

DYNAMIQUES DES SALAIRES ET DE L'EMPLOI EN PERIODE DE RECESSION : LE CAS SUISSE

ENRICO BOLZANI ET RAMSES H. ABUL NAGA *

Février 2002

RESUME

L'étude de l'évolution de la distribution des salaires sous forme d'analyse de coupes transversales peut manquer de documenter des faits liés à la mobilité salariale de certains groupes de travailleurs. Ce travail, basé sur une étude en panel, vise à relativiser la stabilité de la distribution des revenus professionnels pendant la récession des années 90. En particulier, nous observons que pour les bas salaires les perspectives de mobilité vers le haut se dégradent durant la récession. Par ailleurs, la frontière séparant l'emploi à faible salaire, le travail à temps partiel et le chômage serait très perméable.

MOTS CLES : Mobilité salariale, inégalités, bas salaires, récession, Suisse

CLASSIFICATION JEL : J30, J31

* DEEP, Ecole des HEC, Université de Lausanne, CH-1015 Lausanne, Suisse. Nous souhaitons remercier Yves Flückiger, Damien Neven et Jean-Bernard Racine pour leurs commentaires et réflexions. Nous souhaitons également remercier le Fonds National Suisse pour la Recherche Scientifique pour un subside à la recherche no. 1217-53567.98 .

1. INTRODUCTION

La conférence Richard T. Ely de 1997, adressée par Finis Welch à la Société Économique Américaine portait sur l'inégalité des salaires. Son titre, *In Defense of Inequality*, annonçait clairement le jugement que celui-ci portait quant aux approches qui considèrent tout accroissement des disparités salariales comme un mal social. En inversant une phrase de Friedman, il énonce que le poison de l'un peut être la viande de l'autre (WELCH, 1997 p.1). Plus tard il revient sur ce thème, citant FRIEDMAN (1976) que « la viande de l'un n'est pas nécessairement le poison de l'autre ». La conférence de Welch est cependant bien plus nuancée que son titre laisserait entendre. Il sépare la question des inégalités des salaires horaires (sur laquelle il bâtit son argument) de celle des inégalités de revenu des ménages (ce dernier concept comprenant des transferts de l'État envers les plus démunis). Par ailleurs, il délimite ses propos (WELCH, 1997 p.2) en postulant que l'inégalité est destructrice lorsque la classe sociale à bas revenu perçoit la société comme étant injuste, la mobilité salariale vers le haut étant impossible ou si peu probable qu'il ne vaudrait pas la peine de se la fixer comme but.

C'est sur ce dernier propos, la mobilité salariale, que nous souhaitons nous attarder ici. Il convient d'abord de souligner que la mobilité salariale n'est pas, en soi, un phénomène négatif. Au contraire, elle a certainement des avantages. A long terme, elle lisse les écarts de salaire au cours du temps, de manière à limiter les disparités dans les niveaux de vie. Mais il est incontestable que les mouvements de salaire et la mobilité professionnelle peuvent être à la base d'une certaine instabilité financière et, par-là, d'un sentiment d'insécurité économique. Dans cette optique, la compréhension des dynamiques du marché du travail est fondamentale à la conception des politiques sociales et économiques.

Des études portant sur le marché du travail suisse durant les années 90 (DEUTSCH, FLÜCKIGER ET SILBER, 1999; KÜNG GUGLER ET BLANK, 2000; BOLZANI ET ABUL NAGA, 2001) il se dégagerait que la montée du chômage a eu lieu sans accroissement des inégalités salariales, et peut être même que cette période se serait soldée par une diminution des inégalités. Certaines explications avancées quant à la non-augmentation des inégalités se basaient sur des faits liés à l'accroissement du travail à temps partiel, la sortie du marché du travail (le départ en retraite anticipée par les uns et le retour au pays d'origine pour d'autres) ou encore par une

augmentation de la durée de formation pour les plus jeunes (voir, notamment, FLÜCKIGER, 1998).

L'étude de l'évolution de la distribution des salaires sous forme d'analyse de coupes transversales (la totalité des travaux dans le contexte suisse mentionnés plus haut) peut cependant manquer de documenter avec rigueur certains faits liés à la mobilité salariale de certains groupes de travailleurs. Pour reprendre le dernier propos de Welch, celui de la mobilité salariale vers le haut, nous notons qu'une stabilité relative de la distribution des salaires peut (1) masquer une détérioration [de fréquence] de transition des bas salaires vers le haut, (2) laisser cette probabilité inchangée ou mieux, (3) accroître la probabilité de passage vers le haut. Lequel des ces trois scénarios se serait-il produit durant la récession suisse des années 90 ?

Pour tenter de répondre à cette question parmi d'autres – dans les limites imposées par les données en la matière – nous nous démarquons quelque peu des études antécédentes en exploitant la dimension longitudinale de l'Enquête Suisse sur la Population Active (ESPA). En suivant les individus dans le temps, nous construisons des matrices de transition afin d'évaluer les probabilités de passage à travers les différentes classes de revenu professionnel. Par ailleurs, l'aspect rotatif de l'ESPA permet d'assurer un renouvellement total de l'échantillon tous les cinq ans. Cette propriété de l'Enquête est mise à bon usage pour tracer l'évolution dans le temps des diverses probabilités de transition entre les différents états professionnels. Un résultat de notre étude que nous souhaitons souligner est justement la détérioration de la probabilité de passage des bas salaires vers le haut, durant ces années de récession. De plus, nous nous intéressons aux transitions de l'emploi: du temps plein au temps partiel, ainsi que la sortie du marché du travail. Ces éléments seront nécessaires à une compréhension plus complète du non-accroissement des inégalités en Suisse durant cette décennie.

L'étude classique sur la dynamique des salaires est celle de LILLARD ET WILLIS (1978), qui proposent une méthodologie économétrique pour lier l'aspect dynamique et l'aspect distributif des revenus. Dans leur analyse sur les États-Unis, il émerge une considérable tendance individuelle à garder la position dans la distribution des salaires, soit en haut, au milieu ou en bas de celle-ci. L'OCDE a dernièrement consacré des études à la mobilité salariale et aux bas salaires dans une perspective dynamique: parmi les résultats, une analyse

sur huit pays (OCDE, 1996) confirme la précarité de l'emploi à bas salaire, parfois tremplin vers des rémunérations plus élevées mais souvent trappe qui ne débouche que dans des emplois à temps partiel ou le chômage¹. Dans cette optique, une autre étude (OCDE, 1997) souligne l'importance des transitions entre ces différents statuts précaires, sources d'insécurité financière. STEWART ET SWAFFIELD (1998 et 1999) arrivent à des conclusions similaires; ils témoignent d'une persistance dans l'emploi à faible rémunération dans une analyse sur la mobilité en Grande Bretagne pendant la première moitié des années 90². L'augmentation de la persistance en dessous du seuil des bas salaires émerge aussi de l'analyse de BUCHINSKY ET HUNT (1996), qui se sont concentrés sur les États-Unis des années 80. BIGARD, GUILLOTIN ET LUCIFORA (1998) analysent la mobilité des salaires en France et en Italie entre 74 et 88. L'évidence empirique apportée par leur étude témoigne de l'importance de la position initiale dans l'échelle des revenus: notamment, être en bas de la hiérarchie salariale implique peu de mobilité vers le haut et beaucoup de persistance dans la classe de départ.

Dans la section 2 de notre papier nous décrivons les caractéristiques principales de nos données extraites de l'ESPA. La section 3 présente nos résultats. A l'aide de modèles logit polytomiques, nous essayons par ailleurs de saisir comment les caractéristiques socio-économiques des travailleurs déterminent leurs trajectoires salariales. La section 4 contient un résumé de nos résultats ainsi qu'un appel pour des recherches futures liées aux questions que nous n'avons pu aborder dans cette étude.

2. ASPECTS METHODOLOGIQUES ET DONNEES

Une enquête menée avec la technique de panel a le grand avantage de pouvoir suivre les individus interviewés dans le temps et fournir ainsi des informations très intéressantes sur les dynamiques de salaire. Toutefois, quelques inconvénients sont associés aux données

¹ Voici, pour le 8 pays analysés, la proportion des personnes qui n'avaient plus un emploi à plein temps en 1991 alors qu'ils étaient des bas salaires (gagnant moins des 2/3 du salaire médian) en 1986: 25.7% pour le Danemark, 27.6% pour la Finlande, 26.2% pour la France, 40.5% pour l'Allemagne, 10.8% pour l'Italie, 31.6% pour la Suède, 13.3% pour le Royaume-Uni et 39.2% pour les Etats-Unis.

² Parmi les résultats les plus intéressants, soulignons l'évidence de transitions entre le bas salaire et le non-emploi ou l'augmentation du risque de permanence parmi les bas salaires par rapport à la longueur de la période passée dans ce groupe. Par exemple, le 71% des hommes (et le 84% des femmes) en bas salaire en 1991 restait dans ce groupe l'année d'après. De ces derniers, le 79% (le 91% des femmes) n'arrivait pas à dépasser le seuil de bas salaire l'année suivante (Stewart et Swaffield, 1998).

longitudinales qui doivent donc être utilisées avec précaution: il est utile de connaître ces points délicats.

Avant tout, les données de panel tendraient à accentuer les problèmes classiques des données transversales, tels que les problèmes de non-réponse: comme il est souvent difficile et parfois impossible de suivre les individus pendant les années, les non-réponses ont en effet tendance à s'accumuler dans le temps, en réduisant ainsi la taille de l'échantillon. De plus, celles-ci ne sont pas distribuées de façon uniforme, car certains individus avec des caractéristiques particulières peuvent avoir une probabilité plus élevée de sortir de l'enquête à mesure que le temps passe. Cet inconvénient est souvent appelé « biais d'usure »: dans la succession des enquêtes, en effet, le déclin de la grandeur de l'échantillon pourrait sous-estimer la mobilité des individus, car les personnes ayant un profil plus stable sont plus faciles à suivre que celles ayant une trajectoire personnelle ou professionnelle moins régulière. En pratique, comme l'ont souligné ATKINSON ET AL. (1988), les enquêtes longitudinales sont confrontées à un véritable compromis entre la représentativité et la longueur de la période d'analyse.

