PANEL SOCIO-ECONOMIQUE
"LIEWEN ZU LËTZEBUERG"

DYNAMIQUE DE PAUVRETE, EVENEMENTS MATRIMONIAUX ET EVENEMENTS D'EMPLOI EN EUROPE : Y A-T-IL UNE DIFFERENCE ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES ?

par

Frédéric BERGER
Cécile BOURREAU-DUBOIS
Bruno JEANDIDIER

Cahier PSELL n°141 **Juillet 2004**

Présentation du programme PSELL 2

Avec le programme PSELL 2 développé par la Division "Population et Ménages" du CEPS/INSTEAD, le Grand-Duché de Luxembourg dispose d'un instrument exceptionnel permettant de connaître les conditions d'existence des personnes et des ménages qui y vivent depuis 1985 : le panel socio-économique "Liewen zu Lëtzebuerg" (PSELL).

Dans le cadre de ce programme, de nombreuses informations sont récoltées chaque année sur les principaux aspects de la vie de la population du pays :

- conditions de logement, équipement et composition des ménages
- principales dépenses
- précarité
- endettement
- position scolaire des enfants
- position socioprofessionnelle des adultes
- revenus,...

En 1994, cette étude a fêté son dixième anniversaire. Sur le plan scientifique, cet événement représentait certainement un succès parce qu'il est très rare qu'un même programme de recherche puisse être développé sur une période aussi longue. Une large part de ce succès revient toutefois aux milliers de personnes qui, au fil des années, ont accepté de recevoir chez elles nos enquêteurs et de participer à ce vaste programme ; par leur contribution, elles ont permis de réunir un capital de connaissances inestimable, couvrant dix ans de la population de notre pays.

Les données récoltées ont déjà fait l'objet de nombreuses études publiées pour la plupart au CEPS/INSTEAD dans les séries suivantes :

- Documents PSELL (voir liste en annexe)
- Documents de recherche
- PSELL INFO
- ECOCEPS
- Population & Emploi

A partir de 1994, l'échantillon de l'étude a été rénové. Il compte désormais 8232 personnes réparties dans 2978 ménages (avant pondération). Cet échantillon évolue comme la population du pays. Il prend en compte les naissances, l'immigration, les mariages, les décès et l'émigration.

Pour plus d'informations :
Isabelle BOUVY
Tél. : (00352) 58 58 55-513
Fax : (00352) 58 55 60
e-mail : isabelle.bouvy@ceps.lu

Document produit par le

CEPS/INSTEAD
Centre d'études de populations, de pauvreté et de politiques socio-économiques
B.P. 48
L-4501 DIFFERDANGE

Président : Gaston SCHABER

Cahier PSELL n°141 - ISBN 2-87987-374-6 ID : 01-04-0123-E

Dynamique de pauvreté, événements matrimoniaux et événements d'emploi en Europe : y a-t-il une différence entre les hommes et les femmes ?

Fréderic Berger (CEPS/Instead, Differdange, Luxembourg)[1]

Cécile Bourreau-Dubois et Bruno Jeandidier (ADEPS-FRE 2684, Université Nancy 2 et CNRS)[2]

Une première version de ce document a été présentée aux XIes journées d'analyse longitudinale du marché du travail à Dijon, les 27 et 28 mai 2004.

[1] CEPS-INSTEAD BP 48 L-4501 Differdange Luxembourg. Tél. (352) 58 58 55. Frederic.Berger@ceps.lu

[2] EPS-ADEPS, 4, rue de la Ravinelle CO26 54035 Nancy cedex. Tél. 03 83 19 28 00. Fax. 03 83 19 28 07. Cecile.Dubois@univ-nancy2.fr / Bruno.jeandidier@univ-nancy2.fr.

Sommaire

INTRODUCTION ……. 5

CHAPITRE I **LES DEUX QUESTIONS DE RECHERCHE** …… 9

1. Des effets différenciés selon le genre ? …….. 11
2. Des différences de genre plus ou moins accentués selon le régime d'Etat-Providence ? …….. 12

CHAPITRE II **DONNEES ET METHODOLOGIE GENERALE** …….. 15

CHAPITRE III **L'IMPACT, SUR LA PAUVRETE MONETAIRE, DES EVENEMENTS D'EMPLOI ET DE CHOIX DE VIE EN COUPLE SELON LE GENRE : UNE ANALYSE EUROPEENNE** …… 21

CHAPITRE IV **L'IMPACT, SUR LA PAUVRETE MONETAIRE, DES EVENEMENTS D'EMPLOI ET DE CHOIX DE VIE EN COUPLE SELON LE GENRE : UNE ANALYSE PAR REGIMES D'ETAT-PROVIDENCE** ……. 27

CONCLUSION …… 33

BIBLIOGRAPHIE …… 37

ANNEXE …… 41

INTRODUCTION

La littérature a montré depuis longtemps, grâce à l'exploitation de données de panel, que la pauvreté est un phénomène dynamique. Alors que les études en coupe laissent penser que les pauvres sont un groupe stable et homogène, les approches longitudinales montrent qu'il existe des personnes qui connaissent de longues périodes de pauvreté mais qu'il existe également un fort taux de rotation parmi les personnes pauvres (Duncan *et al.*, 1984 ; Bane et Ellwood, 1986 ; Huff Stevens, 1994, 1995 ; Burguess et Propper, 1996).

Un tel constat conduit à s'interroger sur les origines de la dynamique de pauvreté. Comment peut-on expliquer que des ménages deviennent pauvres ? Quels sont les mécanismes qui amènent des ménages à sortir de la pauvreté ? Les travaux empiriques sur la pauvreté montrent que les événements d'emploi comme les événements familiaux ont un impact important sur les entrées en pauvreté et sur les sorties hors de celle-ci. On peut résumer le rôle de ces événements de la façon suivante : l'emploi et le mariage constitueraient des événements favorables et, à l'inverse, le chômage et la séparation seraient deux types d'événements défavorables sur le plan du niveau de vie monétaire (Duncan *et al.*, 1993 ; Muffels *et al.*, 1999 ; Oxley *et al.*, 2000 ; Finnie, 2000 ; Dubois et Jeandidier, 2000, Jeandidier *et al.*, 2002 ; Fouarge et Layte, 2003). Par ailleurs, ces mêmes travaux mettent en évidence le fait que certains événements, comme le divorce, ont un impact plus fort sur le niveau de vie monétaire des femmes que sur celui des hommes (Bartfeld, 1998 ; Di Prete et McManus, 1998 ; Jarvis et Jenkins, 1999 ; Bianchi Lekha et Kahn, 1999). S'inscrivant dans la continuité de ce type de travaux, l'objectif de notre recherche est alors double : d'une part, analyser dans quelle mesure il est pertinent de faire une distinction entre les hommes et les femmes pour comprendre le rôle des événements d'emploi et des événements matrimoniaux sur la dynamique de pauvreté et, d'autre part, examiner dans quelle mesure de tels événements sont susceptibles d'être atténués ou accentués en fonction du régime de protection sociale auquel appartient l'individu.

