

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2002 / 11

La dynamique des bas revenus :  
Une analyse des entrées-sorties de pauvreté

Jean-Paul ZOYEM

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

**G 2002 / 11**

**La dynamique des bas revenus :  
Une analyse des entrées-sorties de pauvreté**

Jean-Paul ZOYEM \*

SEPTEMBRE 2002

---

\* Faisait partie du Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales » au moment de la rédaction de ce document.

## La dynamique des bas revenus : Une analyse des entrées-sorties de pauvreté

### Résumé

Depuis 1994, le « Panel européen des ménages » permet de suivre annuellement l'évolution des revenus des ménages français et la situation d'emploi de leurs membres mois par mois. Ce document évalue l'impact des changements de situations sur le marché du travail et de certains événements familiaux sur les entrées et sorties de pauvreté, à partir des cinq premières vagues, pour les ménages d'âge actif.

Avec un seuil de pauvreté égal à 60% de la médiane des revenus par unité de consommation, on estime l'incidence de la pauvreté, pour les ménages présents à toutes les vagues, à 13% en 1994 et à 31% sur cinq ans (1994-1998). Un tiers des ménages pauvres une année ne le sont plus l'année suivante alors que 6% des non pauvres le deviennent. Les revenus d'activité contribuent de façon prépondérante aux variations de niveau de vie lors de ces transitions.

Une estimation des entrées de pauvreté par un modèle Probit à erreurs composées sur données « poolées » montre que les évolutions de la situation de l'emploi ont une forte influence : les augmentations du volume d'activité favorisent les sorties de pauvreté alors que les diminutions contribuent à l'accroissement du risque d'entrée en pauvreté. Pour les couples, les naissances augmentent le risque de devenir pauvre, mais ne modifient pas significativement les chances de sortir de pauvreté. A contrario, le départ d'un enfant du foyer parental augmente les chances de sortir de pauvreté, mais ne modifie pas significativement le risque d'y entrer. Un niveau d'études élevé protège contre la pauvreté, mais ne semble pas plus favorable à la sortie une fois qu'on devient pauvre.

**Mots-clés** : Dynamique des bas revenus, Pauvreté, Modèle Probit, Panel

## Low Income Dynamics : Analyzing poverty exits and entries

### Abstract

Since 1994, the European Community Household Panel provides information on changes in the French households income and on household situation vis-à-vis the labour market month after month. Using the five available waves, this paper investigates the impact of some family events and changes in the job market situation on poverty exits and entries. The analysis focuses on working age households.

Poor households are defined as those with a living standard lower than 60% of the median equivalent income. Five years poverty incidence is found to be 31%, that is twice as larger as one year incidence. One third of poor households exit from poverty in the year after while 6% of non-poor fall into. Labour income has a major contribution to changes in living standard level.

An econometric estimation of poverty flows leads to the following results: Changes in employment situations have a major impact on poverty entries and exits. Probability of poverty exit increases with the number of working months while the risk of entering poverty increases when the number of working months decreases. For couples, child births increase the risk of poverty entry, but do not modify the probability of poverty exit. After a child departure the household is more likely to exit poverty, but the risk of poverty entry is not significantly affected. A high education level protects against poverty entry, but does not increase the chances of living poverty.

**Keywords**: Low Income Dynamics, Poverty, Probit Model, Panel

**Classification JEL** : I32, C23, C25

## Introduction

La question de l'impact des événements d'emplois et des événements familiaux sur la dynamique des revenus est l'objet de préoccupations pour les économistes depuis plusieurs années. En 1986, Bane et Ellwood examinaient déjà les facteurs déterminants de la dynamique de la pauvreté. Plus récemment, avec le développement des enquêtes de panel auprès des ménages, plusieurs chercheurs se sont intéressés à cette question. En France, Maurin et Chambaz (1996) montrent à partir de la série des enquêtes de conjoncture que la population des ménages pauvres se renouvelle de moitié chaque année. Dubois et Jeandidier (2000) utilisent le « Panel lorrain » pour mettre en évidence des liens forts entre les transitions sur le marché du travail et les entrées et sorties de pauvreté en région lorraine. Une étude en cours (Breuil, Hourriez et Lollivier, 2001) analyse à partir du « Panel européen des ménages » l'impact des événements d'emplois sur les variations de niveaux de vie. A l'étranger plusieurs chercheurs se sont intéressés à cette question, notamment dans les pays en voies de développement à partir des enquêtes LSMS (Leaving Standard Measurement Study) que la Banque mondiale a réalisées dans différents pays au milieu des années 1980. On peut citer entre autres les travaux d'Okrassa (2000) sur les entrées et sorties de pauvreté en Pologne et de Van de Wall et al. pour l'analyse de l'impact des transferts sociaux sur la dynamique de la pauvreté en Hongrie. Dans les pays occidentaux, d'autres sources ont été mobilisées, notamment par Antolin et al. (1999) qui montrent à partir d'une étude sur quatre pays de l'OCDE que l'emploi et ses mouvements sont déterminants sur les entrées et sorties de pauvreté et sur les durées des périodes de pauvreté.

Comme ces auteurs, nous cherchons ici à évaluer l'impact des événements d'emploi et des événements familiaux sur les entrées et sorties de pauvreté. Les études déjà faites pour la France l'ont été soit à un niveau régional (Dubois et Jeandidier, 2000), soit n'ont pas pris en compte les différents événements familiaux (Chambaz et Maurin, 1996). L'étude de Breuil, Hourriez et Lollivier (2001) est fondée, comme la nôtre, sur la partie française du Panel européen des ménages. Toutefois les méthodes d'analyse sont différentes<sup>1</sup>.

Ce document est organisé de la façon suivante. Une première partie présente quelques indicateurs longitudinaux de la pauvreté. Dans une deuxième partie, les probabilités d'entrée/sortie de pauvreté en fonction des caractéristiques socio-démographiques et des changements de situations familiales et professionnelles sont décrites à l'aide d'un modèle Probit à erreurs composées. Enfin, la troisième partie est consacrée à l'analyse des variations de revenus associées aux entrées-sorties de pauvreté. L'étude se concentre sur les ménages en âge d'activité (ménages dont la personne de référence est âgée de 17 à 60 ans et n'est ni étudiante, ni retraitée). Par ailleurs, compte tenu de la difficulté de suivre les ménages lors des ruptures conjugales ou des mises en couples les seuls événements familiaux analysés seront ceux relatifs aux naissances et aux départs d'enfants majeurs.

---

<sup>1</sup> Leur étude procède par comparaison des risques de pauvreté entre ménages selon qu'il y a eu événement d'emploi ou non, alors que nous nous intéressons aux transitions individuelles vers et hors de la pauvreté ; par ailleurs, leur étude ne traite pas des événements familiaux ; enfin, le niveau de vie utilisé ici est fondé sur le revenu annuel alors que leur travail s'appuie sur le revenu du ménage au moment de l'enquête, ces deux concepts n'aboutissant pas nécessairement au même diagnostic sur la pauvreté (Zoyem, 2001).

## I - Les indicateurs longitudinaux de pauvreté dans le panel européen des ménages

Les données en coupe transversale permettent d'établir le taux de pauvreté annuel des ménages défini comme la proportion de ménages dont le niveau de vie est inférieur à une fraction de la demi-médiane du revenu par unité de consommation (40%, 50% ou 60%). Dans cette étude, nous nous référons au seuil de 60% sauf indication contraire. Cette approche transversale ne donne qu'une vue partielle de la pauvreté dans un contexte économique où le développement de l'instabilité des emplois s'est traduit par une diffusion du risque de pauvreté à l'ensemble des catégories sociales<sup>2</sup>. Les enquêtes de panel ont l'avantage de permettre la construction d'indicateurs longitudinaux de pauvreté. Ces indicateurs peuvent être classés en trois catégories : les indicateurs d'incidence de la pauvreté, de flux d'entrée-sortie et de persistance (voir OCDE, 2001). Cette partie est consacrée à la présentation de ces indicateurs dans le cas français, tel qu'ils sont mesurés dans le panel européen des ménages (encadré n°1).

La construction et l'utilisation de ces indicateurs posent cependant un certain nombre de difficultés liées à la nature même des enquêtes de panel. Les données de panel sont en effet soumises à deux problèmes importants : l'attrition et la censure. L'attrition est caractérisée par la sortie de certains enquêtés de l'échantillon avant la dernière vague d'observation. Le problème de la censure apparaît lorsqu'on veut observer la durée d'un phénomène qui se produit, et qu'on ne connaît pas pour certains individus exposés à ce phénomène la date de début (censure à gauche) ou la date de fin (censure à droite). Une analyse de l'influence de l'attrition et de la censure sur les indicateurs longitudinaux de pauvreté est présentée en annexe.

### I.1 Définition des indicateurs longitudinaux de la pauvreté

Le premier indicateur de l'incidence de la pauvreté est défini par le risque pour le ménage de connaître au moins une fois la pauvreté sur toute la période d'observation. Ce risque est estimé ici par la proportion de ménage qui ont été pauvres au moins une année entre 1994 et 1998. Le tableau I.1 montre qu'un tiers (31%) des ménages présents à toutes les vagues entre la première et la cinquième ont connu la pauvreté au moins une année.

**Tableau I.1 : Nombre d'années de pauvreté selon l'année d'observation des ménages continûment présents entre les vagues 1 et 5 (seuil pauvreté=60% de la médiane du Revenu par UC)**

Présents de 1994 à ....	...1994 seulement	...1995	...1996	...1997	...1998
Aucune	86,9	81,4	77,8	74,8	68,6
Au moins une année de pauvreté entre 1994 et 1998 dont :	13,1	18,6	22,2	25,2	31,4
1 an	13,1	10,6	9,9	10,8	13,5
2 ans		8,1	6,1	5,3	5,6
3 ans			6,2	4,3	4,3
4 ans				4,8	3,7
5 ans					4,3
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : Panel européen des ménages, vagues 1 à 5

Champ : Ménage présent en vague 1, dont la personne de référence est âgée de 17 à 60 ans, n'est ni étudiante, ni retraitée

<sup>2</sup> Ce risque reste toutefois inégalement réparti au sein de la population.

### **Encadré n°1 : La partie française du panel européen des ménages**

Les données des cinq premières vagues françaises sont aujourd'hui disponibles. 7344 ménages ordinaires ont répondu à la première vague de l'enquête, soit 14330 personnes. A la cinquième vague, du fait de l'attrition, seuls 6 177 ménages ont répondu à l'enquête. Des informations disponibles dans ce panel permettent de suivre les évolutions du niveau de vie, de repérer les différents événements d'emploi et événements familiaux.

#### **L'activité dans le panel**

Un calendrier d'activité permet de connaître mois par mois depuis janvier 1993, les situations professionnelles des individus âgés de 17 ans et plus l'année de l'enquête. On sait pour ceux qui ont un emploi s'il s'agit d'une activité salariée ou non, en CDI ou en CDD, et à temps complet ou à temps partiel. L'existence des activités secondaires ou épisodiques est aussi connue. Les formes de l'inactivité sont spécifiées (retraite ou préretraite, études initiales, service national, autres études, maladie). Pour les périodes de chômage, le nombre de jours de chômage dans le mois est connu, de même que le mois où on a pu avoir une offre, mais qui n'a pas abouti.

Ce calendrier est particulièrement complexe et détaillé et, pour être utilisable, il a fait l'objet de corrections spécifiques (Breuil, Ponthieux et Zoyem, 2001). L'optique retenue pour la construction des trajectoires d'activité a été de résumer l'ensemble des situations déclarées un mois donné en une seule, ce qui permet d'aboutir facilement à des calendriers mensuels d'activité (mais a l'inconvénient par exemple de ne pas permettre de tenir compte de certaines situations ayant peu duré).

#### **Les revenus dans le panel**

Un calendrier des revenus permet de connaître également mois par mois depuis janvier 1993, les différents types de revenus que chaque individu a perçus. On connaît à la fois, pour chaque type de revenu (environ 50 postes), le montant total perçu au cours de l'année précédente, et le montant cumulé entre le début de l'année et la date de l'enquête (entre septembre et décembre). Le montant du mois n'est donc pas observé.