Mais, au-delà des problèmes associés à la collecte des informations, il existe un autre biais potentiel de sélectivité lié à l'utilisation des données: celui de la condition initiale d'un processus stochastique (HECKMAN, 1981). Dans le cadre des probabilités de transition d'un état à l'autre du marché du travail, ceci peut être considéré comme un problème de sélection endogène. Par exemple, la modélisation des possibilités de sortir d'une situation de bas salaires pourrait conduire à un biais de sélectivité car la situation de départ de l'individu observé (être parmi les bas salaires) n'est pas exogène. En d'autres termes, la position initiale de chaque individu n'est pas casuelle, mais le fruit de sa propre histoire professionnelle et de ses caractéristiques: ignorer cela pourrait conduire à des biais d'endogénéité. La plupart des études³, et la nôtre fera de même, recourent donc à l'hypothèse que les conditions initiales sont exogènes, même si cela peut conduire à une surévaluation de certains coefficients⁴. Il reste donc qu'on connaît mal l'exactitude avec laquelle les données diachroniques rendent compte avec fiabilité des itinéraires des individus. Ce qui nous pousse à utiliser les enquêtes de panel et à interpréter les résultats qui s'en dégagent avec une certaine dose de précaution.

³ Voir, par exemple, SLOANE ET THEODOSSIOU (1996) et (1998 [1] et [2]).

⁴ Voir STEWART ET SWAFFIELD (1998).

Une autre complication liée à l'exploitation des données concerne la population prise en compte par l'analyse: négliger les mouvements des personnes qui rentrent et qui sortent de l'emploi (ou de l'emploi à plein temps) pour se concentrer seulement sur la mobilité entre les personnes ayant un emploi stable conduit à des résultats peu fiables. Notamment, dans le cas de l'étude de la mobilité des bas salaires, cette limitation conduit à une surévaluation de la mobilité vers le haut, car on exclurait de l'analyse tous ceux qui perdent un emploi en passant au chômage ou en sortant du marché du travail. Dans notre analyse, nous avons choisi une population de référence élargie au-delà des personnes actives occupées, qui couvre également les chômeurs et les non-actifs. De plus, nous distinguerons les travailleurs à plein temps des individus occupés à temps partiel. Au cours de l'analyse économétrique les travailleurs *part-time* seront ensuite regroupés dans un panier comprenant tous ceux qui n'ont pas d'occupation à plein temps (nous reviendrons sur ce choix dans la prochaine section). Tout au long de cette étude, le champ de notre analyse considère donc toutes les classes possibles: les personnes non actives, les chômeurs, les travailleurs occupés à temps partiel, les salariés et les indépendants actifs à plein temps.

Pour nos applications empiriques nous utiliserons les données de l'Enquête suisse sur la population active (ESPA). Créée en 1991, celle-ci met à disposition deux types d'interview: l'interview de base et l'interview de panel, qui est répété dans le temps. L'échantillon de l'enquête, composée de 16'000 à 18'000 observations chaque année, est formé d'environ le 20% d'individus interrogés pour la première fois et du 80% de personnes ayant déjà été interviewées au moins une fois. En d'autres termes, depuis 1992 ESPA contacte chaque année environ quatre cinquièmes des personnes ayant participé à l'enquête précédente, les restantes étant remplacées par d'autres. La méthode du panel rotatif nous permet donc de faire des analyses longitudinales des carrières professionnelles et d'observer ainsi l'évolution du marché du travail. Chaque ménage étant interrogé cinq fois consécutives, l'étendue maximale d'un panel est de cinq années. Dans un premier temps, nous analyserons donc la période 1993-1997 à l'aide d'un échantillon longitudinal. Ensuite, nous couvrirons la période 1992-1997 par deux échantillons longitudinaux indépendants (le premier s'étendant de 1992 à 1994 et le deuxième de 1995 à 1997). La méthode rotative utilisée par ESPA et les phénomènes de non-réponse nous laissent avec des panels qui varient entre 6'000 à 7'000 observations pour des données sur 3 ans et 1'800 observations pour des données sur 5 années.

La rémunération brute annuelle des travailleurs sera l'indicateur salarial que nous utiliserons: dans l'ESPA les revenus professionnels sont déclarés sur différentes bases (par heure, par mois ou par an) et permutés ensuite en revenus annuels. Il est clair que cette méthode de récolte de données pourrait causer un certain nombre de difficultés: les revenus sur base annuelle sont en effet plus lissés que ceux récoltés sur base hebdomadaires ou mensuelle et normalisés en un deuxième temps avec une simple standardisation sur 52 semaines ou 12 mois. Bien entendu, ces problèmes s'amplifient quand une analyse se concentre sur la mobilité salariale. Nous avons donc décidé de procéder à une épuration de certaines données réputées aberrantes ou incohérentes par rapport à d'autres critères retenus par l'étude, ainsi qu'à une élimination de toutes les observations qui ne fournissaient pas certaines informations fondamentales à l'application empirique de notre méthodologie⁵. Pour ce qui concerne les matrices de transition, nous avons pondéré les données. Au-delà des poids transversaux à chaque année d'enquête, l'ESPA fournit aussi des pondérations longitudinales, qui peuvent être utilisées lorsqu'on travaille avec des panels. Toutefois, ces poids ont été calculés seulement pour des analyses longitudinales sur deux années consécutives et ils ne peuvent donc pas être utilisés lorsque la période analysée dépasse ce laps de temps. Pour mieux représenter la population, nous avons donc décidé de pondérer chaque observation par les poids transversaux de l'année finale⁶.

Les données ESPA offrent un énorme choix de variables liées aux caractéristiques socio-démographiques ou professionnelles des personnes, dont nous avons profité lors de l'application des modèles économétriques. Le Tableau 1 offre, à titre d'exemple, un descriptif des variables utilisées pour le panel 92-94. Au-delà de quelques variables binaires de base relatives à la personne interrogée (sexe, nationalité ou état civil), nous avons une série de variables qui capturent le lieu de domicile de l'individu⁷. Nous avons retenu également cinq

⁵ Avant tout, nous avons été obligés d'exclure toutes les personnes qui, bien qu'actives et occupées, ne veulent ou ne savent pas donner des informations sur leur revenu professionnel. De plus, nous avons choisi d'éliminer de l'échantillon les travailleurs (occupés à plein temps ou à temps partiel) dont le salaire par heure converti (revenu professionnel annuel divisé par 52 semaines et par le nombre d'heures de travail hebdomadaire) est inférieur à 3 francs suisses, en assumant que dans ces cas il y a très vraisemblablement eu un problème de transmission de données ou de standardisation de salaires. Finalement, nous avons aussi écarté les personnes qui déclarent de travailler à plein temps mais qui, dans une question successive, disent de travailler moins que 32 heures par semaine.

⁶ Vu que la pondération dans l'ESPA se construit sur la base des caractéristiques des individus (et non pas sur la base du revenu), nous avons à faire avec un échantillon stratifié (et non pas avec un échantillon construit de manière endogène). Par conséquent, le choix du poids (transversal ou longitudinal) a un effet secondaire: ici, nous avons suivi les recommandations de BURKHAUSER ET AL. (1997).

⁷ Les habitants des cantons de Berne et des Grisons sont considérés comme étant domiciliés dans un canton alémanique, alors que les cantons bilingues du Valais et de Fribourg sont considérés des cantons latins. Les

variables binaires qui saisissent le niveau d'éducation de la personne interviewée, ainsi que 5 autres variables qui en capturent l'âge. *O92*, *L92* et *MH92* nous indiquent le groupe d'appartenance de l'individu au début de la période analysée (en 1992 il pouvait être, respectivement, en dehors d'un emploi à plein temps, et donc « out » ou « O », un travailleur à plein temps avec un bas salaire, et comme on le verra appartenant au premier quartile de la distribution des revenus professionnels, donc « B », ou avec un salaire moyen-haut, « MH », c'est-à-dire appartenant au deuxième, troisième ou quatrième quartile); le même principe vaut pour *O94*, *B94* et *MH94* au fonds du tableau, avec la différence que ces 3 variables se réfèrent à l'état de la personne en fin de période. De plus, nous avons des variables qui nous indiquent les années d'occupation d'une personne dans un établissement donné (*O-eta2* ou *O-eta6*, la variable de contrôle étant celle qui retient les individus depuis au minimum 2 et au maximum 6 ans dans une entreprise) ou, plus en général, le nombre d'année consécutives de travail sans que l'individu soit retombé en dehors d'un emploi à plein temps entre-temps (*O-inin2* ou *O-inin6*). En outre, nous avons une variable qui capture les travailleurs indépendants (par rapport au salariés), des variables qui distinguent les différents secteurs économiques dans lesquels notre interviewé peut être actif⁸ et d'autres qui diversifient les individus selon la grandeur de l'établissement dans lequel ils travaillent. De plus, nous avons essayé d'exploiter certaines caractéristiques des enquêtes longitudinales, en créant des variables pour des changements intervenus dans les ménages pendant la période de l'enquête. Ainsi, nous avons créé des variables duales qui considèrent les personnes ayant changé de canton de domicile (*Varcan*), accru leur formation⁹ (*Varedu*), ou vivant dans des ménages dont le nombre de membres a changé (*Varmen-u* pour des économies domestiques

habitants du Triangle d'Or sont les personnes qui ont leur domicile dans les cantons de Bâle (Ville ou Campagne), Zurich, Argovie ou Zoug. Finalement, la variable *D_agglo* saisie les individus qui habitent dans une des 5 grandes agglomérations urbaines, soit Zurich, Bâle, Berne, Genève ou Lausanne.