Notre propos est mené en trois temps. Le paragraphe 2 revient plus en détail sur nos deux questions de recherche. Le troisième paragraphe présente les données et la méthodologie générale. Enfin, les deux derniers paragraphes sont consacrés à la présentation des résultats, d'abord pour l'ensemble des pays, puis selon le régime d'Etat-providence.

CHAPITRE I

LES DEUX QUESTIONS DE RECHERCHE

Il s'agit ici d'envisager les raisons pour lesquelles l'impact des événements d'emploi et matrimoniaux sur la dynamique de pauvreté serait différent selon que l'on est un homme ou une femme, puis d'examiner dans quelle mesure ces différences seraient susceptibles d'être plus ou moins accentuées selon les pays européens concernés.

1. DES EFFETS DIFFÉRENCIÉS SELON LE GENRE ?

La première de nos questions de recherche consiste à se demander dans quelle mesure il est opportun de raisonner en termes de genre pour comprendre le rôle des transitions sur le marché du travail (limitées ici à l'accès à l'emploi et à la perte d'un emploi) et des événements matrimoniaux (union et désunion) sur la dynamique de pauvreté. Au niveau théorique, il peut sembler fondé de considérer que ces événements, selon qu'ils concernent les hommes ou les femmes, n'auront pas le même impact sur la dynamique des revenus ou des niveaux de vie des individus. Ainsi, par exemple, en raison des différences de genre observées sur le marché du travail en matière de rémunération et d'offre de travail, on peut s'attendre à ce que, dans un couple, la perte de (l'accès à) l'emploi du conjoint ait des conséquences négatives (positives) plus importantes sur les revenus du ménage que la perte de (l'accès à) l'emploi de la conjointe. De ce fait, les membres d'un couple biactif auraient plus de risque de devenir pauvres lorsque c'est le conjoint qui devient chômeur que lorsque c'est la conjointe qui perd son emploi. Inversement, les membres d'un couple auraient plus de chance de sortir de la pauvreté lorsque c'est l'époux qui trouve un emploi que lorsque c'est l'épouse. Cela étant, les différences selon le genre ne sont probablement pas aussi mécaniques que le laisse supposer notre propos. En effet, le revenu d'activité de la conjointe peut constituer un revenu additionnel qui permet justement au ménage d'être juste au-dessus du seuil de pauvreté. Dès lors, la perte de ce revenu pourrait, tout autant que celui de l'homme, être de nature à faire basculer le ménage dans la pauvreté (Fouarge et Layte, 2003). Enfin, dans le cas des individus isolés (vivant sans conjoint(e)), pour les mêmes raisons que celles précédemment évoquées, on peut s'attendre à un impact différencié des événements d'emploi : la perte (accès à) d'un emploi pour un homme devrait se traduire par une dégradation (amélioration) de ses revenus plus forte que celle que subirait une femme perdant son (trouvant un) emploi et donc entraîner une transition de pauvreté plus probable.

En ce qui concerne l'impact des événements matrimoniaux, des différences de genre devraient également être observées. Ainsi, le niveau de vie de la femme devrait être plus fréquemment affecté par la désunion que celui de l'homme : d'une part, parce que la femme est, plus souvent, plus dépendante des revenus de son conjoint que n'est celui-ci à l'égard des revenus de sa femme[3] et, d'autre part, parce que, dans la majorité des cas, c'est la femme qui prend en charge les autres individus dépendants du ménage (en particulier les enfants). En conséquence, la séparation devrait constituer un événement plus défavorable économiquement pour la femme que pour l'homme. De nombreuses études empiriques viennent confirmer cette hypothèse (Bartfeld, 1998 ; Di Prete et McManus, 1998 ; Jarvis et Jenkins, 1999 ; Bianchi Lekha et Kahn, 1999). Dans le cas particulier de l'analyse de la pauvreté, la séparation devrait

[3] Utilisant la troisième vague de l'ECHP, Maître *et al.* (2003) montrent que, sur les 12 pays observés, la contribution des revenus d'activité de la conjointe représente en moyenne entre 15 et 30% du revenu total du ménage alors que celle du conjoint représente entre 50 et 70%.

donc constituer un facteur augmentant, plus particulièrement pour les femmes, les risques de devenir pauvre, comme le montrent plusieurs travaux (Finnie, 2000 ; Fritzell et Henz 2002). Cependant, si une plus forte interdépendance économique entre les membres du couple (au sens d'une tendance à l'égalisation des contributions de l'homme et de la femme aux revenus du ménage) était observée dans certains pays, il est probable que l'effet différencié selon le genre serait moins net[4]. Quant à la mise en couple (mariage ou vie maritale), elle a souvent été avancée comme étant un événement important de la sortie de pauvreté des femmes (et plus particulièrement des mères) isolées, mais rien n'empêche de penser que l'impact soit identique pour les hommes d'une part, et tout laisse à penser que cet événement dépende du fait que le/la nouveau(elle) conjoint(e) soit ou non apporteur(se) de ressources d'autre part (Sigle-Rushton et McLanahan, 2002). L'union n'est donc pas nécessairement une voie permettant d'échapper à la pauvreté, que ce soit pour la femme ou pour l'homme. Sur cette question, la littérature ne fournit d'ailleurs pas de résultats tranchés (Fritzell et Henz, 2002).

2. DES DIFFÉRENCES DE GENRE PLUS OU MOINS ACCENTUÉS SELON LE RÉGIME D'ETAT-PROVIDENCE ?

Notre seconde question de recherche vise à examiner dans quelle mesure l'impact des événements, présumé différent selon le genre, est susceptible d'être atténué ou au contraire accentué selon les pays. Pour tenter de répondre à cette question, a été choisie, comme grille d'analyse, la typologie, désormais classique, des Etats Providence proposée par Esping-Andersen (Esping-Andersen, 1990). Certes, dans ses premiers travaux, Esping-Andersen propose une classification des pays qui n'intègre pas spécifiquement la dimension du genre. En effet, sa typologie privilégie une question centrale : la capacité des différents dispositifs de protection sociale d'émanciper le travailleur (plutôt un homme travaillant à temps plein) de sa dépendance au marché du travail. Cela étant, sous la pression des critiques féministes, Esping Andersen a, par la suite, enrichi son analyse en intégrant la dimension familiale (et tout particulièrement la question de la participation des femmes au marché du travail). Ainsi, les différents régimes d'Etat-providence peuvent également être vus comme étant plus ou moins familialistes selon qu'ils assignent une pleine responsabilité à la famille dans la satisfaction des besoins sociaux de ses membres ou qu'ils cherchent, à l'inverse, à diminuer la dépendance des individus (et en particulier celle des femmes) envers leur famille (Esping-Andersen, 1999).

En prenant appui sur cette grille d'analyse enrichie, on peut caractériser chaque type de régime par un certain niveau de développement du système de protection sociale (niveau des transferts, mesures de conciliation vie professionnelle /vie familiale, etc.), mais aussi par des différences de genre sur le marché du travail (différences de taux d'activité, de durée de travail ou de taux de salaire), qui *a priori* seront plus ou moins fortes. La combinaison, spécifique à chaque régime d'Etat-providence, de ces deux dimensions permet alors, dans une certaine mesure, de dégager des hypothèses sur le fait que, selon les pays, les différences de genre seraient plus ou moins accentuées en matière d'impact des effets des événements matrimoniaux et d'emploi sur la dynamique de la pauvreté.

