZANI (2001) que les travailleurs étrangers, les femmes, et plus généralement les individus n'ayant que peu d'expérience professionnelle auraient été les plus exposés à des situations de précarité durant cette période de récession.

BIBLIOGRAPHIE

- ACEMOGLU D. (1999), "Changes in unemployment and wage inequality: an alternative theory and some evidence", *American Economic Review*, 89, p. 1259–78.
- ACEMOGLU D. (2001), "Good jobs versus bad jobs", *Journal of Labor Economics*, 19, p. 1–21.
- ATKINSON, A. B. (1970), "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 2, p. 244–263.
- ATKINSON, A. B. (1996), "Income Distribution in Europe and in the United States", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 12, No. 1, p. 15–28.
- BAUER, T. (1998), "The impact of family structure on time use and potential wage in Switzerland", *International Journal of Manpower* (numéro dédié à: "Wages and earnings functions in Switzerland"), Vol. 19, No. 7, p. 507–519.
- BEACH, C. M. et R. DAVIDSON (1983), "Distribution-Free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares", *Review of Economic Studies*, L, p. 723–735.
- BIRCHMEIER, U. (2000), "L'essor de l'emploi indépendant en Suisse", *La vie économique – Revue de politique économique*, 10/2000, p. 52–56.
- BISHOP, J. A., S. CHAKRAVORTI et P. THISTLE (1989), "Asymptotically Distribution Free Statistical Inference for Generalized Lorenz Curves", *Review of Economics and Statistics*, 71, p. 725–727.
- BISHOP, J. A., J. P. FORMBY et R. SAKANO (1995), "Lorenz and Stochastic-Dominance Comparisons of European Income Distributions", *Research on Economic Inequality*, Volume 6, London.
- BOLZANI, E. (2001), *Distribution des salaires et dynamiques de l'emploi en Suisse: 1992–1997*, Thèse de Doctorat, Lausanne, DEEP – Ecole des HEC de l'Université de Lausanne.
- BOUND, J., C. BROWN, G. DUNCAN et W. RODGERS (1990), "Measurement Error in Cross-Sectional and Longitudinal Labor Market Surveys: Results from two Validation Studies", in: J. Hartog et al., *Panel Data and Labor Market Studies*, Amsterdam.
- BULOW, J. et L. SUMMERS (1986), "A theory of dual labor markets with application to industrial policy, discrimination, and Keynesian unemployment", *Journal of Labor Economics*, 4, p. 376–414.
- CHESHER, A. et C. SCHLUTER (1999), *Welfare Measurement and Measurement Error*, Working paper 98/463, Department of Economics, University of Bristol.
- DAVIES, J. et M. HOY (1995), "Making Inequality Comparisons When Lorenz Curves Intersect", *American Economic Review*, 85, p. 980–986.
- DEUTSCH, J., Y. FLÜCKIGER et J. SILBER (1999), "La population des 'bas salaires' et des 'working poor' en Suisse", in: R. Fluder, M. Nolde, T. Priester et A. Wagner (éd.), *Comprendre la pauvreté pour mieux la combattre: rapport sur la pauvreté sous l'angle de la statistique*, OFS, Neuchâtel, p. 247–245.
- GOTTSCHALK, P. et T. M. SMEEDING (1997), "Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, June 1997, p. 633–687.

- GRIN, F. et C. SFREDDO (1998), "Language-based earnings differentials on the Swiss labour market: is Italian a liability?", *International Journal of Manpower* (sur: "Wages and earnings functions in Switzerland"), Vol. 19, No. 7, p. 520–532.
- KNÖPFEL, C. et A. LIECHTI (1998), *Les working poor en Suisse: ils sont pauvres, et pourtant ils travaillent*, Lucerne.
- KÜNG GUGLER, A. et S. BLANK (2000), "Inégalité des salaires en Suisse: pas d'augmentation sensible durant les années 90", *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, Vol. 136 (3), p. 307–317.
- LEU, R.E., C. ERNST et M. GERFIN (2000), "Inequality Trends in the Swiss Income Distribution", *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, Vol. 136 (3), p. 289–305.
- LEVY, F. et R.J. MURNANE (1992), "U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXX (September 1992), p. 1333–1381.
- LILLARD, L. et R. WILLIS (1978), "Dynamic aspects of earnings mobility", *Econometrica*, 46, p. 985–1012.
- MACHIN, S. (1996), "Wage Inequality in the UK", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 12, No 1, p. 47–64.
- MCDONALD, I. et R. SOLOW (1985), "Wages and employment in a segmented labor market", *Quarterly Journal of Economics*, p. 1115–1141.
- OCDE (1996), "Inégalités des salaires, emplois à bas salaires et mobilité salariale", *Perspectives de l'emploi*, Juillet, Chapitre 3, p. 65–118, Paris, Organisation de Coopération et Développement Economique.
- SHELDON, G. (1997), "Unemployment and unemployment insurance in Switzerland", in: Ph. Bacchetta and W. Wasserfallen (éd.), *Economic Policy in Switzerland*, London.
- SHORROCKS, A. F. (1983), "Ranking Income Distribution", *Economica*, 50, p. 3–17.
- SHORROCKS, A. F. et J. E. FOSTER (1987), "Transfer Sensitive Inequality Measures", *Review of Economic Studies*, LIV, p. 485–497.
- SOUZA-POZA, A. et F. HENNEBERGER (2000), "Wage data collected by telephone interviews: an empirical analysis of the item nonreponse problem and its implications for the estimation of wage functions", *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, Vol. 136 (1), p. 79–98.
- STEINER, V. et K. WAGNER (1998), "Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980's?", *Zeitschrift für Wirtschafts- u. Sozialwissenschaften (ZWS)*, 118, p. 29–59.

SUMMARY

We study the evolution of earnings inequality in Switzerland during the recession of the 1990s. We compare the Lorenz curves of the 1992 and 1997 distributions, as well as the related generalised Lorenz curves, given the pay deterioration witnessed during this period. The Lorenz curve is shown to move upward. However, on the basis of the general-

ised Lorenz criterion, we are led to conclude that this reduction in inequality was insufficient, from a social welfare perspective, to make up for the reduction in average pay.

ZUSAMMENFASSUNG

Wir untersuchen die Löhne zwischen 1992 und 1997 in der Schweiz. Wir vergleichen die Lorenzkurven und, aufgrund der bedeutenden Verschlechterung der Löhne während dieser Periode, untersuchen wir die Veränderungen, die aus der Verteilung der Löhne in der Optik des generalisierten Lorenzkriteriums auftreten. Von 1992–1997 stellen wir eine statistisch bedeutsame Verschiebung der Lorenzkurve nach oben fest. Diese Reduktion der Ungleichheiten scheint jedoch im Hinblick auf die soziale Wohlfahrt nicht ausreichend gewesen zu sein, um die im Durchschnittsniveau der Gehälter auftretende Verschlechterung zu kompensieren.

RÉSUMÉ

Nous étudions l'évolution de l'inégalité des salaires entre 1992 et 1997 en Suisse. Nous apportons une dimension inférentielle à la comparaison des courbes de Lorenz et nous examinons les changements intervenus dans la distribution des salaires dans l'optique du critère de Lorenz généralisé, vu l'importante détérioration des rémunérations observée durant cette période. Nous observons de 1992 à 1997 un déplacement de la courbe de Lorenz vers le haut. En revanche, il émerge que cette diminution des inégalités n'a pas été suffisante, dans une perspective de bien-être social, pour compenser la détérioration intervenue dans le niveau moyen des salaires.