⁸ Pour secteur primaire, nous entendons agriculture ou sylviculture; le secteur secondaire regroupe les industries extractives et manufacturières, la production et la distribution d'eau, électricité et gaz, et la construction. Vu sa grande hétérogénéité, nous avons utilisé le même approche que Bolzani (2001) et divisé en suite le secteur tertiaire en 3 sous-secteurs: le tertiaire traditionnel, celui des petits services (commerce et réparation; hôtellerie et restauration; services domestiques et autres services de collaboration et personnels) le tertiaire « étatique et organisations » (c'est-à-dire les transports et communications; l'administration publique, l'enseignement, la santé et les activités sociales, les organisations et les organismes extraterritoriaux) et le tertiaire avancé (qui recouvre les activités financières et les assurances; l'immobilier, la location, la recherche et le développement et l'informatique).

⁹ En passant du niveau primaire au secondaire ou au niveau tertiaire; ou en obtenant un diplôme tertiaire pendant l'enquête (selon la définition données par l'Office fédéral de la statistique). Malheureusement, l'effet de cette variable n'a pu être testé que pour les transitions entre 92 et 95, car en 1996 les codes associés à cette variable ont changé et l'OFS n'a pas effectué un contrôle de plausibilité et de cohérence des données individuelles entre 1995 et 1996. Si une analyse transversale sur l'effet des diplômes peut être effectuée sans prendre des précautions particulières, le groupement que nous avons appliqué pour capturer les personnes dont la formation s'augmentait d'un niveau selon la définition d'ESPA ne nous permet pas de tester l'effet de cette variable entre 92-95 et 96/97.

dont le nombre des membres a accru; *Varmen-d* si, en revanche, le nombre a baissé) ou dont les autres membres ont augmenté (*Vtimen-u*) ou diminué (*Vtimen-d*) leurs taux d'occupations.

[TABLEAU 1 ICI]

3. RESULTATS

Dans la sous-section 3.1, nous examinons les matrices de transition des trajectoires professionnelles des travailleurs. Ensuite, dans la sous-section 3.2, nous raffinons notre analyse à l'aide de modèles logit polytomiques.

3.1. Les matrices de transition

Nous commençons notre analyse par un regard sur l'évolution de la distribution des salaires entre 1993 et 1997. Bien entendu, les échantillons considérés pour les comparaisons transversales de cette première étape ont été épurés du 20% des données qui apparaissaient dans les deux périodes de référence¹⁰, cela dans le but d'éviter tous biais induit par des effets de panel.

Le Graphique 1 nous montre des distributions de fréquences plutôt semblables. Si le mode de la distribution se déplace clairement vers la gauche, le reste de la courbe reste presque inchangé (voir notamment KÜNG GUGLER ET BLANK, 2000, et BOLZANI ET ABUL NAGA, 2001). En bas de la distribution (vers l'extrémité gauche du graphique), nous remarquons également que la part des très bas salaires (moins de 30'000 Francs par année) diminue légèrement; en revanche, la courbe de fréquence se déplace légèrement vers la gauche après ce seuil, mais nous ne pouvons certainement pas parler de chocs sur la répartition des revenus professionnels entre 1993 et 1997.

[GRAPHIQUE 1 ICI]

Cette dernière affirmation est confirmée par quelques chiffres, résumés dans le Tableau 2. Si le salaire médian diminue, le taux de bas salaires stagne par rapport à un seuil de 50% du

salaires médian, et il augmente légèrement si le seuil est porté aux deux tiers¹¹ de la médiane. Au vu de ces résultats, il apparaît que les actifs à plein temps ont accusé une certaine baisse des salaires, mais que leurs positions relatives ne se sont pas tellement dégradées.

[TABLEAU 2 ICI]

A ce stade, nous pourrions nous demander si la stabilité d'une distribution implique vraiment une stabilité au niveau individuel. La réponse peut être formalisée de la manière suivante: la surface en dessous de la courbe de fréquence représentant un pourcentage (100%), la distribution des revenus professionnels est donc une manière relative d'analyser la population active occupée (dans notre cas à plein temps). En effet, en termes absolus:

- il se peut que le nombre absolu de personnes faisant partie de notre échantillon (donc présentes sous les courbes de fréquence) varie d'une année à l'autre;
- il se peut que ce nombre ne varie pas, mais qu'il y ait eu des entrées et des sorties qui se sont compensées numériquement;
- finalement, il se peut qu'il y ait toujours les mêmes personnes présentes, mais qu'elles aient changé de position, ce qui implique un certain niveau de mobilité interne à la distribution;

Nous analyserons ces différentes possibilités, en essayant de comprendre les phénomènes qui se sont passés à l'intérieur de la distribution des revenus professionnels entre 93 et 97.

Poussons donc notre analyse à un échelon supérieur, et utilisons les matrices de transition, qui nous permettent de connaître la trajectoire des personnes appartenant initialement à un groupe donné. Pour illustrer ce type d'analyse, utilisons les données de panel entre 1993 et 1997. Le Tableau 3 nous montre que moins du 20% de la population non active en 1993, quatre années après se trouve dans le marché du travail en se répartissant plus ou moins équitablement parmi les travailleurs à temps partiel et le premier quartile de la distribution des rémunérations des actifs à plein temps (Q1). Dans ce qui suit, nous définissons ce dernier groupe comme étant

¹⁰ Voir la section précédente pour l'explication de la base des données ESPA.

¹¹ Remarquons que, de manière perverse, si le taux de bas salaire n'augmente pas trop, cela est dû à la diminution du salaire médian, qui pousse à la baisse le seuil en dessous duquel les faibles salaires sont calculés. En d'autres termes, les personnes qui ont un salaire entre 43'485 et 45'204 dans les deux années de référence tombent dans les bas salaires (seuil 66%) en 1993, alors qu'en 1997 elles figurent au-dessus du seuil.

celui des bas salaires. En revanche, presque la moitié des chômeurs (47.2%) se retrouve quatre ans plus tard auprès des non actifs, alors que moins d'un quart appartient à la population occupée à plein temps. Les deux tiers de travailleurs à temps partiel en 93 le sont encore en 97, le 30% des bas salaires n'est plus occupé à plein temps après quatre ans, alors que le 71% des hauts salaires (Q4) se retrouve en 1997 dans le même groupe qu'au début de la période analysée¹².

[TABLEAU 3 ICI]

Ces chiffres prennent en compte toute la population, y compris les jeunes qui quittent la formation pour s'insérer dans le marché du travail et les plus âgées qui transitent vers la retraite¹³. Afin de séparer ces mouvements naturels de ceux qui sont liés plus fondamentalement aux mécanismes du marché du travail, nous avons donc sélectionné les personnes ayant entre 25 et 55 ans à la période initiale (en 93 donc). En se focalisant sur ceux qui ont établi une situation plus stable par rapport à la vie professionnelle, nous pouvons plus aisément analyser comment les forces du marché influencent la mobilité des individus.

Dans la partie inférieure du Tableau 3 nous examinons les transitions de la population de 25 à 55 ans. Auprès des non-actifs en 93, la proportion des personnes qui le sont encore en 97 descend à 68%, alors que plus d'un quart se retrouvent occupés à temps partiel. La part de ceux qui passent à une occupation à plein temps est pourtant très limitée. Parmi les chômeurs, il y en a 30% qui sortent du marché du travail, 20% qui trouvent un emploi à temps partiel et un quart qui est encore au chômage. Presque le 10% rentrent auprès des bas salaires des actifs à plein temps mais aucun n'aboutit parmi les mieux rémunérés (le groupe Q4). Seule une petite proportion de ceux qui étaient occupés partiellement en 93 (le 10%) se trouve parmi les actifs à plein temps quatre ans plus tard, alors que presque le 80% est encore dans le groupe de départ. Dans cet échantillon, la persistance des bas salaires apparaît plus clairement avec le 60.4% occupant le groupe Q1 en 1993 et en 1997. De ce fait, il n'y a que le 20% de ce groupe qui témoigne d'une mobilité salariale vers le haut. Enfin, nous pouvons noter que les perspectives des bas salaires semblent beaucoup moins bonnes que celles des hauts salaires

¹² Soulignons que ces tableaux ne nous permettent pas de savoir où les personnes analysées se trouvent entre la période initiale et la période finale de l'enquête: une certaine précaution est donc indispensable lors de ces analyses.

¹³ Des résultats non montrés attestent que les deux-tiers environ des gens qui quittent le statut de non actifs ont moins de 26 ans, alors que le 55% des gens qui quittent la population active ont plus que 55 ans.

(Q4): en effet, la proportion de ces derniers qui se retrouvent quatre ans plus tard avec un emploi à temps partiel, au chômage ou non actifs est beaucoup plus petite que celle des bas salaires (5.8% contre 20%).

Il apparaît ainsi intéressant de jeter un regard plus attentif à la trajectoire de la population des actifs à plein temps, afin de mieux comprendre comment la crise a affecté les parcours individuels des travailleurs selon leur emplacement dans l'échelle salariale. Pour ce faire, dans le Tableau 4 nous n'observerons que les travailleurs à plein temps l'année initiale de notre analyse, tout en considérant des panels plus courts, de manière à pouvoir formuler des hypothèses plus consistantes quant à la trajectoire des individus entre l'année initiale et finale de la période considérée. Nous élargissons ainsi d'une année la période analysée en enchaînant deux panels (92 à 94 et 95 à 97). Les chiffres de ce tableau se réfèrent à la seule population des 25-55 ans occupée à plein temps à la période initiale.