[4] Mc Manus et Di Prete (2001) montrent que, parce qu'il existe une interdépendance économique de plus en plus grande au sein des couples américains, une proportion croissante d'hommes subissent une dégradation de leur niveau de vie à la suite d'une séparation.

Ainsi, dans le régime libéral, qui privilégie le marché comme institution centrale et donc où l'Etat n'a qu'un rôle résiduel en matière de protection sociale (en privilégiant des politiques d'assistance distribuant des prestations modestes), c'est le marché qui détermine la position des femmes. Ces dernières ne sont ainsi ni encouragées ni découragées par les pouvoirs publics en matière d'activité professionnelle. A l'opposé du régime libéral, le régime socio-démocrate s'appuie sur un principe d'universalité. Le système de protection sociale vise alors à garantir les droits sociaux à l'ensemble des citoyens en offrant des prestations sociales plutôt généreuses (généralement sans conditions de ressources) et en soutenant une politique de plein emploi. En particulier, des mesures sont prises pour encourager l'accès des femmes au marché du travail. A l'inverse, le régime conservateur-corporatiste, dont les prestations sociales sont également relativement généreuses mais dont le versement est conditionné au fait de participer au marché du travail, cherche plutôt à décourager l'activité féminine. Dans ce type de régime, l'homme est censé être l'unique pourvoyeur de ressources (*male breadwinner model*) tandis que la femme reste à la maison pour s'occuper des membres dépendants du ménage (Letablier et Lurol, 2000). Enfin, le régime latin, qui est caractérisé par des politiques publiques peu généreuses, considère, comme le modèle conservateur, que la famille doit constituer le soutien central en cas de difficultés. En conséquence, le marché constitue la source centrale de revenus pour les membres du ménage d'une part, et les femmes sont fortement contraintes de rester en dehors du marché du travail pour prendre en charge les activités domestiques d'autre part.

Une fois intégré le critère du genre, que nous apporte la typologie de Esping-Andersen concernant l'existence d'éventuelles différences, selon les régimes, dans les effets des événements matrimoniaux et d'emploi sur la dynamique de la pauvreté ? En ce qui concerne les conséquences de la séparation, on peut s'attendre à ce que ce soit dans les régimes socio-démocrates que la différence d'impact soit la plus atténuée (Uunk, 2003). En effet, dans ce type de régime, d'une part, les femmes sont relativement indépendantes financièrement et, d'autre part, le système de protection sociale compense largement l'occurrence des risques sociaux (dont l'éventuel risque de pauvreté lié à la séparation). A l'inverse, c'est sans doute dans les régimes latins que les femmes subissent le plus fortement, comparativement aux hommes, les conséquences d'une séparation : d'une part, parce qu'elles sont handicapées économiquement en raison de leur faible participation au marché du travail, d'autre part, parce que les prestations sociales sont peu généreuses. Les femmes vivant dans un régime libéral ou dans un régime conservateur se trouveraient dans une position intermédiaire. On peut cependant penser que dans le régime libéral la vulnérabilité des femmes vis-à-vis de la séparation est un peu moins forte que dans le régime conservateur. En effet, quoique dans ce dernier type de régime les prestations sociales soient plus généreuses que dans le régime libéral, la participation au marché du travail des femmes vivant dans un régime libéral est *a priori* plus forte que pour celles vivant dans un régime conservateur.

En ce qui concerne les conséquences, différenciées selon le genre, de l'accès à l'emploi ou de la perte d'un emploi, les éléments d'analyse fournis par la typologie d'Esping-Andersen permettent également d'avancer quelques hypothèses. On peut penser que dans les pays où le marché joue un rôle central dans la détermination des revenus, les inégalités salariales entre hommes et femmes risquent d'être plus fortes que dans les pays où les interventions de l'Etat-providence sont gouvernées par des principes d'égalité des droits. Conséquemment, dans les régimes socio-démocrates, les différences d'impact des événements d'emploi selon le genre devraient être plus faibles que dans des régimes libéraux ou latins. Cela étant, il est fort probable que les différences entre pays sont plus complexes que ce que nous venons de décrire, si bien qu'il est sans doute délicat d'établir *a priori* un classement entre types de pays. En effet, il faut tenir compte non seulement du taux de salaire, mais également de l'offre de travail des femmes. Ainsi, un taux d'emploi à temps partiel élevé chez les femmes, soit en raison d'une offre abondante d'emplois à temps partiel (régime socio-démocrate), soit en raison d'une faible incitation à augmenter l'offre de travail féminin, du moins pour les femmes en couple (régime conservateur-corporatiste), peut entraîner une différence de genre dans l'impact des événements d'emploi, alors que la relative égalité salariale entre les hommes et les femmes dans ces pays va au contraire dans le sens de la réduction de cette différence de genre. A l'inverse, une offre de travail élevée de la part des femmes (régime libéral) peut contribuer à limiter l'effet des écarts de taux de salaire entre hommes et femmes. En revanche, dans le cas des pays appartenant au régime latin, on peut s'attendre, pour les femmes vivant avec un conjoint, à ce que l'impact différencié des événements d'emploi soit plus prononcé que dans les autres types de pays, d'une part en raison des inégalités salariales (cf. *supra*) et, d'autre part, en raison de l'existence de désincitations au travail pour les femmes en couple (faible nombre d'heures travaillées).

CHAPITRE II

DONNEES ET METHODOLOGIE GENERALE

Pour mener nos analyses, nous utilisons les données des trois premières vagues de l'*European Community Household Panel* (1994-96) qui rassemblent des informations relatives aux douze pays de la Communauté européenne de l'époque[5]. Pour chacune des trois observations annuelles, chaque ménage est diagnostiqué du point de vue de la pauvreté monétaire. Un ménage, et conséquemment chacun de ses membres, est considéré comme pauvre si son niveau de vie (somme de l'ensemble des revenus du ménage rapportée au nombre d'unités de consommation calculé selon l'échelle d'équivalence OCDE modifiée[6]) est inférieur à 60% du niveau de vie médian du pays. La comparaison entre deux vagues d'enquête successives permet de déterminer les transitions de pauvreté. Un individu est considéré comme sortant de la pauvreté si en vague t son niveau de vie est inférieur à 55% de la médiane et est supérieur à 60% de la médiane en vague t+1 ; si en vague t son niveau de vie est compris entre 55% et 60% de la médiane, l'individu est considéré comme « sortant » si en vague t+1 son niveau de vie est supérieur à 65%. Un individu est considéré comme entrant dans la pauvreté si en t son niveau de vie est supérieur à 65% de la médiane et qu'en t+1 ce dernier est inférieur à 60% de la médiane ; de même, si en t le niveau de vie est compris entre 60% et 65% de la médiane, l'individu est considéré comme devenant pauvre dès lors qu'en t+1 son niveau de vie est inférieur à 55% de la médiane. Ces règles permettent donc de ne pas considérer comme étant des transitions de pauvreté les variations minimes autour du seuil de pauvreté. Les transitions de pauvreté sont déterminées pour chacune des deux paires d'années (1994-95 et 1995-96) ; ainsi nous travaillons sur un échantillon *poolé* de transitions : les individus présents à chacune des trois interrogations apparaissent donc deux fois dans l'échantillon. Les taux de sortie et d'entrée, calculés sur cet échantillon *poolé*, sont indiqués en haut des tableaux A et B de l'annexe et ce, pour chacun des quatre sous-groupes d'individus analysés[7].