Tout comme le calendrier d'activité, le calendrier de revenus a fait l'objet de corrections visant notamment deux objectifs : assurer la cohérence entre le nombre total de mois déclarés et le nombre de mois cochés, et indiquer pour chaque mois de l'année si le revenu déclaré a été perçu ou non. Dans le cas particulier des salaires et de l'allocation de chômage, le calendrier d'activité a été utilisé prioritairement à toute autre information. Par ailleurs, les revenus liés au salaire ont été considérés comme ayant été perçus sur l'ensemble des mois où le bénéficiaire a déclaré un salaire. De même, l'indemnité de licenciement est considérée comme perçue au cours des mois où une allocation de chômage a été déclarée. Pour la première vague, seul le nombre de mois de perception du revenu avait été demandé pour l'année en cours (1994). Le calendrier des revenus de l'année 1994 est donc entièrement imputé pour cette vague. Des informations mensuelles sont également recueillies sur les aides en nature que reçoit le ménage.

En plus des revenus individuels, il a été posé à un membre du ménage (en général la personne de référence ou son conjoint) la question de savoir quel montant de revenu mensuel percevait actuellement son ménage.

Le second indicateur d'incidence de la pauvreté est le taux de pauvreté selon le revenu moyen sur la période d'observation. On calcule pour chaque ménage la moyenne des niveaux de vie observés sur l'ensemble des années où il a été présent dans l'échantillon. Le ménage est alors pauvre si ce niveau de vie est inférieur à la médiane calculée sur l'échantillon empilé pour lequel chaque ménage est présent autant de fois qu'il est présent dans le panel. Sur cette base, 10% des ménages continûment présents aux cinq vagues de l'enquête sont pauvres selon le seuil de pauvreté égal à 60% de la médiane du revenu par unité de consommation (tableau I.2). Cette proportion est d'environ deux points inférieure à celle qu'on observerait en se limitant au niveau de vie d'une année donnée pour les ménages présents dans

l'échantillon cette année et aux quatre autres années. Cette différence est due au lissage du niveau de vie à moyen terme.

La persistance de la pauvreté peut s'apprécier en fonction du nombre d'années passées dans cet état. Habituellement on considère qu'un ménage est pauvre de façon persistante lorsqu'il a été pauvre pendant un certain nombre d'années (au moins deux) au cours de la période observée<sup>3</sup>. Ici, la pauvreté persistante est définie par le fait d'avoir été pauvre au moins trois années (consécutives ou non) sur les cinq. Ainsi, 12% de ménages ont été pauvres de façon persistante alors que 13% l'ont été de façon passagère (une seule année sur les cinq).

Les flux d'entrée-sortie de pauvreté permettent aussi d'observer la pauvreté de façon longitudinale. Le flux de sortie de pauvreté est mesuré par la proportion des ménages pauvres l'année N et qui ne le sont plus l'année suivante. Cette proportion varie selon le seuil de pauvreté choisi. Ainsi, pour un seuil de pauvreté égal à 60% de la médiane du revenu par unité de consommation, un tiers des ménages pauvres ne le sont plus l'année suivante (32%)<sup>4</sup>. Inversement, le flux d'entrée en pauvreté est mesuré par la proportion de ménages non pauvres l'année N qui le deviennent l'année suivante ; c'est le cas de 6% de ménages initialement non pauvres.

Ces différents indicateurs donnent une image de la pauvreté longitudinale contrastée selon les caractéristiques des ménages. On constate pour les différentes catégories de ménages considérées que la proportion de pauvres persistants est à deux points près du même ordre que celle des pauvres selon le revenu permanent.

## ***1.2 L'incidence de la pauvreté selon les caractéristiques des ménages***

L'incidence et la persistance de la pauvreté sont plus fortes pour les familles nombreuses et les familles monoparentales : plus fréquemment pauvres en 1994, elles le sont également sur l'ensemble de la période 1994 à 1998. Près de la moitié (45%) des familles de ces deux catégories ont connu la pauvreté. Toutefois, la pauvreté paraît plus persistante pour les mères isolées que pour les familles nombreuses : l'expérience de la pauvreté a duré au moins trois ans pour 24% des premières contre 18% pour les secondes. Pour les hommes sans conjoint, l'incidence de la pauvreté, et dans une moindre mesure la persistance, est comparable à celle des familles nombreuses et monoparentales.

Observée sur une année, l'incidence de la pauvreté paraît plus forte en début et en fin de vie active : en 1994, la pauvreté a touché un ménage sur six parmi ceux dont la personne de référence est âgée de 17 à 24 et un peu plus parmi les 50 à 60 ans. Toutefois, elle est plus diffuse et beaucoup plus persistante pour ces derniers alors qu'elle est plutôt passagère chez les jeunes. En effet, deux ménages sur cinq parmi les 50 - 60 ans ont fait l'expérience de la pauvreté (dont 18% pendant trois ans au moins). Ces deux proportions sont de sept points plus faibles pour les moins de 25 ans.

Les ménages d'origines étrangères semblent nettement plus pauvres : trois quarts de ceux dont la personne de référence est issue d'un pays non membre de la CEE ont été pauvres au moins une année sur cinq, voire trois années pour la moitié d'entre eux. Pour les ménages dont la personne de référence est de nationalité française, ces proportions sont respectivement de 30% et 11%.

---

<sup>3</sup> Certains auteurs (OCDE, 2001, op. cit.) considèrent comme pauvres persistants ceux qui sont restés dans cet état sur l'ensemble de la période d'observation. Le taux de pauvreté persistante variera entre 4,3% et 18% selon qu'on exige cinq années de présence dans la pauvreté ou seulement deux.

<sup>4</sup> Cette proportion est de 52% pour le seuil à 40% et de 42% pour le seuil à 50%. Des ménages qui présentaient de trop fortes variations de niveaux de vie (300% et plus) ont été exclus de notre échantillon.

Les exploitants agricoles et petits commerçants apparaissent comme la catégorie socioprofessionnelle la plus exposée à la pauvreté qu'on l'observe sur une année ou sur longue période. Deux sur trois ont connu la pauvreté entre 1994 et 1998, soit 25 points de plus que les ouvriers, catégorie la plus exposée parmi les salariés. Cet écart peut s'expliquer par les difficultés de mesure des revenus des indépendants, mais aussi par les fortes fluctuations auxquelles sont soumis ces revenus. Au sein des catégories de salariés, les ouvriers et les employés, plus exposés à la pauvreté sur une année, le sont également à moyen terme ; leur taux de pauvreté sur l'année est notamment plus élevé (ou du même ordre) que le taux de pauvreté à moyen terme pour les cadres et professions intermédiaires. Corrélativement aux professions et catégories sociales, l'incidence de la pauvreté sur cinq ans est d'autant plus forte que le niveau d'études est faible : plus de la moitié des ménages (56%) a été pauvre au moins une année parmi ceux dont la personne de référence n'est pas allée au-delà des études primaires contre quatre fois moins lorsque celle-ci a fait l'enseignement supérieur.

**Tableau I.2: Incidence et persistance de la pauvreté (1994 à 1998) - Seuil 60%**

	Ménages ayant connu la pauvreté entre 1994 et 1998				
	En 1994 (tous les présents de la vague 1)	Au moins une année	...une seulement (pauvreté transitoire)	...trois au moins (pauvreté persistante)	Selon le revenu permanent
Ensemble des ménages	13	31	13	12	10
Age au 31/12/94					
17 à 24 ans	16	34	19	10	8
25 à 29 ans	10	26	13	9	6
30 à 39 ans	12	30	14	11	9
40 à 49 ans	12	28	11	12	10
50 ans et plus	19	41	16	18	16
Statut matrimonial et nombre d'enfants					
En couple sans enfant	9	22	11	7	6
En couple avec un enfant	10	26	13	9	8
En couple avec 2 enfants	11	27	12	10	8
En couple avec 3 enfants ou plus	17	45	17	18	17
Homme seul sans enfant	18	38	18	14	12
Femme seule sans enfant	12	31	11	12	8
Seul(e) avec enfant	25	45	15	24	22
Nationalité					
Français	12	30	13	11	10
CEE	18	54	25	18	11
Hors CEE	50	73	11	52	47
Niveau d'études atteint					
Enseignement supérieur	6	15	9	3	2
Enseignement secondaire (2 <sup>nd</sup> à terminale)	8	21	11	7	5
Collège	14	36	16	13	11
Fin primaire/ jamais fait d'études	29	56	16	30	27
Professions et catégories sociales					
Exploitants agricoles et petits commerçants	29	66	26	29	25
Cadres, Professions intermédiaires ou intellectuelles indépendantes	4	12	7	2	2
Employés	11	29	15	10	10
Ouvriers	18	41	17	17	14
Autres (ne sait pas, inactif, jamais travaillé)	40	73	12	44	38
Occupation professionnelle actuelle					
En emploi	10	27	13	9	8
Au chômage	43	68	20	39	37
Inactifs ou non renseignée	40	72	15	42	37

Source : Insee - Panel européen des ménages, vague 1 à 5, 1994-1998

Champ : Ménages présents à toutes les cinq vagues, dont la personne de référence âgée de 17 ans à 60 ans n'est ni étudiante, ni retraitée en octobre 1994





## II - Les flux d'entrées-sorties de la pauvreté

Cette partie analyse de façon plus détaillée les flux d'entrées-sorties de la pauvreté.

### *II.1 Statistiques descriptives des entrées-sorties de pauvreté*

#### **II.1.1 Un tiers de ménages pauvres ne le sont plus l'année suivante...**

Le taux de pauvreté des ménages d'âge actif (défini par rapport au seuil de 60% de la médiane) est à peu près stable autour de 13 % sur les cinq années d'observation<sup>5</sup>. Toutefois, la population des ménages pauvres est mouvante. Les ménages définis comme pauvres une année donnée (encadré n°2) voient leur niveau de vie augmenter d'environ un quart l'année suivante (23% en moyenne), ce qui se traduit par un renouvellement d'un tiers de la population des pauvres (tableau II.3)<sup>6</sup>. Cette dynamique de la pauvreté est toutefois contrastée.

Les variations de niveau de vie des ménages pauvres diffèrent selon les configurations familiales et la situation initiale du ménage par rapport au marché du travail. Elles sont notamment plus faibles pour les familles nombreuses (en moyenne 13% contre plus de 24% pour les autres couples) et les familles monoparentales (20% contre 33% pour les femmes sans enfant) ; ce qui se traduit par des taux de transition hors pauvreté plus faibles (environ 24% contre plus d'un tiers pour les autres configurations familiales). Pour des statuts conjugaux identiques, les ménages dont les membres ont été moins présents en emploi<sup>7</sup> au cours des douze derniers mois connaissent de plus faibles variations de niveaux de vie (16% en moyenne pour les couples présents au moins 12 mois en emploi contre plus de 30% pour ceux bénéficiant de 24 mois de travail de leurs membres) et corrélativement de faibles taux de sortie de pauvreté.

De façon générale, les sorties de pauvreté sont plus fréquentes pour les ménages dont les personnes de référence sont les plus susceptibles de retrouver un emploi. Ainsi, les moins de 25 ans sortent deux fois plus fréquemment de pauvreté que les plus de 50 ans (44% contre 25%).

Les ménages ayant connu une augmentation de la présence de leurs membres sur le marché du travail ont bénéficié des augmentations de niveau de vie les plus importantes, de même que des taux de sortie de pauvreté les plus élevés. Deux couples sur cinq parmi ceux dont le nombre de mois travaillés a augmenté sont sortis de pauvreté (contre 30% de ceux dont le niveau de l'emploi est resté constant). L'écart est encore plus marqué chez les personnes sans conjoint, (45% contre 25%). Notons toutefois que le taux de sortie de pauvreté reste inférieur à 50% pour les différents événements d'emploi. Pour les ménages pauvres, une augmentation du nombre de mois travaillés n'est en effet pas une garantie de sortie de pauvreté, compte tenu des faibles rémunérations obtenues dans certains cas, et des pertes des prestations sociales consécutives à la reprise d'emploi.