Dans un certain sens les résultats sont très explicites: il apparaît clairement que les trajectoires des individus se révèlent très différentes selon leur emplacement dans l'échelle des salaires: le taux de sortie vers des situations précaires diminue lorsqu'on monte dans l'échelle salariale. Par ailleurs, une nette différence se dégage entre les groupes Q1 et Q4. Pour une personne dans le quartile le plus élevé, ce risque est de 2.7% entre 92 et 94 et de 3.4% entre 95 et 97. En revanche, pour un bas salaire le risque de finir parmi les non actifs, les chômeurs ou les travailleurs part time est de 15.3% entre 92 et 94 et de 18.0% entre 95 et 97. Nous constatons donc aussi que la situation des bas salaires s'empire avec la récession. De l'autre côté, les travailleurs appartenant au quartile le plus élevé renforcent substantiellement leur position dans ce groupe : la probabilité d'y rester augment en effet sensiblement de 76.5% entre 92 et 94 à 79.8% entre 95 et 97.

[TABLEAU 4 ICI]

Pour conclure cette sous-section, notons que si la crise économique ne se manifeste pas de manière apparente par une augmentation du taux des bas salaires selon les critères du Tableau 2, elle semble avoir exclu du marché du travail à plein temps une bonne partie du quartile inférieur de la distribution (Tableaux 3 et 4). Il apparaît que la frontière entre l'emploi à bas salaire et des situations précaires (*part-time*, chômage, non-activité) est très perméable: il en

ressort en effet qu'il existe une proportion importante de travailleurs qui transitent entre des états de salaire faible, de *part-time* ou de non-emploi.

Une question intéressante surgit dès lors. Elle est liée aux caractéristiques ou aux événements en cours de carrière qui déterminent la mobilité entre ces différents groupes. C'est ce que nous allons aborder dans la sous-section suivante.

3.2. Le modèle logit polytomique (MNL)

Le modèle logit polytomique¹⁴ que nous appliquerons ici de suite nous permet de trouver des relations entre les caractéristiques individuelles et la mobilité professionnelle associée à trois groupes: les salaires moyens élevés (les groupes Q2 à Q4), les bas salaires (Q1) et une catégorie qui regroupe les états restants (travailleurs à temps partiel, chômeurs et non-actifs)¹⁵. En d'autres termes, nous avons essayé de capturer les caractéristiques socio-démographiques qui ont un impact sur les parcours professionnels des individus. Comme nous venons de souligner certaines différences entre la première et la deuxième phase de la période de récession (1992-1994 et 1995-1997), nous avons décidé de départager encore notre analyse en deux intervalles de temps, afin de voir si la crise a eu une influence également au niveau de l'impact des caractéristiques individuelles sur la trajectoire professionnelle. Les résultats de ces régressions sont détaillés dans les trois tableaux qui suivent, qui nous présentent les ratios des risques relatifs (rrr) des deux transitions (92-94 et 95-97), le groupe de transition étant celui au numérateur du titre de la colonne et la catégorie de comparaison étant celle au dénominateur.

A) Les mouvements des actifs à plein temps ayant un salaire moyen élevé

Le Tableau 5 présente les caractéristiques associées au parcours des personnes appartenant aux quartiles Q2, Q3 et Q4 (salaires moyens hauts, « MH ») en période initiale. Pour commencer, prenons la première colonne à gauche pour chacune des deux transitions (92 à 94 et 95 à 97), qui représente la probabilité pour chaque catégorie de passer d'un état de moyen

¹⁴ Pour une explication du modèle, nous renvoyons le lecteur à MADDALA (1983)

¹⁵ L'application des modèles logit polytomiques nécessitant des échantillons de grande taille, nous avons agrégé les travailleurs à temps partiel, les chômeurs et les non-actifs étant donné leur faible fréquence dans notre base de données. Par ailleurs, la séparation des bas salaires des autres actifs à plein temps (Q2 à Q4) reflète notre intérêt

haut salaire en période initiale au groupe des bas salaires (« B ») en période finale (cette probabilité, elle-même exprimée par rapport à la possibilité de rester parmi les moyens hauts salaires). Le fait d'être suisse (variable « Nat ») diminue ($rrr < 1$) de manière significative les probabilités de tomber dans les bas salaires par rapport à la possibilité de rester dans le groupe de départ (catégorie de comparaison): cela entre 92 et 94 à un seuil de significativité de 5% ($z = -2.24$) et entre 95 et 97 à un seuil de significativité de 10% ($z = -1.64$). En d'autres termes, ce risque se révèle positif pour les étrangers. En revanche, le niveau de formation primaire (le groupe de référence étant les personnes ayant une éducation secondaire) augmente le risque de tomber parmi les bas salaires en 1994. Le même effet est constaté pour les jeunes de moins de 25 ans (le groupe omis étant les personnes ayant de 36 à 49 ans). L'obtention d'une maîtrise ou d'un diplôme d'école technique (en gros, un diplôme professionnel post-apprentissage), le fait de travailler dans le secteur tertiaire « étatique/organisations » ou avancé (le groupe de repère étant le secteur secondaire), ou encore celui d'être actif dans une grande entreprise (omis les actifs dans des firmes de taille moyenne) diminuent les possibilités de tomber en dessous du seuil de bas salaire. Entre 95 et 97, s'ajoutent à ces groupes les hommes et les personnes mariées. Pour les indépendants, les néo-actifs (travailleurs à plein temps depuis moins de deux ans) et ceux dont la taille du ménage a augmenté, la probabilité de tomber en dessous du seuil de bas salaire devient par contre positive dans la deuxième partie de la période analysée (95-97). Si l'explication du coefficient associé à cette dernière variable (taille du ménage) reste assez mystérieuse, l'interprétation liée aux deux autres groupes est intéressante. Il semble avant tout que la situation des indépendants qui ont un salaire assez élevé se soit fragilisée au cours de la crise (leur coefficient n'étant pas significatif entre 92 et 94), alors qu'une certaine précarité émerge aussi pour les personnes rentrées depuis peu dans une vie professionnelle à plein temps, et qui n'auraient donc pu éviter un bas salaire que de manière temporelle. En termes de capital humain, une certaine différence entre les individus se confirme: les personnes ayant un diplôme professionnel ont toujours un risque négatif de transiter des moyens-hauts vers les bas salaires, en 95-97 les universitaires s'ajoutent à ce groupe (leur coefficient devient significatif à presque 95%), alors que pour les jeunes travailleurs ce risque reste encore significativement positif.

[TABLEAU 5 ICI]

vis-à-vis des trajectoires professionnelles des travailleurs moins rémunérés en période de récession (voir BOLZANI, 2001, pour plus de détails).

Le rapport « O/MH¹⁶ » nous pousse aussi à quelques réflexions: si les hommes ont moins de risques que les femmes de sortir de l'emploi à plein temps (par rapport à une situation de stabilité au sein des moyens-hauts salaires), les individus qui changent de canton de domicile, les travailleurs moins jeunes et les personnes dont la taille du ménage change sont confrontés à des risques majeurs de sortie. Cela ne semble pas particulièrement surprenant. Ce qui nous apparaît plus intéressant est le coefficient associé aux néo-employés dans une entreprise, qui devient significativement positif entre 95 et 97 et qui confirme ainsi la précarité de certaines catégories qui n'arrivent plus à s'accrocher à des emplois bien payés. Les années de crise sembleraient donc avoir fini par augmenter les probabilités des néo-actifs bien payés de tomber parmi les bas salaires, et par faire croître le risque de perdre un emploi à plein temps pour les gens qui sont néo-employés dans une firme donnée.

Ces derniers résultats pourraient s'insérer dans les perspectives esquissées par une récente littérature, qui vise à analyser de manière formelle des différences entre les individus sur le marché du travail. Parmi les approches qui considèrent une segmentation des emplois, la théorie du marché du travail dual pourrait par exemple fournir un cadre intéressant pour la compréhension de quelques-uns de ces phénomènes¹⁷. Cette théorie prévoit l'existence de deux secteurs: le premier, caractérisé par un salaire moyen plus élevé, des possibilités de promotion interne à l'entreprise et de formation continue et des emplois de responsabilité qui impliquent un certain niveau de formation; et le deuxième, où les rétributions seraient en moyenne inférieures, et ni une formation particulière ni une certaine expérience seraient exigées. De plus, les deux groupes se différencieraient aussi par la stabilité de l'emploi: des places sûres dans le premier secteur opposées à des emplois à court terme ou des contrats périodiques dans le deuxième secteur¹⁸. D'autres études¹⁹ ont par contre souligné les liens des contrats basés sur l'évaluation des performances des travailleurs avec des caractéristiques comme la structure hiérarchique des salaires, la promotion interne à une entreprise et l'augmentation du taux de salaire liée plus à l'ancienneté et à l'expérience qu'à la véritable productivité de l'individu: des éléments qui font que le coût de quitter un travail augmente

¹⁶ C'est-à-dire les moyen-hauts salaires qui perdent une activité à plein temps en tombant au chômage, au part-time ou en dehors du marché du travail (états rassemblés sous « O »), et cela par rapport à la possibilité de rester auprès du groupe de départ (« MH »).

¹⁷ Voir, par exemple, ATKINSON (1995 et 1999).

¹⁸ Il est important de noter que cette définition de secteur ne correspond pas à la division classique en trois secteurs (agricole, industriel et des services). De plus, on remarquera qu'un secteur industriel peut comprendre à la fois des emplois associés au premier secteur et des emplois associés au deuxième secteur (voir Atkinson, 1995, p. 99)

¹⁹ Voir, par exemple, MALCOMSON (1986).

avec les années auprès du même employeur. Pensons aussi à la littérature qui avance l'hypothèse de l'existence de salaires d'efficience²⁰ et qui reprend en quelque sorte l'idée que les novices aient des salaires moyennement plus bas et soient moins stables. Selon ces modèles²¹, le niveau de salaire offert par une entreprise affecte la qualité du travail, soit par un mécanisme d'anti-sélection (la distribution des travailleurs embauchés change selon le niveau de salaire), soit par un effet sur la performance des travailleurs (un dispositif d'incitation lié au coût de la perte d'un travail bien payé). Ce qui nous conduit à croire qu'un salaire élevé (supérieur au salaire existant à l'équilibre) non seulement augmente l'effort des travailleurs mais les dissuade aussi à changer d'emploi. Inversement, selon cette théorie, si le salaire n'est pas suffisamment élevé, le travailleur subit un coût moindre à quitter un travail, ce qui explique sa propension majeure à la mobilité. Finalement, et pour être exhaustif, nous présentons aussi les coefficients liés au troisième ratio (« B/O »), mais ils restent difficilement interprétables.