L'analyse ne porte pas sur l'ensemble des individus et ce, de manière à limiter le risque de non indépendance des observations (les individus d'un même ménage deux années de suite connaissent la même transition de pauvreté et les mêmes événements). En effet, nous avons restreint le champ de l'analyse aux personnes de référence (chefs de ménage) et à leurs conjoints. Et comme l'analyse est menée séparément selon le genre, les deux membres d'un couple de référence appartiennent automatiquement chacun à un sous-groupe différent. Enfin, comme notre analyse s'intéresse plus spécifiquement aux événements d'emploi et à la formation/dissolution des couples, d'une part, nous avons limité l'échantillon aux individus âgés de moins de 70 ans[8] en t et, d'autre part, nous avons mené l'analyse sur des sous échantillons séparés selon que les individus vivent ou non en couple en t[9].

---

[5] Dans nos analyses, les Pays-Bas sont exclus faute de données de calendrier relatives à l'activité mensuelles des individus (nos indicateurs de statut annuel d'activité sont en effet définis sur la base du statut occupé le plus longtemps pendant l'année).

[6] Cette échelle d'équivalence attribue une unité de consommation au premier adulte du ménage, 0,5 unité de consommation pour les autres adultes et 0,3 unité de consommation pour les enfants, c'est-à-dire pour les individus âgés d'au plus 13 ans.

[7] Les résultats sont pondérés à l'aide de la variable de poids en t+1 (qui doit donc tenir compte de l'attrition entre deux vagues) proposée par Eurostat, à laquelle s'ajoute un correctif de manière à ce que chaque échantillon national soit pris en compte proportionnellement à la taille de population relative que le pays en question représente dans l'ensemble de l'Europe. Sont naturellement exclues les observations pour lesquelles certaines variables sont non renseignées (notamment tous les individus dont on ne peut pas observer de transition parce qu'ils ne sont présents qu'à l'une des deux vagues d'enquête t ou t+1).

[8] Nous avons retenu cet âge limite de manière à s'assurer de correctement prendre en compte l'événement que constitue le passage de l'activité à la retraite.

[9] Les effectifs des quatre sous échantillons, par genre et selon que l'individu vit ou non en couple, sont donnés aux tableaux A et B de l'annexe.

Compte tenu, d'une part, de cette délimitation de la population étudiée et, d'autre part, du type de mesure des transitions de pauvreté retenu, notre méthodologie consiste à estimer à l'aide de régressions Logit les impacts de différents événements sur les probabilités d'entrer en pauvreté ou de sortie de pauvreté de quatre sous-populations de chefs de ménages ou de conjoint(e) de ces derniers : les hommes sans conjointe, les femmes sans conjoint, les hommes vivant en couple et les femmes vivant en couple. L'analyse porte *in fine* sur la comparaison de ces impacts selon le genre.

Les événements d'emploi que nous analysons (cf. les variables indépendantes des tableaux A et B en annexe) sont distingués selon qu'ils concernent l'homme, la femme (personne de référence ou conjoint) ou un autre membre du ménage. Concernant les autres membres du ménage, les indicateurs retenus sont des *dummies* signifiant « au moins un autre membre du ménage a connu l'événement d'emploi en question ». Il convient également de préciser que pour ces autres membres du ménage, l'événement d'emploi est considéré dans un sens élargi : la perte d'emploi signifie soit que l'individu est présent en t et t+1 et qu'il perd son emploi, soit que l'individu pourvu d'emploi a quitté le ménage entre t et t+1 ; il en est de même pour les autres événements d'activité[10]. Il n'en va en revanche pas de même pour l'homme et la femme (chef de ménage et conjoint) car, pour eux, en cas de départ du ménage ou d'arrivée dans le ménage, ce sont les événements d'union et de désunion qui renseignent sur le statut d'activité de l'arrivant ou du partant[11].

Les autres événements familiaux concernent les autres membres du ménage : dans le ménage de l'individu analysé, on observe, entre t et t+1, au moins une naissance, au moins un décès, au moins un autre membre se mettant en couple, l'arrivée d'un nouveau autre membre (ou plusieurs) par cohabitation – c'est-à-dire ni par naissance, ni par union –, le départ d'un autre membre (ou plusieurs) par décohabitation – c'est-à-dire ni par décès, ni par désunion[12].

Enfin, nos régressions économétriques introduisent différentes variables de contrôle observées en t : l'âge de la personne de référence (position du ménage dans le cycle de vie), le nombre d'enfants âgés de moins de 16 ans du ménage (ce qui permet de tenir compte notamment, pour les deux sous-groupes « sans conjoint », de la spécificité des situations de monoparentalité), le nombre de personnes en emploi dans le ménage (pour tenir compte du fait que, par exemple, la perte d'un emploi n'a pas la même portée selon le nombre d'emplois du ménage), un indicateur temporel (transition 1994-95, pour prendre en compte un éventuel effet conjoncturel) et un indicateur de qualité de l'information[13].

---

[10] Par exemple, l'accès à l'emploi concerne soit un individu présent en t et t+1 et accédant à l'emploi, soit l'arrivée dans le ménage d'un nouveau autre membre pourvu d'emploi.

[11] Par exemple, lorsqu'un homme chef de ménage se met en couple entre t et t+1 avec une femme pourvue d'emploi, il est concerné par l'événement « union avec une conjointe en emploi » et non par l'événement « un autre membre du ménage accède à l'emploi ».

[12] La désunion d'un autre membre du ménage n'est pas prise en compte comme événement familial dans l'analyse du fait d'effectifs extrêmement faibles.

[13] Afin de ne pas réduire inconsidérément la taille de l'échantillon, nous avons en effet décidé de garder certaines observations incomplètes. Lorsque toute l'information est renseignée pour chacun des membres du ménage sauf pour l'un d'entre eux qui, par exemple, n'a pas déclaré son statut d'emploi, le ménage est conservé pour l'analyse, mais l'on sait qu'il y a un risque de n'avoir pas pris en compte (sous estimation) une éventuelle transition d'emploi de l'individu n'ayant pas répondu complètement ; l'indicateur de qualité permet, d'une certaine manière, de tenir compte de cette éventualité.

L'ensemble des résultats économétriques est reporté dans les tableaux A et B de l'annexe où le lecteur trouvera les valeurs de tous les ratios de rapports de chances estimées (*odds ratios*) relatifs aux variables indépendantes dont le coefficient de régression est significatif au seuil de 5% et ce, pour les huit régressions (4 sous-groupes de population pour chacun des deux types de transition de pauvreté). Mais pour les commentaires à venir (points 4 et 5), nous recourons à un autre type d'indicateurs pour les raisons suivantes.