Les sorties de pauvreté sont un peu plus fréquentes pour les ménages qui ont connu un départ d'enfant : près de deux couples sur cinq sortent de la pauvreté à l'issue du départ d'un enfant majeur du foyer parental alors que les ménages n'ayant connu aucun événement de ce genre ne sont qu'à peine un tiers à sortir de la pauvreté.

---

<sup>5</sup> Cette proportion est estimée sur les ménages présents à toutes les cinq vagues. Elle est plus élevée lorsqu'on considère l'ensemble des ménages présents à une vague donnée (16% par exemple en 1994).

<sup>6</sup> Une analyse plus approfondie des variations de niveaux de vie suite aux entrées et sorties de pauvreté est faite plus bas.

<sup>7</sup> Le volume d'activité du ménage est mesuré par le nombre total de mois travaillés par ses membres (en équivalent temps plein) au cours des douze derniers mois.

Quant aux ménages ayant connu une naissance d'enfant, les variations de niveaux de vie sont fortes alors que les sorties de pauvreté ne sont pas plus fréquentes que dans d'autres catégories.

### **Encadré n°2 : Constitution des échantillons**

Pour l'analyse des sorties de pauvreté, un échantillon de 1785 transitions a été constitué à partir de l'échantillon « poolé » des ménages pauvres. Deux types de transitions sont possibles : pauvre l'année N et non pauvre l'année suivante, ou pauvre l'année N et toujours pauvre l'année suivante. Chaque ménage est compté dans cet échantillon en autant de fois qu'il est observé comme pauvre entre 1994 et 1997, à condition que son revenu soit bien renseigné l'année suivante. Ainsi, un ménage pauvre en vague une seulement et toujours présent dans le fichier en vague deux compte pour une observation alors qu'un ménage pauvre aux quatre premières vagues et toujours présent à la cinquième est compté pour quatre observations. Pour tenir compte des effets différenciés des transitions d'emploi entre couples et ménages de personnes sans conjoint, l'échantillon des transitions a été subdivisé en deux sous-échantillons de 1186 transitions relatives aux couples pauvres et 599 aux personnes pauvres sans conjoint.

De même, pour l'analyse des entrées en pauvreté, un échantillon de 11976 transitions a été constitué à partir de l'échantillon « poolé » des ménages non pauvres. Il a également été subdivisé en deux sous-échantillons de 9154 transitions relatives aux couples et de 2822 relatives aux personnes sans conjoint. Notons qu'un même ménage peut faire partie de ces deux échantillons pour des observations faites à des dates différentes. Ainsi, par exemple, un ménage sorti de pauvreté en 1995 fait partie de l'échantillon des ménages pauvres en 1994 et des ménages non pauvres en 1995.

Pour ces différents échantillons, la personne de référence du ménage doit être âgée de 17 à 60 ans (inclus) et ne pas être étudiante l'année de référence d'une transition (la première des deux années de présence successive). En effet, les ménages de personnes plus âgées sont moins concernés par les transitions qui nous intéressent ici, notamment les changements de situations sur le marché du travail. Les sorties de ménages par décès sont certes susceptibles de modifier le niveau de vie du conjoint survivant, mais il ne semble pas très judicieux de traiter cette dynamique de revenus des personnes âgées au même titre que celle des plus jeunes. Pour les ménages d'étudiants, leur exclusion de l'échantillon est due aux difficultés que l'on rencontre dans la mesure de leur niveau de vie. Cette procédure de sélection conduit à ne compter, pour certains ménages, que certaines transitions. Si la personne de référence a par exemple 60 ans en 1994 (vague une), la transition entre la première et la deuxième vague est comptée dans l'échantillon, mais pas les transitions entre les vagues suivantes. En revanche, si elle est étudiante en vague une et non étudiante en vague deux, la transition entre ces deux premières vagues ne fait pas partie de l'échantillon alors que les transitions suivantes sont échantillonnées. Enfin, les ménages sont exclus de l'échantillon l'année précédant le passage de leur personne de référence à la retraite. Pour les femmes en particulier, ce passage se traduit par de fortes contributions des retraites aux variations du niveau de vie, ce qui est de nature à perturber l'interprétation des effets globaux des revenus sociaux sur les sorties de pauvreté.

Tableau II.1: Flux d'entrée-sortie de pauvreté

	Echantillon des ménages pauvres (1994 à 1997)	Moyenne des variations de niveau de vie des ménages pauvres	% de ménages sortis de pauvreté	% de ménages entrés en pauvreté
<b>Ensemble</b>	1785	23	32	6
<b>Age de la personne de référence du ménage</b>				
17 à 24 ans	98	40	44	10
25 à 29 ans	156	33	43	6
30 à 39 ans	479	20	32	6
40 à 49 ans	607	20	31	7
50 ans et plus	445	20	25	6
<b>Composition du ménage</b>				
Couple sans enfant	182	33	40	3
Couple 1 enfant	259	25	33	5
Couple 2 enfants	334	24	37	6
Couple 3 enfants/+	411	13	24	12
Homme seul av/ss enfant	189	24	32	7
Femme seule sans enfant	132	33	37	6
Femme seule avec enfant	278	20	27	11
<b>Nombre total de mois travaillés au cours des douze derniers mois</b>				
Couple : moins de 12 mois	396	16	18	23
Couple : 12 mois	391	16	31	11
Couple : entre 13 et 23 mois	240	32	49	6
Couple : 24 mois	159	34	42	3
Seul : moins de 12 mois	469	22	27	20
Seul : 12 mois	130	31	45	4
<b>Evolution du nombre total de mois travaillés</b>				
Couple : nombre de mois travaillé croît	367	33	43	6
Couple : nombre de mois travaillé baisse	247	9	21	10
Couple : nombre de mois travaillé constant	572	20	30	5
Seule : nombre de mois travaillé croît	179	42	45	11
Seule : nombre de mois travaillé baisse	97	13	26	22
Seul : nombre de mois travaillé constant	323	17	25	5
<b>Evénements familiaux</b>				
Couple : Naissance enfant	53	36	30	8
Couple : Départ enfant	70	23	37	7
Couple : Sans changement (ou autres situations)	1063	21	32	6
Seul : Départ enfant	26	22	35	14
Seul : Sans changement (ou autres situations)	573	24	31	8

Source : Insee - Panel européen des ménages, 1994-1998

Champ : (a) Ménages dont la personne de référence âgée de 17 ans à 60 ans n'est ni étudiante, ni retraitée

PR = Personne de référence, ns = Moins de 20 ménages

### II.1.2 ...alors que 6% des ménages non pauvres le deviennent

Contrairement aux sorties de pauvreté, les entrées sont plus fréquentes pour les ménages qui ont connu une diminution du nombre total de mois travaillés par leurs membres. Ce phénomène est particulièrement marquant pour les personnes sans conjoint : un sur cinq devient pauvre en travaillant moins, soit quatre fois plus que ceux dont le volume d'emploi n'a pas changé. La transition vers la pauvreté est un peu atténuée pour les couples (10% de ceux qui ont travaillé moins contre 6% pour les autres), notamment parce qu'une personne peut perdre son emploi alors que l'autre continue de travailler.

A l'exception des départs d'enfants majeurs des foyers de parents sans conjoint, on note peu de différences sur les taux d'entrée en pauvreté selon les événements familiaux.

### II.1.3 La moitié des sortants redeviennent pauvres dans les deux années suivantes

Le phénomène de récurrence de la pauvreté est l'un des moins explorés du fait de l'absence des panels suffisamment longs. Nos données permettent de l'observer sur un horizon de trois années en suivant les situations des ménages devenus pauvres (ou non pauvres) en 1995 ou en 1996 (deuxième et troisième vagues de l'enquête). Pour ceux qui sont sortis de la pauvreté l'année N, il apparaît qu'un quart sont redevenus pauvres l'année d'après et un autre quart l'année suivante, soit la moitié en deux ans (tableau II.2). Quant aux sorties de pauvreté, elles se font plus rapidement : la moitié des entrants en pauvreté (53%) en ressortent l'année d'après, et un quart au bout de deux ans.

**Tableau II.2 : Persistance de la pauvreté et variations de niveau de vie**

	Répartition des effectifs (%)
Ménages sortis de pauvreté entre N et N+1	100,0
Redevenu pauvre l'année suivante	24,0
Redevenu pauvre 2 années après	27,1
Toujours Non pauvre 3 ans plus tard	49,0
Ménages entrés en pauvreté entre N et N+1	100,0
Ressorti de pauvreté l'année suivante	53,4
Ressorti de pauvreté 2 années après	23,0
Toujours pas ressorti de pauvreté 3 ans plus tard	23,6

Source : Panel européen de ménages ; Vagues 1 à 5, 1994-1998

Les résultats présentés ici sont fondés sur un seuil de pauvreté égal à 60% de la médiane du revenu par unité de consommation. La plupart des résultats restent valables si l'on considère un seuil différent (encadré n°3).

#### **Encadré n°3 : L'incidence du seuil sur l'évaluation longitudinale de la pauvreté**

Si on reprend l'analyse menée sur les indicateurs longitudinaux en adoptant 50% de la médiane du revenu par unité de consommation comme seuil de pauvreté, la plupart des résultats obtenus sur l'hétérogénéité individuelle resteraient valables. En effet, les différences les plus importantes se situeraient au niveau de l'ordre de grandeur des statistiques. Ainsi, le taux de sortie de pauvreté serait plus élevé (42% au lieu de 33% pour le seuil à 60% de la médiane) alors que le taux d'entrée serait plus faible (4%), de même que le degré de persistance (6%) et l'incidence.

En revanche, le sens des résultats sur l'hétérogénéité individuelle serait maintenu, même si certains écarts sont un peu atténués. En particulier, les hommes sans conjoint, les familles nombreuses et monoparentales resteraient les catégories les plus exposées à la pauvreté et le degré de persistance serait équivalent entre eux alors qu'il paraissait plus élevé pour les familles monoparentales. De même, l'augmentation du volume d'emploi resterait plus souvent associée à la sortie de pauvreté et la diminution à l'entrée en pauvreté.

### **II.2 Modélisation des flux d'entrée-sortie de pauvreté**

Les taux bruts d'entrée et sortie de pauvreté donnent un éclairage sur l'ampleur de ces flux pour différentes catégories de ménages. Mais, du fait des corrélations entre caractéristiques du ménage, ces taux bruts ne permettent pas de décrire dans quelle mesure l'appartenance à une catégorie contribue à la probabilité de sortir de pauvreté

ou d'y entrer. La modélisation proposée ici permettra de contrôler les effets de structure de l'échantillon afin de déterminer les effets propres des différentes caractéristiques du ménage sur les probabilités d'entrée et de sortie de pauvreté (encadré n°4). Le modèle (Probit à erreurs composées) est estimé séparément sur les couples et sur les personnes vivant sans conjoint. Nous présentons d'abord les résultats sur les sorties de pauvreté et ensuite ceux relatifs aux entrées.

### **II.2.1 L'emploi : un facteur déterminant de la sortie de pauvreté des couples**

De façon générale, les évolutions du nombre total de mois travaillés jouent dans le sens attendu aussi bien pour les couples que pour les personnes sans conjoint : leurs augmentations sont positivement corrélées aux sorties de pauvreté alors que les diminutions contribuent à l'accroissement du risque d'entrée (tableau II.3)<sup>8</sup>.

En revanche, les effets des événements familiaux<sup>9</sup> dépendent à la fois de leur nature et du type de ménages. Ainsi, le départ d'un enfant du foyer parental augmente les chances de sortie de pauvreté pour les couples alors que son effet n'est pas significatif pour les personnes sans conjoint. A l'inverse, l'effet des départs d'enfants sur les entrées en pauvreté n'est perceptible ni chez les couples, ni chez les personnes sans conjoint. Pour les couples, on note également une augmentation du risque de devenir pauvre suite à une naissance d'enfant.