Nous avons également calculé le même modèle en remplaçant la variable duale « d_ale » par « d_agglo »²², pour tester si une autre différenciation au niveau géographique donnait des résultats significatifs. C'est bien le cas: nous avons en effet remarqué un risque majeur de tomber en dessous du seuil de bas salaire (le groupe de référence étant les salaires moyens hauts) des personnes vivant en périphérie (ou en tout cas en dehors des principales agglomérations urbaines). En revanche, les « urbains » avaient un risque majeur de sortir du marché du travail à plein temps entre 92 et 94, ce coefficient ayant perdu sa significativité dans la période successive. Cela pourrait refléter une réaction géographique différente vis-à-vis d'une crise économique: si dans les régions périphériques les salaires relatifs ont probablement diminué d'avantage que dans les agglomérations principales²³, dans ces dernières certains travailleurs ont peut-être été précarisés plutôt par la transition vers des situations professionnelles encore plus fragiles.

²⁰ Ces modèles ont tous en commun que les coûts de production d'une entreprise sont réduits si elle paye un salaire supérieur au salaire d'équilibre.

²¹ Voir WEISS (1991), ou AKERLOF ET YELLEN (1986).

²² « d_ale » est la variable duale relative à la Suisse alémanique (par rapport à la Suisse latine), alors que « d_agglo » est la variable duale qui isole les 5 grandes agglomérations urbaines suisses (Zurich, Bâle, Berne, Genève et Lausanne) par rapport au reste du pays. Cette dernière variable sépare donc la Suisse urbaine (5 grandes villes et leurs alentours) et la Suisse périphérique (petites villes et régions de campagne). Le lien d'habitation n'est donc pas endogène, car la variable « d_agglo » comprend à la fois le centre ville et la périphérie urbaine des 5 grandes villes suisses.

²³ Pour des résultats plus détaillées sur ce point, voir Bolzani (2001).

B) Les parcours des bas salaires

Le Tableau 6 est consacré aux mouvements des bas salaires. Entre 92 et 94, des coefficients significatifs liés aux probabilités de passer au-dessus du seuil de bas salaire (première colonne à gauche pour chacune des deux transactions) sont associés à un certain nombre de variables. En effet il semblerait que, parmi les moins bien payés, les hommes, les Suisses et les personnes mariées aient des perspectives meilleures que leurs groupes respectifs de référence. La même observation est valable pour les personnes dont le taux d'activité des autres membres du ménage a diminué en deux ans et pour celles qui changent de canton de domicile (rappelons que cette même caractéristique augmentait aussi le risque pour les hauts salaires de sortir d'une activité à plein temps). Un diplôme professionnel augmente aussi les possibilités d'une mobilité vers le haut, tout comme une certaine expérience dans la même entreprise. Une diminution de la taille du ménage et l'âge qui s'approche de la retraite rendent en revanche un tel mouvement moins probable. Une relation positive entre mobilité ascendante et groupe social est par contre constatée pour les personnes actives dans le secteur tertiaire « étatique/organisations », le tertiaire avancé et dans des grands établissements. Il est curieux de constater que, parmi toutes ces variables, seulement le genre et la maîtrise/école technique restent significatives entre 95 et 97. A celles-ci s'ajoute la formation primaire (qui rendrait difficile une amélioration du salaire), alors que les autres ne sont pas significatives.

[TABLEAU 6 ICI]

Parmi les bas salaires qui quittent un emploi à plein temps entre 92 et 94 (plutôt que de rester dans le groupe de départ: colonne B→O/B), il est assez naturel de trouver les moins jeunes, les personnes qui vivent dans un ménage qui s'accroît et les personnes mariées. La présence des suisses et des personnes du tertiaire « étatique/organisations » est par contre moins intuitive. Au niveau géographique, ce sont plutôt les latins qui abandonnent un emploi à plein temps, mais cela seulement en 92-94 (pour la décomposition centre-périphérie aucun coefficient significatif n'a été constaté). Pour ce qui est du dernier ratio (« O/MH »), les hommes ont beaucoup moins de probabilité que les femmes de sortir de l'activité à plein temps plutôt que d'accroître leur salaire, alors que pour les moins jeunes le risque se présente dans un rapport inversé: la forte valeur du coefficient et du seuil de signification indique logiquement que les faibles salaires de 50 ans ont davantage de probabilités de perdre une activité à plein temps que de passer au-dessus du seuil de bas salaires. Finalement, il est

intéressant de souligner qu'entre 95 et 97 les variables associées aux néo-actifs (« o_inin2 ») et aux gens avec une formation primaire deviennent significatives en rendant plus probable leur sortie plutôt que leur passage vers les moyens hauts salaires: ce qui confirme l'hypothèse selon laquelle les années de crise auraient précarisé les personnes sans beaucoup d'expérience ou de formation. A nouveau, ce phénomène pourrait également s'interpréter dans une optique de marché de travail dual où le secteur secondaire est caractérisé, entre autres, par des personnes ayant peu de formation et n'arrivant pas à s'accrocher de manière stable à des emplois à plein temps bien rémunérés.

C) Les mouvements des personnes n'ayant pas d'activité à plein temps en période initiale

Le Tableau 7 nous présente les chiffres relatifs à la catégorie des individus non-actifs à plein temps en période de départ. Les hommes ont plus de possibilités que les femmes d'obtenir un travail à plein temps (les coefficients « B/O » et « MH/O » étant positifs), et cela dans les deux périodes d'analyse et plutôt parmi les salaires moyens ou hauts qu'auprès des bas salaires (les *rrr* « MH/B » étant aussi plus grand que un). Les personnes mariées ont moins de probabilités d'entrer dans le marché du travail à plein temps, mais lorsque cela se produit, elles tendent (entre 95 et 97) à trouver un emploi plutôt bien rémunéré. Sur le plan géographique, une différence entre les « deux suisses » semblait se manifester surtout en début de période, quand les alémaniques rentraient plus facilement parmi les hauts salaires. Cette relation n'a pourtant jamais été attestée au regard de la dualité « agglomération urbaine versus périphérie ». Au niveau de la formation, les personnes avec éducation primaire sont moins susceptibles de commencer à travailler à plein temps, alors que les universitaires (plutôt entre 95 et 97) ont une probabilité majeure de rentrer parmi les moyens hauts salaires. L'âge reste aussi une variable significative: autant les jeunes que les plus âgés ont peu de chances (surtout entre 95 et 97) de faire leur apparition auprès des mieux rémunérés. Finalement, une diminution de la taille du ménage augmente les probabilités de commencer une activité à plein temps.

[TABLEAU 7 ICI]

Pour finir, nous pouvons apporter quelques commentaires au niveau de la variable qui capture les personnes dont le niveau de formation s'est accru pendant l'enquête²⁴. Comme nous pouvions le prévoir, l'obtention d'un diplôme supplémentaire durant la période d'analyse augmente la probabilité d'accéder à des professions à plein temps et accroît les possibilités des personnes faiblement rémunérées de franchir le seuil de bas salaires.

4. CONCLUSIONS

Dans cette étude nous avons examiné certaines questions liées à la dynamique des salaires des travailleurs suisses durant la récession des années 90. Vu que les travaux antérieurs se sont limités à des analyses de données transversales, en faisant usage de la dimension longitudinale de l'ESPA nous espérons ainsi avoir comblé certaines lacunes se rapportant à la mobilité salariale dans le contexte suisse.

En bâtissant la transition entre la dimension statique et la dimension longitudinale, dans la première partie de l'article nous avons remis en cause certaines conclusions qui pouvaient ressortir d'une analyse transversale de deux distributions des revenus professionnels. Les principaux points ayant émergé de l'analyse sont les suivants: 1) la comparaison transversale dans le temps de deux distributions des revenus a affiché une certaine stabilité dans la répartition des salaires auprès de la population active à plein temps et une courbe de fréquence qui est restée plutôt compacte pendant les années de crise; 2) les perspectives de mobilité qui se manifestent pour les bas salaires sont beaucoup moins bonnes que celles des mieux rémunérés; en effet, plus d'un tiers des bas salaires ne se retrouvent plus dans ce groupe deux ans après, mais pour une bonne partie d'entre eux cette transition se traduit par une sortie vers le *part-time*, le chômage ou la non-activité; 3) cette tendance s'accroît pendant la crise, qui a donc fini par dégrader la situation de cette catégorie; 4) par conséquent, il semblerait que la frontière séparant l'emploi à faible salaire et d'autres situations précaires soit très perméable, les transitions entre bas salaire et *part-time*, chômage ou non-activité devenant de plus en plus importantes; 5) en revanche, il apparaît qu'une fois parmi les mieux rémunérés (Q4), il est très peu probable de tomber en dessous du seuil de bas salaire ou de perdre une activité à plein temps.

²⁴ Pour ce faire, nous avons ajouté à nos modèles cette variable, mais seulement pour la période 92-94 pour les raisons déjà expliquées. Nous n'avons pas présenté les tableaux.