Prenons pour exemple la probabilité estimée d'entrer en pauvreté $\hat{P}(\text{entrée} = 1) = \frac{e^{(\hat{\alpha}+\hat{\beta}_k.X_k+\hat{\gamma}.Z)}}{1+e^{(\hat{\alpha}+\hat{\beta}_k.X_k+\hat{\gamma}.Z)}}$, avec X_k la matrice des différentes variables indépendantes et Z l'événement d'emploi ou matrimonial que l'on veut étudier plus spécifiquement.

Si le ratio de rapports de chances estimées $\frac{\frac{\hat{P}\ (\text{entrée} = 1, \text{si } Z = 1)}{\hat{P}\ (\text{entrée} = 0, \text{si } Z = 1)}}{\frac{\hat{P}\ (\text{entrée} = 1, \text{si } Z = 0)}{\hat{P}\ (\text{entrée} = 0, \text{si } Z = 0)}}$, relatif à la variable indépendante (l'événement) Z, a l'avantage d'être une constante facile à reporter dans un tableau (même valeur quel que soit l'individu) comme nous le proposons dans les tableaux A et B en annexe, il n'indique pas pour autant directement l'impact marginal de la variable indépendante Z sur la probabilité : $\frac{\hat{P}\ (\text{entrée} = 1, \text{si } Z = 1)}{\hat{P}\ (\text{entrée} = 1, \text{si } Z = 0)}$. Cet impact n'est en effet pas facilement explicitable car il dépend de la valeur des différentes k variables indépendantes X_k et donc il varie d'un individu à l'autre selon ses caractéristiques X_k. C'est pourquoi, nous avons calculé pour chacun des n individus de l'échantillon la probabilité estimée – ici d'entrer en pauvreté – d'une part avec Z = 0 et, d'autre part, avec Z = 1 ; puis nous avons calculé les deux moyennes des ces probabilités estimées,

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} \frac{e^{(\hat{\alpha}+\hat{\beta}_k.X_{ik})}}{1+e^{(\hat{\alpha}+\hat{\beta}_k.X_{ik})}}}{n} = \bar{\hat{P}}(\text{entrée} = 1|_{Z=0}) \quad \text{et} \quad \frac{\sum_{i=1}^{n} \frac{e^{(\hat{\alpha}+\hat{\beta}_k.X_{ik}+\hat{\gamma})}}{1+e^{(\hat{\alpha}+\hat{\beta}_k.X_{ik}+\hat{\gamma})}}}{n} = \bar{\hat{P}}(\text{entrée} = 1|_{Z=1}).$$

Le rapport entre ces deux moyennes peut alors être interprété comme l'impact estimé, en moyenne, de l'événement Z : dans quelle proportion varierait la probabilité moyenne d'entrer en pauvreté si l'on passait d'une situation où personne ne connaissait l'événement Z à une situation où tous les individus connaissaient l'événement Z ? Nous avons calculé, pour chacun des événements analysés, de tels rapports de moyennes d'une part pour les hommes et d'autre part pour les femmes, et si les deux rapports sont différents on en déduit que l'événement Z a un impact différent selon le genre.

Enfin, pour comparer des différences de genre selon les régimes d'Etat-providence, nous avons calculé pour chaque type de régimes le ratio suivant : le rapport entre les deux précédentes moyennes calculées pour les hommes divisé par le rapport entre les deux précédentes moyennes calculées pour les femmes. Ce faisant, il s'agit, premièrement, d'examiner si l'événement considéré a un impact plus important pour l'homme que pour la femme (dans ce cas le ratio est supérieur à 1) en termes d'accroissement des risques d'entrée ou de sortie de pauvreté et, deuxièmement, de repérer dans quel régime d'Etat-providence cette différence de genre est relativement la plus (la moins) prononcée.

CHAPITRE III

L'IMPACT, SUR LA PAUVRETE MONETAIRE, DES EVENEMENTS D'EMPLOI ET DE CHOIX DE VIE EN COUPLE SELON LE GENRE : UNE ANALYSE EUROPEENNE

Si l'on s'intéresse aux deux principaux événements d'emploi que sont l'accès à l'emploi et la perte d'emploi, on s'attend naturellement à ce que le premier protége de la pauvreté (en particulier qu'il augmente la probabilité d'en sortir et éventuellement qu'il réduise celle d'y entrer) et que le second ait un impact inverse. Par ailleurs, les effets des deux événements devraient être plus faibles dans le cas des femmes (cf. *supra*).

C'est effectivement ce que l'on peut observer au tableau 1 en ce qui concerne l'impact de la perte d'emploi sur la probabilité de devenir pauvre et ce, qu'il s'agisse d'individus vivant avec ou sans conjoint[14] : le rapport des probabilités moyennes estimées est supérieur à 1 (ce qui signifie un impact positif de l'événement) et est plus grand lorsque l'événement concerne les hommes (8,3 > 6,1 pour les sans conjoint(e) et, environ 5 > 2,4 pour les individus en couple). Il en est un peu de même quant à l'effet de l'accès à l'emploi sur la probabilité de sortir de la pauvreté (*cf.* tableau 2), mais la différence de genre ne s'observe pas nettement dans le cas des individus vivant en couple (1,56 *versus* 1,52) : *ceteris paribus*, pour qu'un couple sorte de la pauvreté, peu importe lequel des deux conjoints accède à l'emploi, l'effet attribuable à l'accès à l'emploi sera en moyenne identique.

T1 **Rapport entre la probabilité estimée moyenne <u>d'entrer en pauvreté</u> si l'événement se produit et la probabilité estimée moyenne d'entrer en pauvreté si l'événement ne se produit pas**

$\frac{\bar{\hat{P}}(\text{entrée} = 1_{\text{si } Z=1})}{\bar{\hat{P}}(\text{entrée} = 1_{\text{si } Z=0})}$	**Hommes sans conjointe**	**Femmes sans conjoint**	**Hommes en couple**	**Femmes en couple**
Homme perd son emploi	8,33	///	5,20	4,74
Femme perd son emploi	///	6,12	2,43	2,38
Homme accède à l'emploi	1 (n.s.)	///	1,26	1 (n.s.)
Femme accède à l'emploi	///	1 (n.s.)	0,57	0,60
Union, conjoint avec emploi	1 (n.s.)	0,35	///	///
Union, conjoint sans emploi	1 (n.s.)	1 (n.s.)	///	///
Désunion, conjoint avec emploi	///	///	3,22	8,30
Désunion, conjoint sans emploi	///	///	1 (n.s.)	4,13

Source : ECHP vagues 1 à 3. Champ : les Douze moins les Pays-Bas.
Guide de lecture : toutes choses égales par ailleurs, la probabilité moyenne estimée qu'un homme sans conjointe devienne pauvre est 8,3 fois plus élevée lorsqu'il perd son emploi que lorsqu'il ne connaît pas cet événement d'emploi. Lorsque le coefficient de régression associé à un événement n'est pas significativement différent de zéro au seuil de 5%, nous avons considéré que l'effet est nul et avons alors indiqué dans le tableau un rapport égal à 1 et la mention « n.s. » (non significatif).