Outre les événements d'emploi et familiaux, les caractéristiques du ménage ont peu d'effet sur les chances de sortie de pauvreté pour les personnes sans conjoint. Seule la situation par rapport à l'emploi à la fin de l'année de référence (année où le ménage est repéré comme pauvre) semble significativement discriminante pour les chances de sortie de pauvreté. Ainsi, elles sont sensiblement plus faibles pour les personnes qui étaient au chômage à cette date, et dans une moindre mesure pour celles qui étaient inactives. La différence entre les chômeurs et les inactifs peut s'expliquer par le fait que les revenus des premiers sont plus susceptibles de diminuer que ceux des seconds. En effet, les indemnités de chômage dont bénéficient une partie des chômeurs peuvent être interrompues s'ils trouvent un emploi ou diminuer du fait de la dégressivité s'ils ne retournent pas en emploi. Au contraire, pour les inactifs, les revenus sont la plupart de temps à leur niveau plancher, et ne peuvent qu'augmenter. Il est bien entendu que le montant de certaines allocations peut être revu à la baisse (exemple de l'Allocation pour parent isolé lorsque les conditions d'âge des enfants ne sont plus vérifiées).

Contrairement aux personnes sans conjoint, les caractéristiques du ménage sont déterminantes dans la sortie de pauvreté pour les couples. Ainsi, les chances de sortir de cet état sont sensiblement plus faibles pour les couples dont la personne de référence est originaire d'un pays non membre de la CEE, et pour ceux qui ont trois enfants et plus. De même, la jeunesse semble jouer positivement sur la probabilité de sortie de pauvreté.

---

<sup>8</sup> Les résultats présentés ici sont plus descriptifs qu'explicatifs. En particulier, il n'est pas tenu compte de l'endogénéité des changements de situations des ménages vis-à-vis de l'emploi. Il existe notamment des caractéristiques inobservées susceptibles d'influer simultanément sur les comportements de participation au marché du travail et sur les revenus.

<sup>9</sup> L'échantillon ayant été limité aux ménages stables, les ruptures conjugales et les mises en couples ne sont pas observées ici. Par ailleurs, dans le cas des personnes seules, le nombre de naissances était trop faible pour être traité comme modalité à part : elle a été intégrée dans la catégorie de ménages sans changement.

#### Encadré n°4 : Spécification du modèle économétrique

Le même modèle est appliqué pour les entrées en pauvreté et les sorties. La spécification présentée ici se réfère aux sorties. Pour un ménage  $i$  pauvre une année donnée, la probabilité de sortie de cet état est décrite en fonction de ses caractéristiques socio-démographiques, des événements familiaux, notamment les départs de certains membres et les arrivées de nouveaux, et des événements d'emploi que connaissent ses membres. Cette probabilité peut être modélisée à l'aide d'un modèle dichotomique. Soit  $Y_{it}$  la variable caractérisant l'événement sortie de pauvreté (elle prend la valeur 1 si le ménage pauvre l'année  $t=1$  à 4 ne l'est plus l'année suivante et 0 s'il n'est pas sorti de cet état). Le modèle s'écrit :

$$(1) Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{it}^* = X_{it} b + \varepsilon_{it} \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

où  $Y_{it}^*$  est une variable latente non observable.

$\varepsilon_{it}$  est une variable aléatoire suivant une loi de fonction de répartition  $F$ . Habituellement, les modèles dichotomiques sont estimés par des modèles Logit ou Probit standard en faisant l'hypothèse que les  $\varepsilon_{it}$  sont indépendants entre eux. Seulement, cette hypothèse n'est pas vérifiée ici. En effet, nos estimations des sorties de pauvreté portent sur un échantillon « *poolé* », c'est-à-dire que chaque ménage est présent dans l'échantillon en autant de fois qu'il est observé dans le panel comme pauvre. Si les  $\varepsilon_{it}$  peuvent être indépendants entre ménages différents, ils ne le sont vraisemblablement pas entre les observations d'un même ménage aux différentes dates : elles sont toutes marquées par des effets spécifiques au ménage.

Pour tenir compte de ces effets spécifiques au ménage  $i$ , on exprime  $\varepsilon_{it}$  comme la somme d'une fonction  $u_i$  des effets spécifiques et d'un résidu  $w_{it}$  indépendant entre les ménages et entre les dates.

$$\varepsilon_{it} = u_i + w_{it}$$

La modélisation à mettre en œuvre dépend des hypothèses qu'on fait sur le lien entre ces effets spécifiques et les régresseurs du modèle.

Nous postulons ici que les effets sont aléatoires et indépendants des régresseurs. L'estimation se fait alors par un modèle Probit à erreurs composées. L'équation (1) devient alors (1bis).

$$(1bis) Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{it}^* = X_{it} b + \varepsilon_{it} \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \\ \varepsilon_{it} = u_i + w_{it} = \sigma_u v_i + \sigma_w \omega_{it} \end{cases}$$

$v_i$  et  $\omega_{it}$  sont des variables aléatoires indépendantes suivant chacune une loi normale centrée réduite. Nous avons estimé ce modèle au moyen de la procédure GENMOD de SAS.

Cette approche utilisant les modèles dichotomiques a été souvent utilisée, en particulier par Stevens (1995) pour l'analyse de la persistance de la pauvreté aux Etats Unis entre 1973 et 1988, et plus récemment par Cappellari et Jenkins (2000) pour tester l'existence de trappes à pauvreté en Grande Bretagne.

## II.2.2 Les sorties de pauvreté sont peu sensibles au niveau d'études ...

Pour les couples comme pour les personnes sans conjoint, le niveau d'études n'a pas d'effet propre sur les chances de sortie de pauvreté, ce qui est peu conforme à l'intuition. Au vu de ce résultat, on peut se demander si les plus diplômés qui deviennent pauvres n'ont pas des handicaps particuliers non observés ici. Les problèmes de santé peuvent aussi influencer sur les chocs d'entrée sortie de pauvreté. Pour les couples, l'existence de gênes dans la vie quotidienne réduit les chances de sortie de pauvreté et augmente le risque d'y entrer. En revanche, pour les personnes sans conjoint, ces problèmes de santé ne semblent pas influencer significativement les transitions de pauvreté.

**Tableau II.3: Estimation des probabilités de sortie de pauvreté (Probit à erreurs composées)**

	Couples		Personnes sans conjoint	
	Coefficients estimés	Seuil de significativité	Coefficients estimés	Seuil de significativité
Nombre d'observations (Echantillon des transitions)	1186		599	
Constante	-0,68	0,062	-0,89	0,060
Pr : 17 à 24 ans	0,45	0,223	0,06	0,884
PR : 25 à 29 ans	0,44	0,138	0,77	0,055
PR : 30 à 39 ans	0,57	0,010	-0,14	0,654
PR : 40 à 49 ans	0,25	0,212	0,05	0,861
PR : 50 à 59 ans (référence)				
Pas d'enfant	0,41	0,088	0,43	0,112
Deux enfants	0,05	0,813	0,67	0,041
Trois enfants et plus	-0,36	0,096	0,11	0,773
Un enfant (référence)				
Au chômage	-0,76	0,000	-1,13	0,000
Inactif	-0,79	0,026	-0,65	0,046
En emploi (référence)				
Etude de la PR : 2nde à terminale	-0,08	0,829	0,37	0,338
Etude de la PR : collègue	-0,39	0,176	-0,08	0,805
Etude de la PR : Ecole primaire ou aucun	-0,16	0,609	-0,40	0,309
Etude de la PR : Supérieures (référence)				
Nationalité de la PR : CEE non française	0,46	0,139	0,58	0,335
Nationalité de la PR : hors CEE	-0,84	0,003	0,03	0,945
Nationalité de la PR : Française (référence)				
Gêne sévère par maladie chronique	-0,52	0,042	0,33	0,300
Pas de problème de santé particulier (référence)				
Couple : nombre de mois travaillés croît	0,67	0,000		
Couple : nombre de mois travaillés baisse	-0,35	0,050		
Couple : nombre de mois travaillés constant (référence)				
Seule : nombre de mois travaillés croît			0,69	0,002
Seule : nombre de mois travaillés baisse			-0,06	0,828
Seul : nombre de mois travaillés constant (référence)				
Couple : Rupture (décès, divorce)				
Couple : Naissance enfant	0,06	0,837		
Couple : Départ enfant	0,59	0,039		
Couple : Sans changement (référence)				
Seule : Mise en couple				
Seule : Départ enfant			0,45	0,306
Seule : Sans changement ou pas d'enfant (référence)				
Vague2 (1995)	0,35	0,029	-0,08	0,736
Vague3 (1996)	0,47	0,006	0,42	0,044
Vague4 (1997)	-0,39	0,042	-0,49	0,104
Vague1 (1994) (référence)				

Source : Panel européen des ménages, vague1 à 5, 1994-1998, PR = Personne de référence du ménage



### II.2.3 ...contrairement aux entrées

A la différence des sorties de pauvreté, les entrées sont très sensibles au niveau d'études de la personne de référence du ménage (tableau II.4). Toutes choses égales par ailleurs, le risque de devenir pauvre est d'autant plus élevé que ce dernier est faible. Ce résultat suggère que l'éducation protège contre la pauvreté, mais accorde un faible avantage à ceux qui y tombent malgré un niveau d'études relativement élevé. Outre le niveau d'études, d'autres caractéristiques du ménage peu discriminantes sur les sorties de pauvreté apparaissent comme des facteurs déterminants des entrées. En particulier, le risque de devenir pauvre diminue significativement avec l'âge de la personne de référence et augmente, surtout pour les couples, avec le nombre d'enfants. Déjà identifié comme défavorable à la sortie de pauvreté, le fait pour la personne de référence d'être de nationalité non européenne augmente le risque d'entrer en pauvreté.

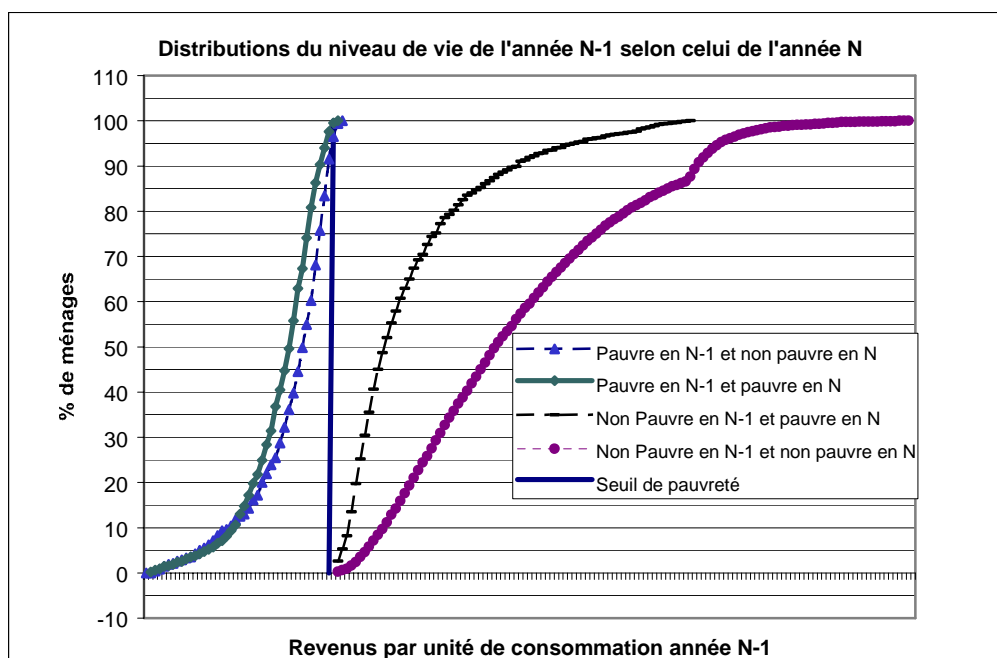
**Tableau II.4: Estimation des probabilités d'entrée en pauvreté (Probit à erreurs composées)**