Parmi les résultats principaux des modèles logit polytomiques, nous avons trouvé que les hommes ont une probabilité majeure d'accéder au marché du travail à plein temps, un risque mineur d'en sortir et plus de possibilités de passer des bas aux hauts salaires; quant à l'origine, les Suisses risquent moins de descendre vers les bas salaires et ont plus de probabilités que les étrangers de faire le parcours inverse. Les personnes ayant un faible niveau de formation ont plus de risques de descendre dans l'échelle, alors que ceux ayant un diplôme post-apprentissage bénéficient des probabilités inverses. Les jeunes et les personnes ayant au maximum deux ans d'expérience au sein d'un établissement sont aussi deux catégories assez faibles. Ces derniers sont confrontés à un risque de perdre une activité à plein temps, alors que les néo-actifs à plein temps et bien payés risquent de tomber parmi les bas salaires. Cela confirme une certaine tendance à des transitions entre des situations de non-emploi à plein temps et des emplois fragiles.

Globalement, ce travail nous a donc permis de relativiser la stabilité de la distribution des revenus professionnels, dont l'évolution pendant la crise a été très limitée, et la faible augmentation du taux des bas salaires calculés avec des données transversales. Il apparaît en effet que la distribution des salaires soit restée compacte au prix d'une expulsion d'une bonne partie des bas salaires de la population active à plein temps. En d'autres termes, la période de crise économique en Suisse n'aurait pas tellement eu de répercussions au niveau de la répartition des rémunérations des actifs à plein temps mais plutôt au niveau de l'accès à un emploi stable à plein temps. La part croissante des personnes qui transitent entre des situations professionnelles fragiles a renforcé la présence d'une trappe de précarité. A ce sujet, il reste sans doute qu'il serait fort intéressant de mener une analyse semblable dans le cadre d'une période de croissance, pour tester notamment l'existence d'une trappe de précarité lorsque l'évolution de l'économie offre des meilleures perspectives aux travailleurs. Nous pourrions notamment nous questionner sur les conséquences d'une reprise économique au niveau de marché du travail, en essayant d'analyser quels groupes de travailleurs en bénéficient le plus.

BIBLIOGRAPHIE

AKERLOF, G.A. ET J.L. YELLEN (eds., 1986): *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, Cambridge University Press, Cambridge.

- ATKINSON, A.B.** (1995), *Public Economics in Action*, Clarendon Press, Oxford.
- ATKINSON, A.B.** (1999), *The Economic Consequences of Rolling Back the Welfare State*, Cambridge - Massachussets, MIT Press.
- ATKINSON, A.B., F. BOURGUIGNON ET C. MORRISON** (1988), "Earnings Mobility", *European Economic Review*, 32, 619-632.
- BIGARD, A., Y. GUILLOTIN ET C. LUCIFORA** (1998), "Earnings Mobility: An International Comparison of Italy and France", *Review of Income and Wealth*, Series 44, No 4, 535-554.
- 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.
- BOLZANI, E. ET R. ABUL NAGA** (2001): "La distribution des salaires en Suisse : Quelques observations sur la récession des années 90", à paraître dans: *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*.
- BUCHINSKY, M. ET J. HUNT** (1996), "Wage Mobility in the United States", NBER, Working Paper Series, 5455.
- BURKHAUSER, R.V., D. HOLTZ-EAKIN, S.E. RHODY** (1997), "Labor Earnings Mobility and Inequality in the United States and Germany during the Growth Years of the 1980S", *International Economic Review*, Vol. 38 (4), 775-794.
- DEUTSCH, J., Y. FLÜCKIGER ET J. SILBER** (1999), "La population des 'bas salaires' et des 'working poors' en Suisse", dans: *Comprendre la pauvreté pour mieux la combattre: rapport sur la pauvreté sous l'angle de la statistique* (éd. R. Fluder, M. Nolde, T. Priester et A. Wagner), OFS, Neuchâtel, 247-245.
- FLÜCKIGER, Y.** (1998), "The Labour Market in Switzerland : the End of a Special Case?", *International Journal of Manpower*, 19.
- FRIEDMAN, M.** (1976): *Price Theory*, New York, Aldine.
- HECKMAN, J.J.** (1981), "Statistical Models for Discrete Panel data", dans: *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications* (C.M. Manski and D. McFadden eds.), Cambridge - Massachussets, The MIT Press, 114-178.
- 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), 289-305.
- LILLARD, L.A. ET R.J. WILLIS** (1978), "Dynamic Aspects of Earning Mobility", *Econometrica*, Vol. 46 (5), 985-1012.
- MADDALA, J.S.** (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.
- MALCOMSON, J.M.** (1986), "Work Incentives, Hierarchy, and Internal Labor Markets", dans: *Efficiency Wage Models of the Labor Market* (Akerlof, G.A. et Yellen, J.L. eds.), Cambridge, Cambridge University Press.
- OCDE** (1996), "Inégalités des salaires, emplois à bas salaires et mobilité salariale", *Perspectives de l'emploi* (Juillet, Chapitre 3), 65-118, Paris, Organisation de Coopération et Développement Economique.
- OCDE** (1997), "Mobilité salariale: adopter une vue à plus long terme", *Perspectives de l'emploi* (Juillet, Chapitre 2), 29-68, Paris, Organisation de Coopération et Développement Economique.

- SLOANE, P.J. ET I. THEODOSSIOU** (1996), "Earnings Mobility, Family Income and Low Pay", *The Economic Journal*, 657-666.
- SLOANE, P.J. ET I. THEODOSSIOU** (1998, [1]), "Methodological and Econometric Issues in the Measurement of Low Pay and earnings Mobility", dans: *Low Pay and Earnings Mobility in Europe* (R. Asplund, P.J. Sloane and I. Theodossiou eds.), Cheltenham - UK -, Edward Elgar.
- SLOANE, P.J. ET I. THEODOSSIOU** (1998, [2]), "An Econometric Analysis of Low Pay and earnings Mobility in Britain", dans: *Low Pay and Earnings Mobility in Europe* (R. Asplund, P.J. Sloane and I. Theodossiou eds.), Cheltenham - UK -, Edward Elgar.
- STEWART, M.B. ET J.K. SWAFFIELD** (1998), "The Earnings Mobility of Low-Paid workers in Britain", dans: *Low Pay and Earnings Mobility in Europe* (ed. by. R. Asplund, P.J. Sloane et I. Theodossiou), Cheltenham - UK -, Edward Elgar.
- STEWART, M.B. ET J.K. SWAFFIELD** (1999), "Low Pay Dynamics and Transition Probabilities", *Economica*, 66, 23-42.
- WEISS, A.** (1991), *Efficiency Wages: Models of Unemployment, Layoffs, and Wage Dispersion*, Oxford, Clarendon Press.
- WELCH, F.** (1997): "In Defense of Inequality", *American Economic Review* 87 (Papers and Proceedings), 1-17.

TABLEAU I – STATISTIQUE DESCRIPTIVE DES VARIABLES, PANEL 1992-1994

Nom	Définition	Moyenne	Ecart-type	Nb. Obs.
Sexe	Dummy pour hommes	0.44	0.50	2957
Nat	Dummy pour suisses	0.88	0.33	5875
Mar	Personnes mariées	0.53	0.50	3527
D_ale	Domicile en suisse alémanique	0.57	0.49	3852
D_tro	Domicile dans le Triangle d'Or	0.29	0.45	1916
D_agglo	Domicile dans une agglomération urbaine	0.46	0.50	3113
Varcan	Changé de canton entre 1992 et 1994	0.02	0.15	164
Edupri	Education primaire	0.24	0.43	1612
Edusec	Education secondaire	0.58	0.49	3907
Edumet	Maîtrise ou école technique	0.08	0.26	508
Eduhep	Haute école prof. ou technique	0.03	0.17	190
Eduuni	Université	0.07	0.26	496
Varedu	Diplôme supplémentaire acquis entre 1992 et 1994	0.03	0.16	174
Age	Age	45.5	18.68	6713
Age25	Age ≤ 25	0.14	0.35	969
Age26-35	Age entre 26 et 35	0.23	0.42	1545
Age36-49	Age entre 36 et 49	0.23	0.42	1560
Age50	Age ≥ 50	0.39	0.49	2639
Varmen-u	↑ taille du ménage entre 1992 et 1994	0.10	0.30	689
Varmen-d	↓ taille du ménage entre 1992 et 1994	0.09	0.29	626
Vtimen-u	↑ taux d'occupation des autres membres ménage	0.09	0.29	623
Vtimen-d	↓ taux d'occupation des autres membres ménage	0.12	0.33	830
O92	Non actif, chômeur ou à temps partiel en 1992	0.57	0.49	3861
B92	Bas salaire en 1992	0.11	0.31	717
MH92	Haut salaire en 1992	0.32	0.47	2135
O-eta2	Occupé dans un établissement depuis ≤ 2 ans	0.23	0.42	665
O-eta6	Occupé dans un établissement depuis ≥ 6 ans	0.47	0.50	1353
O-inin2	Occupé depuis ≤ 2 ans	0.05	0.21	128
O-inin6	Occupé depuis ≥ 6 ans	0.84	0.37	2386
Ind	Indépendant	0.09	0.28	254
Prim	Secteur primaire	0.01	0.12	42
Sec	Secteur secondaire	0.29	0.45	832
Ter1	Secteur tertiaire traditionnel	0.22	0.41	630
Ter2	Secteur tertiaire « étatique et organisations »	0.30	0.46	858
Ter3	Secteur tertiaire avancé	0.17	0.38	490
Teta0	Occupé dans une petite entreprise (1-10 employés)	0.26	0.44	751
Teta1	Occ. dans une entr. de taille moy. (11-100 empl.)	0.35	0.48	1000
Teta2	Occupé dans une grande entreprise (>100 empl.)	0.39	0.49	1101
O94	Non actif, chômeur ou à temps partiel en 1994	0.60	0.49	3994
B94	Bas salaire en 1994	0.10	0.30	682
MH94	Haut salaire en 1994	0.30	0.46	2037

- Notes:**
1. Le nombre d'observations total est 6713.
 2. Toutes les variables liées au marché du travail ou les variables démographiques, à part celles qui décrivent un changement intervenu pendant la période de l'enquête ou O94, B94 et MH94, se réfèrent à la situation des interrogés en 1992, soit à la période initiale du panel.
 3. Les variables liées à la situation sur le marché du travail sont bien entendu utilisées seulement pour modéliser les caractéristiques des personnes dont la situation initiale est soit « B92 » soit « MH92 » (et dont au départ de l'analyse sont des actifs occupés). Leurs moyennes et écart-types sont donc calculées seulement sur le total des observations relatives aux personnes exerçant une activité à plein temps en 1992, soit 2852 (=717 + 2135).