[14] Il convient de souligner que les résultats concernant les individus vivant en couple sont très similaires qu'il s'agisse des hommes ou des femmes. Ceci s'explique par le fait que, pour l'essentiel, les deux sous groupes ont la même constitution, l'un contenant l'homme, l'autre la femme d'un même couple (et donc, le plus souvent, l'homme et la femme connaissent les mêmes événements). Les seules différences de constitution des deux sous-groupes proviennent soit d'une différence d'âge entre les conjoints qui fait qu'un des deux membres du couple peut être exclu de l'analyse du fait de son âge, soit du fait que les deux conjoints n'appartiennent plus au même ménage en t+1.

T2 **Rapport entre la probabilité estimée moyenne de sortir de la pauvreté si l'événement se produit et la probabilité estimée moyenne de sortir de la pauvreté si l'événement ne se produit pas**

$\frac{\bar{\hat{P}}(\text{sortie} = 1_{\text{si } Z=1})}{\bar{\hat{P}}(\text{sortie} = 1_{\text{si } Z=0})}$	**Hommes sans conjointe**	**Femmes sans conjoint**	**Hommes en couple**	**Femmes en couple**
Homme perd son emploi	1 (n.s.)	///	0,65	0,69
Femme perd son emploi	///	0,59	1 (n.s.)	1 (n.s.)
Homme accède à l'emploi	1,78	///	1,56	1,57
Femme accède à l'emploi	///	1,62	1,52	1,53
Union, conjoint avec emploi	1,74	2,37	///	///
Union, conjoint sans emploi	0,39	1 (n.s.)	///	///
Désunion, conjoint avec emploi	///	///	2,14	0,48
Désunion, conjoint sans emploi	///	///	1,61	1 (n.s.)

Source : ECHP vagues 1 à 3. Champ : les Douze moins les Pays-Bas.
Guide de lecture : voir tableau 1.

En revanche, l'hypothèse secondaire selon laquelle l'accès à l'emploi réduirait la probabilité de devenir pauvre n'est pas confirmée pour les individus vivant sans conjoint, elle l'est seulement dans le cas où c'est une femme vivant en couple qui accède à l'emploi (*cf.* au tableau 1 le rapport de probabilités moyennes estimées qui est inférieur à 1). On peut éventuellement voir dans ce dernier résultat l'expression d'une stratégie de remplacement de la part de la femme : face à un risque de pauvreté dû par exemple à la perte d'emploi de l'homme, le retour sur le marché du travail de la part de la conjointe permettrait de réduire ce risque. Mais la nature de nos données (indicateurs annuels non datés mensuellement) ne permet pas de tester la pertinence de ce raisonnement *post hoc ergo propter hoc*. Quant à l'accès à l'emploi des hommes vivant en couple, il montre un effet curieusement positif sur la probabilité de devenir pauvre, mais cet effet n'est pas significatif pour le sous groupe des femmes vivant en couple (*cf.* tableau 1). Il faut donc en conclure que l'impact est dû à des hommes dont la conjointe plus âgée est exclue de l'analyse ou à des hommes qui ne connaissent pas la même histoire que leurs conjointes[15].

Enfin, la dernière hypothèse relative aux principaux événements d'emploi n'est pas non plus systématiquement confirmée. En effet, la perte d'emploi réduit la probabilité de sortir de la pauvreté uniquement pour les femmes sans conjoint et, dans le cas de couples, uniquement si cette perte touche l'homme (*cf.* tableau 2). Pour les couples, cette différence attendue selon le genre peut s'expliquer : d'abord, s'agissant de ménages pauvres, il est peu probable que les deux membres du couple aient un emploi et il est fortement probable que l'unique emploi (à perdre) est celui de l'homme ; ensuite, si la femme a un emploi, il est probable que sa rémunération soit faible et donc que la perte de cet emploi n'empêche pas une sortie de la pauvreté du fait d'un autre événement d'emploi (la perte d'emploi de la femme ne serait donc pas systématiquement associée au maintien sous le seuil de pauvreté). En revanche, la différence de genre relative aux individus vivant sans conjoint (impact négatif plus fort pour les femmes) est plus délicate à interpréter.

[15] Par exemple, l'accès à l'emploi pourrait être une réaction d'un homme tentant de réduire le risque de pauvreté que constitue pour lui le fait de quitter – ou être quitté par – une femme active ; réaction cependant insuffisante dans la mesure où cette transition d'activité est significativement associée à l'événement « entrée en pauvreté ».

Concernant les autres événements d'emploi, on peut également noter quelques différences selon le genre. Le passage du chômage à l'inactivité (découragement) accroît la probabilité de devenir pauvre des femmes sans conjoint mais n'a pas d'effet sur celle des hommes sans conjointe (*cf.* tableau A en annexe) ; en revanche, on observe l'inverse à propos des individus vivant en couple : le fait que l'homme passe du chômage à l'inactivité produit un effet positif deux fois plus important sur la probabilité de devenir pauvre que ne produit le même événement lorsqu'il concerne la femme (le rapport de probabilités moyennes estimées est dans le premier cas égal à 4,4, contre 2,3 dans le second cas). Le passage à la retraite est également un événement qui produit des effets différents selon le genre. Lorsque ce type d'événement concerne des hommes vivant en couple, il accroît significativement la probabilité de devenir pauvre alors que s'il s'agit de femmes vivant en couple cela ne provoque pas d'effet significatif (*cf.* tableau A en annexe). De même, le passage à la retraite pour les hommes vivant sans conjointe constitue un événement positivement associé à la sortie de la pauvreté, alors que c'est un événement non significatif dans le cas des femmes sans conjoint ; à l'inverse, dans le cas des couples, c'est le passage à la retraite des conjointes, et non celui des conjoints, qui est associé positivement à cette probabilité de sortie de pauvreté (*cf.* tableau B en annexe).

Venons-en à présent à l'impact des événements matrimoniaux. Comme le montre le tableau 1, la désunion accroît considérablement la probabilité de devenir pauvre des femmes qui se séparent d'un homme pourvu d'emploi et cet impact est deux fois et demi plus élevé que celui relatif à la séparation d'un homme avec une femme en emploi (8,3 *versus* 3,2). La désunion constitue également un événement significativement associé à la probabilité d'entrer en pauvreté pour les femmes qui quittent (sont quittées par) un homme sans emploi[16], alors que l'effet est non significatif pour les hommes. Mais la différence de genre peut-être la plus symptomatique concerne l'analyse des sorties de pauvreté (*cf.* tableau 2). En effet, si la désunion constitue un facteur aggravant pour les femmes (en diminuant sensiblement leur probabilité moyenne de sortir de la pauvreté), elle constitue en revanche une aubaine pour les hommes qui trouvent dans le fait de quitter (être quittés par) leurs conjointes un événement matrimonial accroissant leur probabilité de sortir de la pauvreté et ce, que leurs épouses ou compagnes aient ou non un emploi. La désunion apparaît donc clairement et comme attendu, du point de vue de son impact sur les transitions de pauvreté, comme un facteur fortement discriminant selon le genre au détriment des femmes.