	Couples		Personnes sans conjoint	
	Coefficients estimés	Seuil de significativité	Coefficients estimés	Seuil de significativité
Nombre d'observations (Echantillon des transitions)	9154		2822	
Constante	-5,05	0,000	-4,17	0,000
PR : 17 à 24 ans	1,38	0,000	1,11	0,001
PR : 25 à 29 ans	0,67	0,001	0,72	0,020
PR : 30 à 39 ans	0,22	0,191	0,40	0,114
PR : 40 à 49 ans	0,18	0,239	0,19	0,450
PR : 50 à 59 ans (référence)				
Pas d'enfant	-0,42	0,011	-0,35	0,106
Deux enfants	0,44	0,002	0,31	0,251
Trois enfants et plus	1,11	0,000	0,56	0,150
Un enfant (référence)				
Au chômage	0,76	0,000	1,38	0,000
Inactif	0,90	0,010	1,40	0,000
En emploi (référence)				
Etude de la PR : 2nde à terminale	0,70	0,001	0,72	0,007
Etude de la PR : collège	1,43	0,000	1,11	0,000
Etude de la PR : Ecole primaire ou aucun	2,26	0,000	1,54	0,000
Etude de la PR : Supérieures (référence)				
Nationalité de la PR : CEE non française	0,52	0,021	0,54	0,393
Nationalité de la PR : hors CEE	0,85	0,003	0,89	0,057
Nationalité de la PR : Française (référence)				
Gêne sévère par maladie chronique	0,62	0,003	0,41	0,154
Pas de problème de santé particulier (référence)				
Couple : nombre de mois travaillés croît	-0,02	0,889		
Couple : nombre de mois travaillés baisse	0,62	0,000		
Couple : nombre de mois travaillés constant (référence)				
Seul : nombre de mois travaillés croît			0,49	0,036
Seul : nombre de mois travaillés baisse			1,16	0,000
Seul : nombre de mois travaillés constant (référence)				
Couple : Rupture (décès, divorce)				
Couple : Naissance enfant	0,50	0,008		
Couple : Départ enfant	-0,18	0,403		
Couple : Sans changement (référence)				
Seul : Mise en couple				
Seul : Départ enfant			-0,16	0,671
Seul : Sans changement ou pas d'enfant (référence)				
Vague2 (1995)	-0,10	0,453	0,07	0,715
Vague3 (1996)	-0,26	0,054	-0,23	0,280
Vague4 (1997)	0,82	0,000	0,56	0,005
Vague1 (1994) (référence)				

Source : Panel européen des ménages, vague1 à 5, 1994-1998, PR=Personne de référence du ménage

### III - Variations de niveaux de vie et flux d'entrées-sorties de pauvreté

L'analyse de la dynamique de la pauvreté se limite la plupart de temps aux flux d'entrée-sortie. Cette approche commode pour une étude statistique est toutefois restrictive dans la mesure où elle renseigne sur des changements d'état par rapport à deux catégories définies de façon ad hoc (les pauvres et les non-pauvres)<sup>10</sup>, mais ne permet pas d'apprécier l'amélioration ou la détérioration du niveau de vie des ménages faisant l'objet de ces transitions. De même, elle ne renseigne pas sur les différences de niveaux de vie entre les ménages sortis de pauvreté et ceux qui le sont encore, ou entre ceux nouvellement devenus pauvres et ceux qui ne le sont pas. En particulier, un ménage disposant initialement d'un niveau de vie proche du seuil de pauvreté peut très bien être défini comme sortant de cet état pour une très faible augmentation de son revenu, voire à niveau de vie constant si le seuil de pauvreté venait à diminuer du fait, par exemple, de la détérioration globale du niveau de vie des autres ménages ; ce qui est parfois qualifié « *d'effet de seuil* ». Une analyse des sorties de pauvreté par niveau de vie initial met d'ailleurs en évidence une sur-représentation des « *ménages moins pauvres* »<sup>11</sup> parmi les ménages sortis de pauvreté : ils représentent deux tiers des sorties alors qu'ils ne font que la moitié de l'ensemble des ménages pauvres. Inversement, les entrées sont plus fréquentes pour les ménages dont le niveau de vie était initialement proche du seuil de pauvreté. Le graphique permet d'illustrer ce constat à partir des distributions de niveaux de vie au cours de l'année N-1 des ménages selon qu'ils sont sortis de pauvreté ou non, et lorsqu'ils n'étaient pas pauvres, selon qu'ils le sont devenus ou non. On voit bien pour les ménages initialement dans un même état que la courbe est plus pentue pour le sous-groupe qui a connu une transition, ce qui traduit la plus forte concentration des niveaux de vie de l'année N-1 au voisinage du seuil de pauvreté pour ces derniers.



<sup>10</sup> La répartition entre ménages pauvres et non pauvres dépend du seuil de pauvreté choisi.

<sup>11</sup> On peut distinguer les ménages initialement pauvres selon qu'ils étaient très pauvres (niveau de vie inférieur à 40% de la médiane du revenu par unité de consommation, soit d'un tiers inférieur au seuil de pauvreté), moins pauvres (niveau de vie compris entre 50 et 60% de la médiane), ou moyennement pauvres (situation intermédiaire entre les deux premières). Les moins pauvres forment la moitié de notre échantillon contre un tiers pour les moyennement pauvres et un cinquième pour les très pauvres.

Dans ce qui suit, l'analyse des flux d'entrée-sortie de pauvreté sera enrichie de l'exploration des variations de niveaux de vie des ménages ayant connu des transitions de pauvreté, et de leur éloignement par rapport à la catégorie à laquelle ils appartenaient initialement. Cet éloignement peut être mesuré par le « *Poverty Gap* »<sup>12</sup> (écart relatif entre le niveau de vie du ménage et le seuil de pauvreté). Par ailleurs, les contributions à la variation du niveau de vie de ses différentes composantes seront également présentées, ce qui permettra notamment de mieux isoler le rôle des transferts sociaux dans la réduction de la pauvreté.

### ***III.1 Les transitions vis-à-vis de la pauvreté s'accompagnent de fortes variations de niveaux de vie***

Pour les ménages sortis de pauvreté, les variations relatives de niveaux de vie sont de l'ordre de 60% en moyenne contre 4% seulement pour ceux qui sont restés dans cet état (tableau III.1). Ces variations sont d'autant plus fortes que le niveau initial était faible : elles font plus que doubler en moyenne pour ceux qui étaient très pauvres (115%). Toutefois, pour les ménages initialement proches du seuil de pauvreté, les variations restent suffisamment élevées (42% en moyenne) pour que leur sortie de pauvreté ne puisse pas être considérée comme un simple effet de seuil. Notons enfin que neuf ménages sur dix ont connu des augmentations de niveau de vie supérieures à 10%, deux sur trois une variation du niveau de vie de plus de 20%.

**Tableau III.1: Entrée-sortie de pauvreté et variations des niveaux de vie (seuil=60%)**

Niveau de vie de l'année N-1 en pourcentage de la médiane du revenu par unité de consommation	Situation l'année N		
	Moyenne des variations de niveau de vie	Moyenne des Poverty Gap	Médiane des Poverty Gap
Ensemble des sortis de pauvreté	59	28	19
< 40%	115	20	15
40-50%	80	32	23
50-60%	42	27	18
Ensemble des non sortis de pauvreté	4	-25	-21
< 40%	25	-39	-38
40-50%	4	-24	-22
50-60%	-7	-17	-14
Ensemble des entrés en pauvreté	-29	-16	-12
60-80%	-22	-16	-12
80-100%	-42	-17	-15
100-120%	-52	-16	-11
120-150%	-61	-18	-17
> 150%	ns	ns	ns
Ensemble des non entrés en pauvreté	5	106	84
60-80%	17	34	27
80-100%	7	55	50
100-120%	4	84	80
120-150%	2	121	118
> 150%	-3	220	192

Source : Panel européen des ménages, vague1 à 5, 1994-1998

Champ : Ménage présent en vague 1, dont la personne de référence âgée de 17 à 60 ans n'est ni étudiante, retraitée

<sup>12</sup> Cet indicateur est habituellement utilisé pour mesurer le supplément de niveau de vie nécessaire à un ménage pauvre pour sortir de cet état. Ici, nous élargissons la notion à la mesure du reliquat de niveau de vie que le ménage non pauvre devrait perdre pour le devenir.

Par ailleurs, ces ménages sortis de pauvreté s'en éloignent de façon significative puisque leur nouveau niveau de vie est de 28% en moyenne plus élevé que le seuil de pauvreté, soit une position à peu près symétrique de celle de leurs homologues qui sont restés pauvres (poverty gap de -25%). On remarque que l'ordre de grandeur de cet écart ne change pas significativement selon que les ménages étaient plus ou moins pauvres. De plus, cet éloignement par rapport aux ménages pauvres n'est pas limité à une petite fraction de ménages sortis de pauvreté : pour plus de la moitié d'entre eux, l'écart de niveau de vie au seuil de pauvreté est supérieur à 19% et pour plus des deux tiers, il est supérieur à 10%.

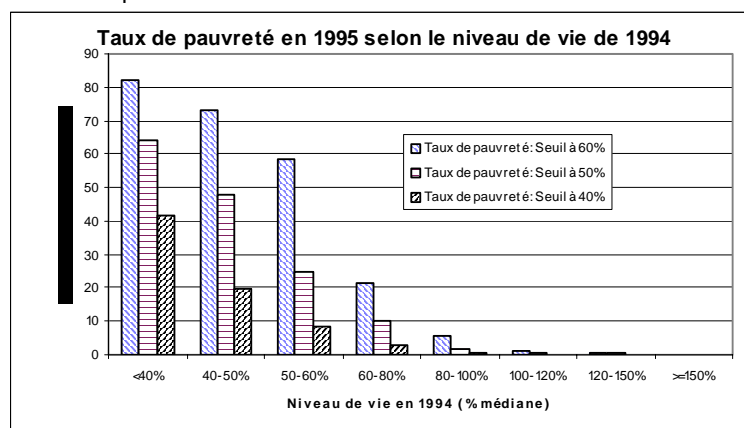
En dépit de la forte croissance de leur niveau de vie, les ménages sortis de pauvreté restent à des niveaux de vie beaucoup plus faibles que ceux qui étaient déjà non pauvres l'année d'avant. Pour ces derniers, le niveau de vie est en moyenne égal au double du seuil de pauvreté alors que celui des ménages sortis de pauvreté ne dépasse ce seuil que de 28% en moyenne. Ce résultat n'est pas très surprenant dans la mesure où la population des ménages non pauvres est très hétérogène en termes de risque de pauvreté. Elle est notamment constituée en partie des « pauvres potentiels » dont le niveau de vie n'est pas très éloigné du seuil de pauvreté et en partie des ménages qui ne risquent pratiquement pas de devenir pauvres, bien que leur niveau de vie puisse se dégrader. Une analyse plus détaillée de la distribution des niveaux de vie des ménages en 1995 en fonction des revenus de 1994 montre qu'au-delà du double du seuil de pauvreté (i.e. 120% de la médiane du revenu par unité de consommation) le risque de devenir pauvre l'année suivante est quasi nul (encadré n°5).

Pour les ménages devenus pauvres, on constate que les baisses de niveaux de vie sont importantes (-28% en moyenne), mais qu'ils sont un peu moins pauvres que ceux qui l'étaient déjà. En effet, le poverty gap est de -25% en moyenne pour ces derniers contre -16% pour les « nouveaux pauvres ». On remarque également que le poverty gap ne dépend pas du niveau de vie initial de ces ménages.