TABLEAU 2 – QUELQUES CHIFFRES EN DONNÉES TRANSVERSALES

	1993	1997
Salaire réel médian (prix 97)	67806	65228
Bas salaires, seuil 50%	4.7%	4.7%
Bas salaires, seuil 66%	14.1%	14.4%

TABLEAU 3 – MATRICES DE TRANSITION: 1993-1997

ECHANTILLON TOTAL		Etat final – 1997							
		NA	Chom	PT	Q1	Q2	Q3	Q4	Σ
Etat Initial 1993	NA	81.8 (0.0140)	1.6 (0.0046)	6.3 (0.0088)	7.7 (0.0097)	1.7 (0.0047)	0.7 (0.0030)	0.1 (0.0011)	100
	Chom	47.2 (0.0810)	15.6 (0.0589)	13.2 (0.0549)	10.2 (0.0491)	5.0 (0.0354)	7.4 (0.0425)	1.4 (0.0191)	100
	PT	18.8 (0.0246)	2.4 (0.0096)	67.0 (0.0296)	4.8 (0.0135)	2.9 (0.0106)	4.1 (0.0125)	0.0 (0.0000)	100
	Q1	11.7 (0.0234)	7.2 (0.0188)	11.6 (0.0233)	42.2 (0.0359)	23.1 (0.0307)	2.8 (0.0120)	1.5 (0.0088)	100
	Q2	5.6 (0.0168)	0.4 (0.0046)	6.6 (0.0181)	12.1 (0.0238)	50.4 (0.0365)	24.2 (0.0312)	0.8 (0.0065)	100
	Q3	8.8 (0.0197)	1.7 (0.0090)	5.5 (0.0159)	3.8 (0.0133)	11.2 (0.0220)	46.6 (0.0348)	22.4 (0.0290)	100
	Q4	6.8 (0.0186)	1.5 (0.0090)	4.0 (0.0144)	1.6 (0.0093)	2.1 (0.0106)	12.9 (0.0247)	71.2 (0.0334)	100
	SELECTION 25-55 ANS		Etat final – 1997						
		NA	Chom	PT	Q1	Q2	Q3	Q4	Σ
Etat Initial 1993	NA	68.5 (0.0374)	3.2 (0.0142)	26.2 (0.0354)	0.8 (0.0072)	0.0 (0.0000)	0.7 (0.0067)	0.6 (0.0062)	100
	Chom	30.9 (0.0985)	24.7 (0.0919)	20.0 (0.0853)	9.5 (0.0625)	6.4 (0.0522)	8.4 (0.0591)	0.0 (0.0000)	100
	PT	8.8 (0.0207)	3.2 (0.0128)	78.1 (0.0302)	4.2 (0.0146)	4.2 (0.0146)	1.5 (0.0089)	0.0 (0.0000)	100
	Q1	5.7 (0.0189)	5.4 (0.0185)	8.9 (0.0232)	60.4 (0.0399)	16.4 (0.0302)	2.6 (0.0130)	0.6 (0.0063)	100
	Q2	2.5 (0.0123)	0.4 (0.0050)	5.8 (0.0184)	22.9 (0.0330)	47.9 (0.0392)	18.4 (0.0304)	2.0 (0.0110)	100
	Q3	2.5 (0.0127)	1.5 (0.0099)	3.3 (0.0146)	5.3 (0.0183)	18.8 (0.0319)	53.0 (0.0408)	15.5 (0.0295)	100
	Q4	0.7 (0.0067)	1.8 (0.0107)	3.3 (0.0144)	1.2 (0.0088)	2.7 (0.0131)	17.1 (0.0304)	73.1 (0.0358)	100

Notes: 1. « NA » sont les non-actifs, « Chom » les chômeurs et « PT » les travailleurs à temps partiel.
 2. Q1, Q2, Q3 et Q4 sont les quartiles de la distribution des salaires à plein temps.
 3. Les probabilités de transitions sont les fréquences indiquées ci-dessus, après division par 100. Les erreurs-types (apparaissant entre parenthèses) se rapportent elles aux probabilités de transitions.

TABLEAU 4 – LES TRANSITIONS DES BAS ET DES HAUTS SALAIRES

	Non actif	Chômeur	Part-time	Q1	Q 2	Q3	Q4	Σ
92→94 (25-55 ans)								
Q1	4.0 (0.0082)	3.4 (0.0076)	7.9 (0.0113)	64.6 (0.0200)	17.3 (0.0158)	1.2 (0.0046)	1.5 (0.0051)	100
Q2	3.3 (0.0074)	3.2 (0.0073)	2.7 (0.0067)	15.6 (0.0150)	57.5 (0.0204)	15.7 (0.0150)	1.9 (0.0056)	100
Q3	1.8 (0.0057)	1.2 (0.0046)	3.1 (0.0074)	2.1 (0.0061)	18.2 (0.0164)	61.6 (0.0207)	12.1 (0.0139)	100
Q4	0.4 (0.0026)	0.4 (0.0026)	1.9 (0.0057)	1.4 (0.0049)	2.7 (0.0067)	16.7 (0.0155)	76.5 (0.0176)	100
95→97 (25-55 ans)								
Q1	4.2 (0.0093)	5.8 (0.0108)	8.0 (0.0125)	66.0 (0.0219)	13.9 (0.0160)	1.2 (0.0050)	0.9 (0.0044)	100
Q2	2.1 (0.0063)	2.0 (0.0062)	4.8 (0.0094)	18.9 (0.0172)	57.1 (0.0217)	14.1 (0.0153)	1.1 (0.0046)	100
Q3	0.8 (0.0039)	0.8 (0.0039)	3.7 (0.0082)	3.5 (0.0080)	16.6 (0.0161)	62.3 (0.0210)	12.4 (0.0143)	100
Q4	0.2 (0.0021)	1.1 (0.0048)	2.1 (0.0066)	2.3 (0.0070)	3.7 (0.0088)	10.8 (0.0144)	79.8 (0.0186)	100

Notes: 1. « NA » sont les non-actifs, « Chom » les chômeurs et « PT » les travailleurs à temps partiel.
 2. Q1, Q2, Q3 et Q4 sont les quartiles de la distribution des salaires à plein temps.
 3. Les probabilités de transitions sont les fréquences indiquées ci-dessus, après division par 100. Les erreurs-types (apparaissant entre parenthèses) se rapportent elles aux probabilités de transitions.

TABLEAU 5 – PROBABILITÉS DE TRANSITION 92→94 ET 95→97 POUR LES MOYEN-HAUTS SALAIRES EN PÉRIODE INITIALE, MODÈLE MNL

Variable	MNL 92→94						MNL 95→97					
	MH → B/MH		MH → O/MH		MH → B/O		MH → B/MH		MH → O/MH		MH → B/O	
	rrr	z	rrr	z	rrr	z	rrr	z	rrr	z	rrr	z
Sexe	1.00	-0.01	0.27	-7.02	3.67	3.70	0.37	-3.40	0.25	-6.60	1.49	1.17
Nat	0.54	-2.24	0.77	-1.16	0.70	-1.07	0.59	-1.64	1.34	0.96	0.44	-1.96
Mar	0.95	-0.21	1.15	0.80	0.82	-0.66	0.57	-2.11	1.16	0.78	0.49	-2.26
D_ale	1.11	0.46	1.12	0.68	0.99	-0.02	0.84	-0.67	1.07	0.33	0.78	-0.76
Varcan	1.28	0.44	2.20	2.28	0.58	-0.84	1.30	0.45	1.75	1.41	0.74	-0.45
Edupri	2.51	2.88	1.23	0.69	2.04	1.72	1.70	1.44	0.84	-0.49	2.03	1.46
Edumet	0.33	-2.35	0.69	-1.38	0.47	-1.39	0.30	-2.23	0.63	-1.47	0.48	-1.20
Eduhep	0.37	-1.35	0.74	-0.77	0.50	-0.84	0.43	-1.33	1.58	1.54	0.27	-1.92
Eduni	0.47	-1.51	1.02	0.09	0.46	-1.43	0.34	-1.92	0.78	-0.87	0.43	-1.36
Age25	2.77	2.40	1.18	0.45	2.35	1.60	2.57	1.98	1.45	0.83	1.77	0.93
Age26_35	1.54	1.45	1.20	0.77	1.28	0.67	1.49	1.35	1.96	2.62	0.76	-0.72
Age50	1.44	1.09	5.09	7.62	0.28	-3.30	1.33	0.85	6.24	7.63	0.21	-3.91
Varmen_u	0.91	-0.28	2.44	3.90	0.37	-2.47	1.75	1.70	2.18	3.24	0.80	-0.58
Varmen_d	1.30	0.60	2.02	2.38	0.65	-0.85	1.26	0.47	1.45	1.11	0.87	-0.24
Vtimen_u	1.25	0.72	0.82	-0.78	1.52	1.10	0.77	-0.82	0.88	-0.57	0.87	-0.35
Vtimen_d	0.90	-0.30	0.72	-1.17	1.24	0.48	0.51	-1.37	0.94	-0.22	0.54	-1.09
O_eta2	1.00	0.01	1.36	1.30	0.74	-0.78	1.20	0.50	1.78	2.06	0.68	-0.90
O_eta6	0.89	-0.40	0.75	-1.35	1.19	0.49	1.28	0.80	1.39	1.35	0.92	-0.22
O_inin2	2.27	1.39	1.55	0.96	1.47	0.55	7.29	2.69	1.97	1.29	3.71	1.55
O_inin6	0.80	-0.59	0.99	-0.04	0.80	-0.46	1.63	0.86	0.69	-1.09	2.38	1.35
D_ind	1.60	1.30	1.54	1.32	1.04	0.08	2.97	3.03	1.07	0.19	2.77	2.15
Prim	2.23	1.33	0.77	-0.25	2.90	0.90	1.85	1.08	0.83	-0.23	2.23	0.87
Ter1	1.11	0.36	1.30	1.07	0.86	-0.43	0.84	-0.56	0.63	-1.65	1.32	0.69
Ter2	0.51	-2.09	1.24	1.00	0.41	-2.36	0.35	-2.93	0.78	-1.13	0.45	-2.00
Ter3	0.46	-1.98	0.80	-0.83	0.58	-1.21	0.54	-1.69	0.70	-1.40	0.77	-0.61
Teta0	1.53	1.55	0.97	-0.13	1.58	1.32	1.57	1.50	1.17	0.63	1.34	0.79
Teta2	0.48	-2.52	1.21	1.08	0.39	-2.79	0.53	-2.11	0.96	-0.23	0.55	-1.73
No. Obs.	2151						1808					
Test du LR	270.36						256.99					
Pseudo R²	0.128						0.138					