A l'inverse et à nouveau comme attendu, l'union avec un(e) conjoint(e) en emploi apparaît comme un événement relié positivement à la probabilité de sortir de la pauvreté et, cette fois-ci, avec un effet d'ampleur un peu plus importante pour les femmes comparativement aux hommes (2,4 *versus* 1,7, *cf.* tableau 2). On note d'ailleurs que, pour les femmes, s'unir à un conjoint pourvu d'emploi a en moyenne plus d'impact, pour quitter la pauvreté, que trouver soi-même un emploi (2,4 *versus* 1,6). Quant à l'alliance avec un(e) partenaire sans emploi, elle est sans effet pour les femmes et a un impact négatif sur la probabilité de sortir de la pauvreté pour les hommes ; sans véritablement confirmer l'hypothèse avancée quant à l'effet de l'union[17], ce résultat ne contredit pas pour autant l'idée d'un impact plus favorable pour les femmes que pour les hommes. Enfin, vis-à-vis des

[16] Qu'il s'agisse de la désunion ou de l'union, nous avons testé des spécifications distinguant, pour la modalité « sans emploi », les cas de chômage des cas d'inactivité. Cette distinction ne produisant pas de résultat intéressant, nous n'avons pas cru nécessaire de conserver *in fine* cette distinction.

[17] On s'attend à ce que l'union joue positivement sur la probabilité de sortir de la pauvreté et ce, plus nettement pour les femmes que pour les hommes.

transitions vers la pauvreté (*cf.* tableau 1), l'union ne représente une protection que pour les femmes trouvant un conjoint en emploi. Tout comme pour la désunion, l'union constitue donc un événement matrimonial dont l'impact sur les transitions de pauvreté diffère selon le genre, plutôt au détriment des hommes cette fois-ci.

Concernant les autres événements familiaux, soulignons brièvement quelques résultats (*cf.* tableaux A et B en annexe). L'absence d'impact dû aux unions d'autres membres du ménage s'explique très probablement par la très faible fréquence de ce type d'événement[18]. Les naissances accroissent la probabilité de devenir pauvre pour les individus vivant en couple et, plus généralement, cette probabilité croît avec le nombre total d'enfants âgés de moins de 16 ans dans le ménage (inversement, la probabilité de sortir de la pauvreté décroît avec ce nombre)[19]. Si le décès d'un membre du ménage ne constitue pas un événement significatif dans la grande majorité de nos régressions, on peut cependant noter une différence de genre : la survenance d'un décès dans le ménage accroît deux fois plus la probabilité de devenir pauvre des femmes vivant en couple qu'elle ne l'accroît pour les hommes en couple (le rapport de probabilités moyennes estimées est de 3,4 dans le premier cas, contre 1,7 dans le second cas)[20]. Enfin, les phénomènes de cohabitation et décohabitation d'autres membres dans le ménage nécessiteraient des analyses plus poussées car, si ces événements modifient sans ambiguïté le dénominateur du niveau de vie (nombre d'unités de consommation), leurs impact sur le numérateur (apport de ressources monétaires) est plus aléatoire, d'où des effets sur les transitions de pauvreté difficiles à prédire et à justifier avec pertinence et cohérence[21].

[18] Pour l'analyse des sorties de pauvreté, l'événement se produit dans seulement 24 ménages dont la personne de référence vit en couple. Pour l'analyse des entrées en pauvreté, l'événement concerne 75 ménages dont la personne de référence vit en couple, 17 ménages dont la personne de référence est une femme vivant sans conjoint et 12 ménages dont la personne de référence est un homme vivant sans conjoint.

[19] L'absence d'impact des naissances pour les individus vivant sans conjoint s'explique par la rareté de cet événement dans ces ménages. Pour les individus pauvres vivant en couple, le fait que les naissances n'aient pas d'impact sur leur probabilité de sortir de la pauvreté signifierait que c'est moins l'accroissement du nombre d'enfants que le nombre lui-même qui constituerait le facteur associé négativement à la sortie de pauvreté.

[20] Ce décès pouvant toucher le conjoint de l'individu en question, si l'on fait l'hypothèse que les ressources des hommes sont supérieures à celles des femmes (revenus du travail ou pensions de retraite), il est compréhensible que l'impact soit plus important lorsque le survivant du couple est la femme.

[21] La cohabitation joue positivement sur la probabilité de devenir pauvre (sauf pour les hommes sans conjoint) et sur la probabilité de sortir de la pauvreté (uniquement les individus vivant sans conjoint). La décohabitation ne joue pas sur la probabilité de devenir pauvre, mais joue positivement sur la probabilité de sortir de la pauvreté des seuls individus vivant en couple.

CHAPITRE IV

L'IMPACT, SUR LA PAUVRETE MONETAIRE, DES EVENEMENTS D'EMPLOI ET DE CHOIX DE VIE EN COUPLE SELON LE GENRE : UNE ANALYSE PAR REGIMES D'ETAT-PROVIDENCE

Il s'agit à présent d'examiner dans quelle mesure les résultats précédents sont modifiés une fois pris en compte le régime d'Etat-providence des différents pays européens de l'ECHP. Plutôt que d'intégrer la variable du régime d'Etat-Providence, en croisant toutes les variables indépendantes avec cette variable catégorielle à quatre modalités (spécification excessivement lourde), dans les huit régressions précédemment présentées, nous avons choisi d'estimer les probabilités de sortie de la pauvreté et d'entrée dans la pauvreté séparément pour chacun des quatre groupes de pays définis selon le régime d'Etat-providence, ce qui fait au total 32 régressions : 4 sous-groupes d'individus * 2 types de transitions de pauvreté * 4 régimes d'Etat-providence (cf. les principaux résultats aux tableaux 3 et 4).

Dans le cas des **individus vivant en couple**, on observe que c'est dans les pays libéraux (Grande-Bretagne et Irlande) que la différence d'effet selon le genre est la plus importante en ce qui concerne l'impact de la perte d'emploi sur la probabilité de devenir pauvre[22] : lorsque c'est l'homme qui perd son emploi, l'effet de cet événement sur la probabilité moyenne d'entrer en pauvreté est 2,6 fois plus élevé que lorsque c'est la femme qui perd son emploi, contre seulement environ 2 fois plus pour les deux autres catégories de pays (*cf.* tableau 3, ligne 14 : 1,9 pour les pays conservateurs, c'est-à-dire l'Allemagne, la France, la Belgique et le Luxembourg, et 2,1 pour les pays latins, c'est-à-dire l'Espagne, le Portugal, l'Italie et la Grèce). Les pays appartenant au régime libéral se distinguent également, mais dans une moindre mesure, du point de vue de l'impact positif de l'accès à l'emploi sur la probabilité de sortir de la pauvreté (*cf.* tableau 4, ligne 16). Ainsi, alors que dans les pays relevant du régime conservateur-corporatiste ou du régime latin peu importe lequel des deux conjoints accède à l'emploi (ratio égal à 1, ce qui signifie que lorsque c'est l'homme qui accède à l'emploi cela n'accroît pas plus les chances du couple de sortir de la pauvreté que si c'était la femme qui accédait à un emploi), dans les pays du régime libéral on observe une légère différence de genre au bénéfice de l'emploi masculin (ratio égal à 1,2).