### Encadré n°5 : Le champ des ménages exposés à la pauvreté

L'analyse des sorties de pauvreté porte sur les populations définies comme pauvres. Inversement, l'analyse des entrées en pauvreté évalue le risque pour les ménages initialement non pauvres de le devenir. Toutefois, le risque de devenir pauvre est très inégalement réparti sur ces derniers ; il peut donc être pertinent de limiter l'évaluation des entrées en pauvreté à une sous-population pour laquelle ce risque est significativement non nul.

Une analyse empirique du risque de pauvreté en 1995 montre qu'il décroît fortement avec le niveau de vie dont disposait le ménage en 1994, quel que soit le seuil de pauvreté considéré. Ainsi, au seuil de 40% de la médiane en 1995, le taux de pauvreté des ménages non pauvres en 1994 passe de 20% pour ceux dont le niveau de vie était compris entre 40 et 50% de la médiane à moins de 1% lorsqu'il était compris entre 80 et 100% de la médiane. Autrement dit, moins d'un ménage sur 100 devient pauvre en 1995 parmi ceux dont le niveau de vie de 1994 était supérieur au double du seuil de pauvreté. Pour les ménages dont le niveau de vie était situé juste en dessous ce double du seuil de pauvreté, la proportion de ménages devenus pauvres est de 3%. Pour les seuils de 50% et 60%, on constate aussi que le risque de devenir pauvre en 1995 est quasi-nul lorsque le niveau de vie du ménage en 1994 était supérieur au double du seuil de pauvreté.



Une analyse du risque de pauvreté sur l'ensemble des cinq années d'observation permet d'appuyer ce résultat. Au seuil de pauvreté égal à 50% de la médiane, on constate que la proportion de ménages non pauvres en 1994 et ayant connu une année de pauvreté postérieurement est de 46% parmi ceux dont le niveau de vie était compris entre 50% et 60% de la médiane contre quatre fois moins (10%) lorsqu'il était compris entre 80% et une médiane et moins de 1% lorsqu'il était au-dessus de la médiane. Notons pour ces derniers que le phénomène de pauvreté est transitoire : seul un ménage sur quatre devenant pauvre le reste plus d'une année. Au contraire, plus de la moitié des ménages connaissant la pauvreté alors que le niveau de vie en 1994 était compris entre 50% et 60% de la médiane expérimentent ce phénomène pour au moins deux ans. Ce résultat suggère que le risque de pauvreté est concentré sur une population dont le niveau de vie reste de façon permanente dans une zone proche du seuil de pauvreté.

Sur la base de ce constat empirique, on peut définir comme population exposée à la pauvreté celle des ménages pour lesquels le niveau de vie une année donnée est inférieur au double du seuil de pauvreté choisi. C'est sur les ménages dont le niveau de vie est compris entre le seuil de pauvreté et son double que nous examinerons l'impact de l'hétérogénéité individuelle sur le risque de devenir pauvre. Ces ménages seront qualifiés dans la suite de l'étude de « ménages à risque de pauvreté » alors que l'ensemble constitué de ces derniers et des ménages effectivement pauvres se dénommera « ménages exposés à la pauvreté ».

Par ailleurs, lorsqu'on observe l'ensemble de la distribution des niveaux de vie en 1995, on constate qu'une proportion importante de ménages sortis de pauvreté reste dans la catégorie de ménages à risque de pauvreté. Ainsi, trois quarts de ménages sortis de pauvreté par rapport au seuil égal à 40% de la médiane des revenus par unité de consommation disposent d'un niveau de vie inférieur au double du seuil de pauvreté (80% de la médiane en 1995). Cette proportion est de 83% et 90% respectivement pour les seuils égaux à 50% et 60% de la médiane.

### ***III.2 Les revenus d'activité contribuent fortement aux entrées et sorties de pauvreté***

L'analyse des flux d'entrée-sortie de pauvreté a révélé qu'ils sont souvent associés à des changements sur le marché du travail ; on peut ainsi s'attendre à une contribution importante des revenus d'activité aux variations de niveau de vie des ménages connaissant des transitions de pauvreté. Toutefois, les changements sur le marché du travail ne sont pas la seule source possible de variations des revenus. En effet, certains ménages peuvent être pauvres parce qu'ils n'ont pas recours à toutes les prestations auxquelles ils ont droit : ils pourraient alors sortir de la pauvreté en faisant valoir leur droit. De même, certains événements familiaux (naissance par exemple) peuvent donner droit à de nouvelles prestations ou à des montants plus élevés d'une prestation dont bénéficie déjà le ménage. Enfin, le départ d'une personne (notamment un enfant majeur non apporteur de ressources) peut contribuer à l'augmentation du niveau de vie du ménage.

Nous examinons dans ce qui suit l'impact de différents types de revenus (revenus d'activité, indemnités de chômage, revenus sociaux, impôts) sur la sortie de pauvreté. Ces différentes sources de revenus sont inégalement représentées dans le niveau de vie des ménages pauvres (encadré n°6) et leur impact sur la variation du niveau de vie est apprécié au moyen de leur contribution à cette variation (encadré n°7).

Le tableau III.2 donne la variation du niveau de vie des ménages sortis de pauvreté et la décomposition en ses différentes composantes. Comme on s'y attendait, les revenus d'activité ont la plus forte contribution dans l'augmentation du niveau de vie des ménages sortis de pauvreté : 42% en moyenne (sur une variation moyenne de 59%), soit trois fois plus que les revenus sociaux (indemnités de chômage comprises). Ces variations de niveaux de vie et leur décomposition sont évidemment contrastées selon les catégories de ménages concernées et les changements sur le marché du travail.

Les variations de niveaux de vie sont plus élevées pour les ménages sortis de pauvreté suite à des augmentations du nombre de mois travaillés. Les différences sont toutefois faibles parmi les couples sortis de pauvreté (56% à 60% de variations en moyenne). Elles sont en revanche beaucoup plus nettes parmi les personnes sans conjoint (plus de 72% en moyenne pour ceux dont le volume d'emploi a augmenté contre moins de 55% pour les autres). Pour les ménages sortis de pauvreté suite à des évolutions positives sur le marché du travail, les augmentations de niveaux de vie sont presque exclusivement dues aux revenus d'activité (56% sur 60% de variation totale pour les couples et 69% sur 72% pour les personnes sans conjoint). Cette différence entre les couples et les personnes seules dans l'association entre les changements sur le marché du travail et la variation du niveau de vie des ménages traduit l'effet de la protection mutuelle des conjoints.

Pour les ménages sortis de pauvreté malgré la diminution de leur volume d'emploi, c'est le rôle des revenus sociaux, notamment des indemnités de chômage et de la baisse du montant des impôts, qui est déterminant dans les variations du niveau de vie.

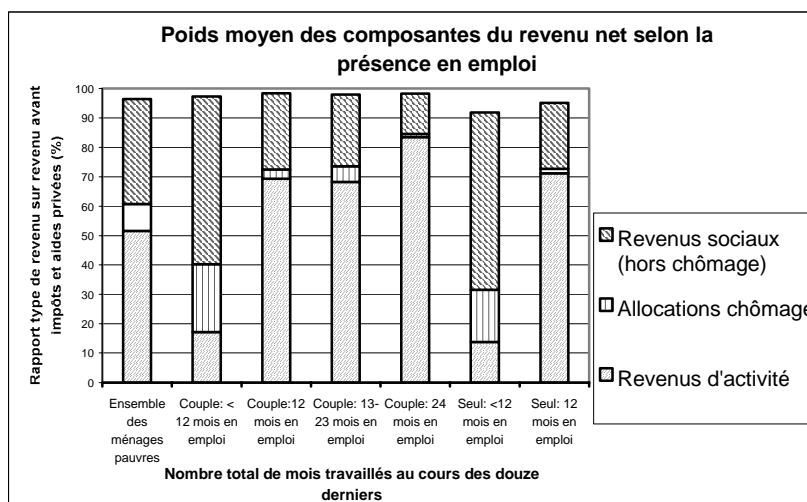
Les variations de niveaux de vie sont moins importantes pour les familles nombreuses (43% en moyenne contre 60 à 70% pour les autres couples) et les familles monoparentales (53% contre dix points de plus pour les hommes et les femmes seuls sans enfant). Le désavantage de ces ménages est dû à une contribution plus faible des revenus d'activité (de l'ordre de 30% contre 45 à 60% pour les autres configurations familiales) non compensée par l'apport des transferts sociaux. En effet, les contributions des revenus sociaux ne sont pas beaucoup plus marquées pour les familles nombreuses et les familles monoparentales.

### Encadré 6 : Structure des revenus des ménages pauvres

La structure des revenus des ménages pauvres dépend fortement de la configuration familiale et de la situation de leurs membres sur le marché du travail. L'analyse que nous présentons ici s'appuie sur le seuil de pauvreté égal à 60% de la médiane des revenus par unité de consommation.

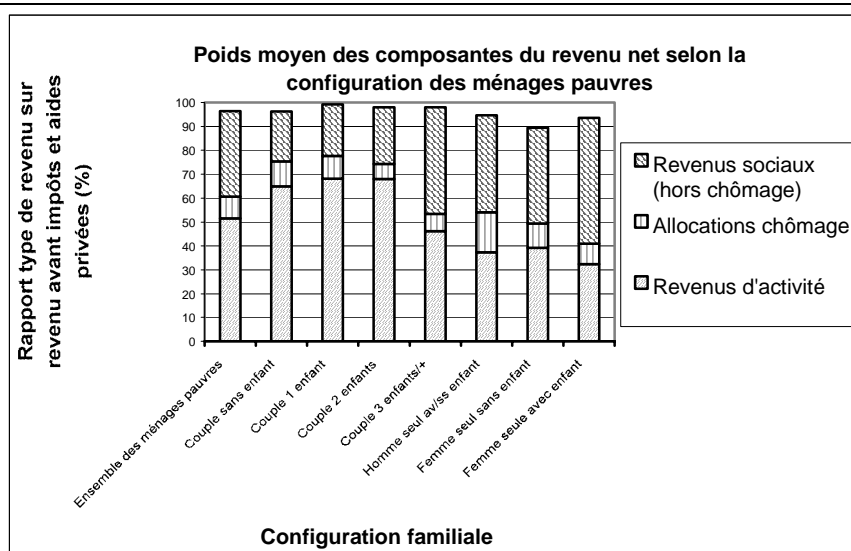
#### Structure des revenus et présence sur le marché du travail

En mesurant la présence du ménage sur le marché du travail au cours des douze derniers mois par le nombre total de mois d'occupation d'une activité professionnelle par ses membres, on constate que la part des revenus d'activité dans les revenus après transferts sociaux et avant impôts est d'autant plus forte que la présence sur le marché du travail est importante. Inversement, une faible présence sur le marché du travail se traduit par une part des revenus sociaux plus élevée. Pour les ménages pauvres dont les membres ont été au total moins de 12 mois en emploi ou n'ont pas travaillé du tout, les revenus sociaux constituent en moyenne trois cinquièmes des ressources (57% pour les couples et 60% pour les personnes sans conjoint), voire quatre cinquièmes lorsqu'on y intègre les allocations de chômage. En revanche, pour les ménages comptabilisant douze mois et plus de présence de leurs membres sur le marché du travail, la part moyenne des prestations sociales (y compris les allocations de chômage) dans les revenus reste en deçà de 30%.



#### Structure des revenus et configuration familiale

La part des revenus d'activité dans les revenus après transferts sociaux et avant impôts est plus faible pour les familles nombreuses (46% en moyenne contre deux tiers pour les autres couples) et les personnes sans conjoint (de l'ordre de 35 à 40%). Inversement, la part des aides publiques est plus importante chez ces derniers, et plus particulièrement chez les femmes assurant seules la charge d'enfant, seule configuration familiale pour laquelle les transferts publics (hors allocations de chômage) représentent en moyenne plus de la moitié des revenus (contre deux cinquièmes pour les autres personnes sans conjoint). Les familles nombreuses présentent le deuxième taux le plus élevé de transferts sociaux (hors allocations de chômage) dans les revenus. Ce résultat reflète à la fois une plus faible présence sur le marché du travail des mères assurant la charge d'enfant et des aides publiques plus importantes à destination de ces familles.