Notes: 1. Le groupe « bas » se rapporte au premier quartile, « haut » regroupe les moyens et hauts salaires, alors que « out » regroupe les non-actifs à plein temps.
2. *rrr* est le ratio des risques relatifs (par rapport au groupe indiqué en caractères gras), et *z* est le coefficient standardisé par son écart-type.

TABLEAU 6 – PROBABILITÉS DE TRANSITION 92→94 ET 95→97 POUR LES BAS SALAIRES EN PÉRIODE INITIALE, MODÈLE MNL

Variable	MNL 92→94						MNL 95→97					
	B → MH/B		B → O/B		B → O/MH		B → MH/B		B → O/B		B → O/MH	
	rrr	z	rrr	z	rrr	z	rrr	z	rrr	z	rrr	z
Sexe	3.97	6.02	0.92	-0.36	0.23	-5.29	3.39	4.75	0.97	-0.11	0.29	-4.14
Nat	2.45	3.17	2.95	3.60	1.20	0.52	1.54	1.18	1.32	0.91	0.86	-0.36
Mar	2.11	2.86	2.12	2.86	1.00	0.01	1.15	0.48	1.36	1.17	1.18	0.50
D_ale	1.11	0.51	0.67	-1.84	0.60	-1.96	1.13	0.45	1.14	0.54	1.01	0.03
Varcan	2.73	1.86	0.95	-0.08	0.35	-1.44	2.33	1.42	1.27	0.37	0.54	-0.90
Edupri	0.65	-1.47	0.98	-0.08	1.49	1.15	0.34	-2.74	1.34	1.07	3.93	3.20
Edumet	4.30	2.96	2.19	1.43	0.51	-1.26	2.52	1.77	1.38	0.58	0.55	-0.96
Eduhep	0.75	-0.24	1.83	0.72	2.44	0.72	5.00	1.23	4.36	1.11	0.87	-0.12
Eduni	1.75	0.75	1.31	0.37	0.75	-0.34	2.85	1.23	2.78	1.15	0.98	-0.03
Age25	1.27	0.71	1.42	0.96	1.12	0.26	1.03	0.07	1.24	0.58	1.21	0.41
Age26_35	1.51	1.38	1.55	1.27	1.02	0.06	1.45	1.08	1.64	1.47	1.13	0.30
Age50	0.47	-1.84	3.28	3.27	7.00	4.07	0.59	-1.16	2.04	1.99	3.45	2.44
Varmen_u	0.90	-0.34	2.30	2.83	2.55	2.72	1.00	0.00	1.43	1.06	1.43	0.84
Varmen_d	0.50	-1.80	0.77	-0.68	1.53	0.91	0.57	-1.06	0.92	-0.19	1.62	0.81
Vtimen_u	1.28	0.73	0.95	-0.15	0.74	-0.74	1.02	0.05	1.26	0.67	1.23	0.49
Vtimen_d	2.31	2.44	1.36	0.83	0.59	-1.28	0.73	-0.75	1.30	0.74	1.78	1.22
O_eta2	1.19	0.67	1.39	1.26	1.17	0.51	1.27	0.75	1.07	0.23	0.84	-0.45
O_eta6	1.86	2.11	1.04	0.11	0.56	-1.59	1.27	0.72	0.88	-0.42	0.69	-0.95
O_inin2	0.60	-1.13	0.87	-0.33	1.46	0.72	0.52	-1.22	1.40	0.76	2.71	1.65
O_inin6	0.98	-0.08	0.90	-0.38	0.92	-0.25	1.59	1.35	1.27	0.74	0.80	-0.56
D_ind	0.54	-1.51	0.64	-1.07	1.19	0.35	0.88	-0.28	0.78	-0.60	0.88	-0.25
Prim	0.40	-1.21	0.26	-1.20	0.66	-0.33	0.51	-0.99	0.20	-1.94	0.39	-1.00
Ter1	1.03	0.10	1.20	0.66	1.17	0.47	0.94	-0.19	0.65	-1.52	0.69	-1.03
Ter2	2.59	3.13	2.19	2.50	0.85	-0.46	1.23	0.57	0.95	-0.14	0.77	-0.61
Ter3	1.88	1.74	1.56	1.18	0.83	-0.42	1.76	1.40	0.69	-0.89	0.39	-1.92
Teta0	1.23	0.77	1.29	0.95	1.05	0.14	0.69	-1.19	1.16	0.52	1.69	1.44
Teta2	1.71	2.10	1.23	0.75	0.71	-1.06	1.31	0.87	0.99	-0.04	0.76	-0.77
No. Obs.	701						551					
Test du LR	171.70						100.06					
Pseudo R²	0.123						0.091					

Notes: 1. Le groupe « bas » se rapporte au premier quartile, « haut » regroupe les moyens et hauts salaires, alors que « out » regroupe les non-actifs à plein temps.
2. *rrr* est le ratio des risques relatifs (par rapport au groupe indiqué en caractères gras), et *z* est le coefficient standardisé par son écart-type

TABLEAU 7 – PROBABILITÉS DE TRANSITION 92 →94 ET 95 →97 POUR LES PERSONNES « OUT » EN PÉRIODE INITIALE, MODÈLE MNL

Variable	MNL 92→94						MNL 95→97					
	O → B/O		O → MH/O		O → MH/B		O → B/O		O → MH/O		O → MH/B	
	rrr	z	rrr	z	rrr	z	rrr	z	rrr	Z	rrr	z
Sexe	1.44	1.66	6.92	7.00	4.79	4.60	1.60	2.18	2.99	4.42	1.87	2.02
Nat	0.81	-0.72	0.60	-1.41	0.74	-0.69	0.63	-1.62	0.65	-1.23	1.03	0.07
Mar	0.31	-4.13	0.44	-2.90	1.41	0.89	0.22	-4.96	0.42	-3.35	1.88	1.66
D_ale	0.86	-0.76	1.53	1.75	1.78	1.91	1.00	0.00	1.29	1.04	1.29	0.84
Varcan	2.22	1.85	0.70	-0.46	0.32	-1.38	1.62	1.08	2.40	2.05	1.48	0.70
Eduprim	0.67	-1.74	0.11	-4.90	0.17	-3.67	0.58	-2.23	0.11	-5.26	0.19	-3.59
Edumet	0.85	-0.30	1.69	1.29	1.99	1.06	0.76	-0.36	0.54	-0.83	0.70	-0.34
Eduhep	1.21	0.18	4.39	2.28	3.63	1.11	2.73	1.72	2.89	2.24	1.06	0.08
Eduni	0.35	-1.71	0.68	-0.93	1.94	0.93	0.76	-0.55	2.28	2.53	3.01	1.97
Age25	2.20	2.25	0.43	-2.21	0.19	-3.28	1.90	1.86	0.86	-0.41	0.45	-1.67
Age26_35	1.67	1.56	0.99	-0.05	0.59	-1.24	1.15	0.41	0.96	-0.15	0.84	-0.43
Age50	0.11	-5.16	0.02	-7.23	0.15	-2.68	0.05	-5.76	0.08	-6.58	1.49	0.62
Varmen_u	0.54	-1.47	0.95	-0.14	1.76	1.01	1.22	0.56	1.88	1.95	1.54	0.96
Varmen_d	2.65	3.44	1.87	1.74	0.70	-0.81	2.13	2.56	3.09	3.15	1.45	0.88
Vtimen_u	1.45	1.29	0.69	-0.77	0.48	-1.37	1.16	0.59	1.31	0.92	1.13	0.34
Vtimen_d	0.95	-0.17	2.05	2.17	2.16	1.82	1.17	0.51	0.81	-0.54	0.69	-0.79
No. Obs.	3861						3378					
Test du LR	483.15						505.57					
Pseudo R²	0.249						0.257					

Notes: 1. Le groupe « bas » se rapporte au premier quartile, « haut » regroupe les moyens et hauts salaires, alors que « out » regroupe les non-actifs à plein temps.
 2. *rrr* est le ratio des risques relatifs (par rapport au groupe indiqué en caractères gras), et *z* est le coefficient standardisé par son écart-type.

Graphique 1 - Distrib. du revenu prof. annuel brut des actifs à plein temps, 1993 vs 1997 (prix 97)