### Structure des revenus et seuil de pauvreté

Notons que la structure des revenus des ménages pauvres et la variation de leur niveau de vie dépendent du seuil de pauvreté choisi. Les variations moyennes sont d'autant plus fortes que le seuil de pauvreté est faible (tableau): environ 45% pour le seuil de pauvreté égal à 40% de la médiane (contre deux fois moins pour le seuil de 60%). Pour la structure moyenne des revenus, la part des revenus d'activité augmente avec le seuil de pauvreté alors que celle des transferts publics hors indemnités de chômage diminue. Pour le seuil de 40% de la médiane, ces deux sources de revenus sont à peu près équivalentes et représentent chacune 41% des revenus des ménages après transferts sociaux et avant impôts et aides familiales. Pour les seuils de pauvreté plus élevés, et en particulier celui de 60% de la médiane, la part des revenus d'activité (52%) est plus élevée que celles des transferts sociaux hors allocations de chômage (36%).



### Encadré n°7 : Décomposition de la variation du niveau de vie

La variation du niveau de vie d'un ménage dépend à la fois de l'évolution des différents types de revenus et du nombre d'unités de consommation. Ce dernier peut diminuer suite au départ d'un membre du ménage, ou augmenter du fait de l'arrivée de nouvelles personnes ou du passage d'un enfant de l'âge de 13 à 14 ans. Dans le calcul du niveau de vie, un enfant de 14 ans et plus compte pour 0,5 unité de consommation au lieu de 0,3 pour les moins de 14 ans. Quatre types de revenus sont distingués ici : les revenus d'activité salariale ou indépendante, les allocations de chômage, les transferts publics hors allocations de chômage (allocations familiales, aides au logement, minima sociaux, pension de retraite, etc.) et les transferts privés (pensions alimentaires et aides financières reçus des parents ou des amis, etc.). Le niveau de vie du ménage dépend également (négativement) de ses charges financières, notamment les impôts et les revenus versés à d'autres ménages (pensions alimentaires et aides financières versées). Une catégorie notée « autres revenus » représente la différence entre les transferts privés reçus et les charges financières (transferts privés versés et impôts).

Soit RUC le revenu net du ménage par unité de consommation. Supposons que le revenu a deux composantes A et B. La contribution du revenu du type A à la variation du niveau de vie du ménage est égale à la différence de son montant de l'année N et celui de l'année N-1 rapporté au revenu total net d'impôts de l'année N-1  $REV_{n-1}$ , corrigé d'un coefficient multiplicateur égal au rapport des nombres d'unités de consommation, noté UC, de l'année N-1 sur l'année N, soit  $\frac{A_n - A_{n-1}}{REV_{n-1}} \frac{UC_{n-1}}{UC_n}$ .

La contribution des unités de consommation à la variation du niveau de vie est la variation relative de ce dernier, corrigée du même coefficient que les revenus, soit

$$\frac{UC_n - UC_{n-1}}{UC_{n-1}} \frac{UC_{n-1}}{UC_n}$$

En effet, on peut écrire

$$\frac{\Delta RUC}{RUC_{n-1}} = \frac{RUC_n - RUC_{n-1}}{RUC_{n-1}} = \frac{(A_n + B_n)}{UC_n} - \frac{(A_{n-1} + B_{n-1})}{UC_{n-1}}$$

Après réécriture on a

$$\begin{aligned} \frac{\Delta RUC}{RUC_{n-1}} &= \frac{\frac{(A_n - A_{n-1})}{UC_n} - \frac{(UC_n - UC_{n-1})}{UC_n UC_{n-1}} A_{n-1} + \frac{(B_n - B_{n-1})}{UC_n} - \frac{(UC_n - UC_{n-1})}{UC_n UC_{n-1}} B_{n-1}}{\frac{REV_{n-1}}{UC_{n-1}}} \\ &= \frac{(A_n - A_{n-1}) UC_{n-1}}{REV_{n-1} UC_n} + \frac{(B_n - B_{n-1}) UC_{n-1}}{REV_{n-1} UC_n} - \frac{(UC_n - UC_{n-1}) UC_{n-1}}{UC_{n-1} UC_n} \end{aligned}$$

Cette expression montre que la contribution d'un revenu à l'augmentation du niveau de vie va être d'autant plus élevée que la variation de ce revenu est forte, mais qu'elle sera, pour une même variation du revenu, plus élevée pour les ménages dont le nombre d'unités de consommation a diminué.

**Tableau III.2: Décomposition de la variation du niveau de vie des ménages sortis de pauvreté**

	Revenus d'activité	Allocations chômage	Autres Revenus sociaux	Autres (Aides, impôts)	Nombre d'UC	Variation totale du niveau de vie	Effectif de ménages
<b>Ensemble</b>	42	2	7	7	1	59	562
<b>Evolution du nombre total de mois travaillés</b>							
Couple : nombre de mois travaillés croît	56	-2	3	4	0	60	157
Couple : nombre de mois travaillés baisse	19	23	3	10	2	56	51
Couple : nombre de mois travaillés constant	43	1	7	6	0	58	169
Seule : nombre de mois travaillés croît	69	-2	3	3	-1	72	80
Seule : nombre de mois travaillés baisse	6	15	20	13	2	55	25
Seul : nombre de mois travaillés constant	14	-1	18	13	7	51	80
<b>Evénements familiaux</b>							
Couple : Naissance enfant	73	2	26	1	-8	94	16
Couple : Départ enfant	24	6	2	4	17	54	26
Couple : Sans changement	45	3	4	6	-1	57	335
Seul : Départ enfant	16	-1	6	19	26	67	9
Seul : Sans changement	38	1	12	8	2	60	176

Source : Insee - Panel européen des ménages, 1994-1998

Champ: (a) Ménage pauvre et sorti de pauvreté l'année suivante, la personne de référence âgée de 17 à 60 ans n'est ni étudiante, ni retraitée

### ***III.3 Une contribution modérée des unités de consommations aux variations de niveau de vie***

La contribution des unités de consommation à la variation du niveau de vie est généralement faible, sauf dans le cas où le ménage a connu une naissance ou le départ d'un de ses membres. La décomposition de la variation du niveau de vie des ménages sortis de pauvreté après avoir connu l'un de ces deux événements permet de mieux illustrer leur impact. Pour les couples qui sont sortis de pauvreté suite à une naissance, le niveau de vie a augmenté de plus de 90% en moyenne (contre moins de 60% pour les autres couples). La contribution des unités de consommation à cette variation du niveau de vie est de -8%. Cette influence négative est largement compensée par la contribution des revenus sociaux : 26% contre moins de 5% pour les autres couples sortis de pauvreté. La naissance d'un enfant déclenche en particulier le paiement (ou l'augmentation du montant) de l'Allocation familiale à partir du deuxième enfant (éventuellement du Complément familial à partir du troisième et sous conditions de ressources) et de l'Allocation pour jeune enfant (APJE) également sous conditions de ressources. Pour les ménages sortis de pauvreté à la suite du départ d'un de leurs membres, la contribution des unités de consommation est particulièrement élevée (17% en moyenne). Ces contributions restent toutefois beaucoup moins importantes que celles des revenus d'activité.

### ***III.4 Une perte de 28% de niveau de vie lors des entrées en pauvreté***

Comme dans le cas des ménages sortis de pauvreté, les évolutions des revenus d'activité contribuent fortement à la baisse du niveau de vie des non pauvres qui deviennent pauvres : -18% en moyenne (sur une diminution moyenne de -28%), soit trois fois plus que celle des revenus sociaux (tableau III.3). On constate d'ailleurs que les baisses de niveaux de vie des ménages entrant en pauvreté peuvent s'interpréter de façon symétrique aux augmentations pour ceux qui en sont sortis.

Ainsi, les baisses de niveaux de vie sont essentiellement liées aux baisses de revenus d'activité (contribution moyenne de -27% sur une variation totale de -31% dans le cas des couples par exemple) pour ceux qui ont connu une diminution du volume de leur travail alors qu'elles s'expliquent en grande partie par la diminution des revenus sociaux pour les autres ménages.

Les ménages devenus pauvres à la suite d'une naissance ont connu une baisse de leurs revenus d'activité non compensée par les revenus sociaux. La faible progression de ces derniers (6% en moyenne) pourrait s'expliquer dans certains cas par le non-recours aux prestations sociales<sup>13</sup>. Pour ceux qui sont devenus pauvres après le départ d'un membre, on constate que les revenus d'activité ont fortement diminué. Cette diminution traduit le départ d'apporteurs de ressources financières. De même, la contribution des revenus sociaux à la baisse du niveau de vie est importante.

**Tableau III.3 : Décomposition de la variation du niveau de vie des ménages entrés en pauvreté**

	Revenus d'activité	Allocations chômage	Autres Revenus sociaux	Autres (Aides, impôts)	Nombre d'UC	Variation totale	Nombre de ménages
<b>Ensemble</b>	-18	-2	-5	-2	-1	-28	759
<b>Evolution du nombre total de mois travaillés</b>							
Couple : nombre de mois travaillés croît	-9	-8	-7	-2	-2	-28	104
Couple : nombre de mois travaillés baisse	-27	0	-3	-1	-1	-31	179
Couple : nombre de mois travaillés constant	-17	-1	-4	-1	-2	-26	256
Seule : nombre de mois travaillés croît	3	-13	-8	-6	-5	-30	37
Seule : nombre de mois travaillés baisse	-35	1	-2	-1	2	-36	63
Seul : nombre de mois travaillés constant	-13	-2	-6	-5	1	-26	120
<b>Evénements familiaux</b>							
Couple : Naissance enfant	-20	-4	6	1	-11	-27	41
Couple : Départ enfant	-22	-3	-13	-3	12	-29	35
Couple : Sans changement	-19	-2	-5	-1	-1	-28	463
Seul : Départ enfant	-29	-1	-5	-9	16	-29	15
Seul : Sans changement	-16	-3	-6	-4	-1	-29	205

Source : Insee - Panel européen des ménages, 1994-1998

Champ : (a) : Ménages non pauvres et entrés en pauvreté l'année suivante, Personne de référence non étudiante, ni retraitée et âgée de 17 à 60 ans

<sup>13</sup> Nous n'avons toutefois pas réussi à vérifier cette hypothèse du fait de la faible taille de l'échantillon des ménages entrés en pauvreté après une naissance.

## Conclusion

Ce travail a permis de montrer que les ménages connaissent, lors des entrées et sorties de pauvreté, de fortes variations de niveaux de vie avec une contribution prépondérante des revenus d'activité. Nous avons également mis en évidence l'influence sur ces transitions de pauvreté des changements de la situation sur le marché du travail, de certains événements familiaux et des caractéristiques des ménages. Nous avons montré plus particulièrement que :

- Les évolutions de la situation de l'emploi sont corrélées aux transitions de pauvreté dans le sens attendu : les augmentations du nombre total de mois travaillés sont associées aux sorties de pauvreté alors que les diminutions contribuent à l'accroissement du risque d'entrée.
- Pour les couples, les naissances augmentent le risque de devenir pauvre, mais ne modifient pas significativement les chances de sortir de pauvreté ; alors que le départ d'un enfant du foyer parental augmente les chances de sortir de pauvreté, mais ne modifie pas significativement le risque d'y entrer.
- Un niveau d'études élevé protège contre la pauvreté, mais ne semble pas plus favorable à la sortie une fois qu'on devient pauvre.
- Les couples dont la personne de référence est originaire d'un pays non membre de la CEE présentent à la fois des risques plus élevés de devenir pauvres et des difficultés plus importantes à en sortir.

L'augmentation du risque de pauvreté avec la naissance d'enfant et la forte contribution des revenus d'activité aux variations de niveaux de vie lors des transitions de pauvreté suggèrent que le niveau des aides liées à l'enfance ne compense pas totalement le coût de l'enfant.

En se limitant aux ménages relativement stables dans le temps, notre analyse n'a pas pu apporter d'éclairage sur les événements familiaux majeurs tels que les séparations et les mises en couple. Il serait intéressant que les travaux futurs se penchent sur ces phénomènes, en étudiant en particulier les inégalités hommes-femmes face au risque de pauvreté lors des séparations conjugales.

Enfin, les transitions vis-à-vis de la pauvreté sont généralement associées à une évolution brutale des revenus, essentiellement liée à une augmentation ou une baisse du volume d'activité. Quel que soit le seuil de pauvreté retenu, la dynamique de la pauvreté ne résulte donc pas simplement de petites fluctuations des ressources autour d'un seuil par nature assez arbitraire mais traduit généralement une modification sensible de la situation des ménages vis-à-vis de l'emploi. La forte récurrence de la pauvreté montre toutefois que ces changements de situation ne s'avèrent pas toujours durables.

## Bibliographie

Antolin P., Dang T. T., Oxley H., 1999, « Poverty Dynamics in four Countries », Economics Department Working Papers, n°212, OECD.

Bane M. J., Ellwood D. T., 1986, "Slipping into and out of Poverty : the Dynamics of Spells", Journal of Human Resources, n°1, vol. XXI, P.2-23.

Breuil P., Hourriez J.M., Lollivier S., « Impact du non-emploi sur les revenus et la pauvreté : l'influence de l'endogénéité du non-emploi », Insee- Séminaire DSDS, 2001

Breuil P., Ponthieux S., Zoyem J.-P., « Profils sur le marché du travail et caractéristiques familiales des actifs pauvres », Economie et statistique, n°349/350, Paris, 2001-9/10.

Cappellari L. et Jenkins S. (2000) « Who stays poor ? Who Becomes Poor? Evidence from the British Household Panel Survey" »

Chambaz C., Saunier J.-M., et Valdelièvre H., « Méthodologie du Panel européen de ménages : Exploitation des données de la vague 2 du fichier français », INSEE-DSDS Document de travail, F9715, Paris, Décembre, 1997.

Dumartin S., Gilles C., Leminez S. et Loisy C., « Conjoncture et évolution de la pauvreté : une approche pluridimensionnelle », in « Les travaux de l'Observatoire de la pauvreté et de l'exclusion sociale », La Documentation Française, Paris, février, 2002.

Jeandidier B., Dubois C., 2000, « Transition de pauvreté monétaire et événements d'emploi ou de vie familiale », Les Cahiers de Recherche de l'ADEPS, n°22, Université Nancy 2.

Lollivier S., Verger D., « Erreurs de mesure et entrée-sortie de pauvreté », Séminaire Recherche, Insee, 13 juin 2002.

Maurin E., Chambaz C., 1996, « La persistance de la pauvreté et son évolution. Une évaluation sur données françaises », Economie et Prévision, n°122, 1996-1, P.133-152.

OCDE, « Quand l'argent fait défaut : la dynamique de la pauvreté dans les pays de l'OCDE » in Rapport sur les Perspectives de l'emploi, 2001

Okrasa W., 2000, « The Poverty and the Effectiveness of Poland's Safety Net (1993-96), Working Paper, The World Bank , Washington DC.

Stevens A. H., 1995, "Climbing out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells", NBER Working Paper N°5390, Cambridge.

Van de Wall D., Ravallion M. et Datt G., 1994, « How Well Does the Social Safety Net ? The Incidence of Cash Benefit in Hungary, 1987-89", LSMS Working Paper No 102, The World Bank, Washington DC.

Zoyem J.-P., « Diagnostic de la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du panel européen des ménages », INSEE-DESE Document de travail, G 2001/15, Paris, Novembre, 2001.

## Annexe : L'attrition dans le panel européen des ménages

Nous cherchons ici à mettre en évidence, à partir du Panel européen des ménages, quelques éléments d'appréciation des biais qui peuvent entacher les indicateurs longitudinaux de pauvreté. En effet, ces indicateurs sont construits la plupart du temps à partir de l'échantillon cylindré, c'est à dire des individus qui ont été présents à toutes les vagues. Ce qui peut avoir pour conséquence une sous-estimation ou sur-estimation de l'ampleur de la pauvreté.

Pour les cinq vagues du panel utilisées ici, nous avons observé le comportement de l'échantillon des ménages présents en première année (tableau) et faisant partie de notre champ d'analyse (ménages dont la personne de référence est âgée de 17 à 60 ans et n'est ni étudiante, ni retraitée). Il en ressort qu'un sur dix n'était plus dans l'échantillon de la deuxième vague (ou n'a pas déclaré ses revenus lors de l'enquête)<sup>14</sup>. Pour les vagues suivantes, la proportion annuelle des sortants est de l'ordre de 6 à 10% de l'échantillon de départ, de sorte que seuls deux ménages sur trois (67%) ont été présents sans discontinuer<sup>15</sup> jusqu'à la vague 5. Cette proportion varie de 48% pour les ménages pauvres (revenu par unité de consommation inférieur à la demi-médiane) à 71% pour ceux dont les revenus par unité de consommation en 1994 étaient supérieurs à la médiane. Ce résultat montre que l'attrition est sélective en fonction du niveau de vie. Notons néanmoins que les contraintes d'âge imposées aux personnes de référence sont aussi une source de l'attrition : 1% des ménages présents dans notre échantillon en première vague est âgé de 60 ans et en sortira donc dès 1995. Au total, 5% de ménages présents en première vague sortiront de l'échantillon avant la cinquième du fait du dépassement de l'âge.

**Tableau : Survie dans l'échantillon en 5 ans**

Présents dans l'échantillon avec revenus déclarés jusqu'en...	1ère année seulement	2ème année	3ème année	4ème année	5ème année	Ensemble
Revenu de 1994 par unité de consommation						
Moins de 50% médiane	19,7	8,4	9,8	14,4	47,7	100
50 à 60% médiane	13,5	5,2	11,2	8,4	61,7	100
60 à 100% médiane	8,2	5,7	8,3	9,7	68,2	100
Supérieure à la médiane	7,1	4,8	8,0	9,2	70,8	100
Ensemble	8,9	5,5	8,5	9,8	67,4	100

Source : Panel européen des ménages, vague 1 à 5

Champ : Ménages présents en vague 1, dont la personne de référence est âgée de 17 à 60 ans, n'est ni étudiante, ni retraitée

Une analyse menée sur les deux premières vagues du Panel (Chambaz et al., 1997) avait déjà mis en évidence d'autres déterminants de l'attrition (sur l'ensemble de l'échantillon, y compris lorsque la personne de référence a plus de 60 ans). Ces auteurs faisaient d'abord remarquer que « la raison principale de la non-réponse individuelle n'était pas le refus explicite de l'individu ou de son ménage, mais l'échec de la prise de contact. Parmi les 867 ménages non répondants, 57,3% n'ont pas été contactés par l'enquêteur ». La suite logique de cette remarque est que l'attrition est fortement liée à la mobilité résidentielle. Ainsi, le déménagement apparaissait

<sup>14</sup> Certains ménages sont présents dans l'échantillon sans que leur revenu soit renseigné. Nous les considérerons aussi comme des ménages sortis de l'échantillon au même titre que l'attrition proprement dite. Nous avons vérifié que cette absence était assez peu fréquente puisqu'elle concerne environ 1% des ménages présents dans l'échantillon à une date donnée. Pour les ménages présents en 1994 et dont on n'observe pas le niveau de vie en 1998, cette absence peut être attribuée dans 4% des cas à la non déclaration des ménages encore présents dans le panel.

<sup>15</sup> Certains ménages sortis de l'échantillon sont revenus avant la dernière vague (moins de 5% de l'échantillon).

clairement comme un facteur déterminant de l'attrition. Les personnes seules en vague 1 étaient plus difficilement joignables en vague 2 que les couples avec enfants.

### ***L'attrition et l'incidence de la pauvreté***

Le tableau I.1. montrait que près d'un tiers des ménages présents aux cinq vagues du Panel ont connu la pauvreté au moins une année. Il n'y a pas de raison a priori de penser que les ménages sortis de l'échantillon ont vu leur niveau de vie s'améliorer ; au contraire, cette sortie peut être le signe de la dégradation d'une situation qui n'était déjà pas très bonne. Ainsi, l'incidence de la pauvreté estimée ici sur les 67% des ménages de la première vague toujours présents dans l'échantillon en cinquième vague est vraisemblablement un minorant de l'incidence réelle.

### ***L'attrition et la persistance de la pauvreté***

Les estimations des flux d'entrée-sortie de pauvreté sont faites sur les seuls ménages dont les revenus sont connus à la fois pour l'année N et pour l'année N+1, ce qui exclut notamment les ménages pauvres en vague 1 et qui sont sortis de l'échantillon<sup>16</sup>. L'estimation du flux est donc biaisée, mais on ne sait pas dans quel sens. Si les pauvres sortis de l'échantillon l'ont été à la suite de la dégradation de leur situation, alors notre estimation sur-estimerait les flux de sortie. En revanche, si cette sortie est due à une amélioration de la situation (par exemple un déménagement suite à un accès en emploi), alors l'estimation sous-estimerait les sorties de pauvreté. De même, on ne connaît pas le sens du biais engendrée par l'attrition sur les flux d'entrée de pauvreté. Par opposition aux flux de sorties de pauvreté, le taux d'entrée sous-estimerait les flux d'entrée si la sortie de l'échantillon fait suite à une dégradation de la situation financière et à une sur-estimation dans le cas contraire. Il est également possible que des erreurs de mesure sur les revenus induisent un biais sur l'estimation des taux de sorties de pauvreté. Une tentative de correction de ce biais au moyen d'un modèle à correction d'erreurs (Lollivier et Verger, 2002) donne des taux de sortie beaucoup plus faibles de l'ordre de 10 à 15% (sur la base d'un seuil de pauvreté égal à 50% de la médiane du revenu par unité de consommation), ce qui est vraisemblablement un minorant du vrai taux.

Du fait de l'attrition, le nombre d'années passées dans la pauvreté va tendre à sous-estimer sa persistance puisque les ménages les plus pauvres sortent plus rapidement de l'échantillon, et très probablement sans sortir de la pauvreté. Outre le problème de l'attrition, cet indicateur souffre de la censure. En effet, on ne sait pas si les ménages pauvres en 1994 l'étaient déjà en 1993 (censure à gauche). Inversement, pour les ménages pauvres en 1998, on ne sait pas s'ils vont sortir de cet état dès 1999 ou plus tard (censure à droite). La sensibilité de cet indicateur à la durée d'observation des ménages témoigne de l'ampleur du biais lié à la censure. Si on définit la persistance de la pauvreté par trois années minimum de présence dans cet état, les pauvres persistants représenteront 6,2% si l'estimation est faite uniquement sur les trois premières vagues. Cette proportion sera d'autant plus élevée que le nombre de vagues considéré sera important : 9,1% (4,8+4,3) pour quatre vagues et 12,3% (4,3+3,7+4,3) pour cinq vagues. En ignorant ce problème de censure, les durées observées sous-estimeraient les longs épisodes de pauvreté.

---

<sup>16</sup> Lorsqu'on estime ces flux sur l'échantillon des ménages présents à toutes les cinq vagues, les proportions restent inchangées à la décimale près. Ces taux de sortie sont comparables à ceux estimés à partir des enquêtes permanentes sur les conditions de vie (Dumartin et al., 2001).

Comme les autres indicateurs longitudinaux de la pauvreté le taux de pauvreté selon le revenu moyen sur la période d'observation peut sous-estimer l'incidence de la pauvreté du fait de l'attrition. En effet, si on considère le taux de pauvreté moyen sur l'échantillon des présents-présents, on sait qu'il sous-représente les plus pauvres. Et si on prend l'échantillon empilé où chaque ménage est représenté en autant de vagues qu'il est observé, il est vraisemblable qu'un ménage donné a plus de chance d'être dans l'échantillon pour les vagues où il n'est pas pauvre.