Ces deux résultats peuvent, dans une certaine mesure, étayer l'hypothèse selon laquelle les écarts entre hommes et femmes seraient plus importants dans les pays où le marché occupe une place centrale dans la détermination des revenus. Cependant, ces mêmes résultats sont contradictoires avec un autre des effets attendus, à savoir le fait que les différences de genre en matière d'impact des événements d'emploi devraient être nettement plus importantes dans les pays latins que dans les deux autres régimes. Du point de vue de l'effet de la perte d'emploi sur la probabilité d'entrer en pauvreté, la différence selon le genre est effectivement plus élevée dans les pays latins que dans les pays conservateurs, mais elle n'est pas pour autant supérieure à celle observée dans les pays libéraux (ratio égal à 2,1 dans les pays latins contre 2,6 dans les pays libéraux). La contradiction est encore plus nette en ce qui concerne l'effet de l'accès à l'emploi sur la probabilité de sortir de la pauvreté. En effet, on observe, d'une part, qu'il n'y a pas, en la matière, de différence de genre dans les pays latins et, d'autre part, que, pour ce type d'événement, les pays latins ne se démarquent pas des autres pays. Cela conduit alors à avancer une autre idée : dans ce type de régime, les femmes vivant en couple et travaillant seraient plutôt des femmes ayant choisi, comme les hommes, de s'investir professionnellement (en travaillant à temps plein) plutôt que dans la vie familiale (en travaillant à temps partiel pour concilier vie familiale et vie professionnelle). Une telle

[22] Contrairement à ce qui était attendu, les événements d'emploi concernant les femmes vivant en couple n'ont pas, au Danemark, d'effet significatif sur la dynamique de pauvreté. Cela étant, l'échantillon de ce pays étant de taille relativement limitée (un peu moins de 200 observations pour l'estimation des sorties de pauvreté), il nous semble délicat d'interpréter ce résultat. Pour cette même raison, dans la suite du commentaire, nous avons préféré ne pas commenter les résultats de ce pays et ce, bien qu'il soit le seul, dans notre échantillon, à illustrer le régime socio-démocrate.

hypothèse est confortée par le fait que, dans les pays latins, la part du temps partiel chez les actives occupées est en moyenne deux fois plus faible que chez leurs homologues européennes[23]. Et il convient également de souligner que dans ces pays latins, les événements d'emploi touchant les autres membres du ménage produisent des effets sur la dynamique de la pauvreté identiques, voire supérieurs, à ceux relatifs aux femmes, ce qui est beaucoup moins le cas dans les autres pays.

T3 **Rapport entre la probabilité estimée moyenne d'entrer en pauvreté si l'événement se produit et la probabilité estimée moyenne d'entrer en pauvreté si l'événement ne se produit pas**

$\frac{\bar{\hat{P}}(\text{entrée} = 1_{\text{si } Z=1})}{\bar{\hat{P}}(\text{entrée} = 1_{\text{si } Z=0})}$	**Pays conserva-teurs**	**Pays libéraux**	**Pays latins**
(1) Homme sans conjointe perd son emploi	10,7	3,9	7,9
(2) Femme sans conjoint perd son emploi	6,3	4,7	7,2
(3) Homme en couple perd son emploi	4,5	5,9	5,6
(4) Homme en couple, sa conjointe perd son emploi	2,4	2,2	2,6
(5) Homme sans conjointe accède à l'emploi	1 (n.s.)	0,3	0,4
(6) Femme sans conjoint accède à l'emploi	1 (n.s.)	1 (n.s.)	1 (n.s.)
(7) Homme en couple accède à l'emploi	1 (n.s.)	1 (n.s.)	1 (n.s.)
(8) Homme en couple, sa conjointe accède à l'emploi	0,4	1 (n.s.)	0,6
(9) Désunion pour un homme dont la conjointe a un emploi	4,3	2,5	1 (n.s.)
(10) Désunion pour une femme dont le conjoint a un emploi	10,2	6,1	5,7
(11) Désunion pour un homme dont la conjointe est sans emploi	1 (n.s.)	1 (n.s.)	1 (n.s.)
(12) Désunion pour une femme dont le conjoint est sans emploi	5,1	3,5	3,5
Effet « Homme » / effet « Femme » :			
(13) Individu sans conjoint perdant son emploi : (1) / (2)	1,7	0,82	1,1
(14) Homme en couple, un des conjoints perdant son emploi : (3) / (4)	1,9	2,6	2,1
(15) Individu sans conjoint accédant à l'emploi : (5) / (6)	1,0	0,30	0,43
(16) Homme en couple, un des conjoints accédant à l'emploi : (7) / (8)	2,5	1,0	1,7
(17) Désunion d'un individu dont le conjoint a un emploi : (9) / 10)	0,42	0,40	0,17
(18) Désunion d'un individu dont le conjoint est sans emploi : (11) / (12)	0,20	0,28	0,28

Source : ECHP vagues 1 à 3.
Pays conservateurs : France, Allemagne, Luxembourg et Belgique. Pays libéraux : Royaume-Uni et Irlande. Pays latins : Italie, Grèce, Portugal et Espagne.
Guide de lecture : toutes choses égales par ailleurs, dans les pays conservateurs et pour les individus vivant sans conjoint, les risques moyens d'entrée en pauvreté s'accroissent, du fait de la perte d'emploi, 1,7 fois plus pour un homme que pour une femme. Cette différence de genre est plus marquée que celle observée dans les pays latins où le ratio n'est que de 1,1. Lorsque le coefficient de régression associé à un événement n'est pas significativement différent de zéro au seuil de 5%, nous avons considéré que l'effet est nul et avons alors indiqué dans le tableau un rapport égal à 1 et la mention « n.s. » (non significatif).

L'examen des **individus vivant sans conjoint** fait apparaître que les pays du régime libéral se démarquent une fois encore des deux autres types de régimes.

[23] Le taux d'emploi à temps partiel pour les femmes est de 17,6% en Espagne, 15,7% en Italie, 10,5% en Grèce et 16,7% au Portugal contre 33,4% pour l'ensemble de l'Union européenne (Letablier & Lurol, 2000).

D'une part, dans les pays libéraux, la différence de genre joue de manière opposée à l'effet global observé à l'échelle européenne (*cf.* tableau 3, ligne 13). En effet, la perte d'un emploi a proportionnellement plus d'impact sur la femme que sur l'homme en termes d'accroissement des risques d'entrée en pauvreté (ratio égal à 0,82). Par ailleurs, on peut observer que la différence selon le genre de l'effet dû à la perte d'emploi sur la probabilité de devenir pauvre est la plus marquée dans les pays conservateurs (1,7) et la plus faible dans les pays latins où la perte d'un emploi ne semble pas avoir d'effet vraiment discriminant selon le genre (1,1). L'opposition entre les pays conservateurs et les pays libéraux pourrait alors s'expliquer par le fait que les femmes sans conjoint bénéficieraient d'une meilleure protection sociale (ex : allocations familiales, prestations d'isolement) dans le premier groupe de pays que dans le second.

D'autre part, on observe (tableau 4, ligne 15) que l'accès à l'emploi augmente plus les chances des hommes que celles des femmes de sortir de la pauvreté dans les pays libéraux (1,8), alors qu'il n'a pas d'effet clairement discriminant selon le genre dans les pays latins (0,94) ou dans les pays conservateurs (1,1). On retrouve donc ici l'inattendue moindre discrimination selon le genre des pays latins que nous avons évoquée *supra*.

T4 **Rapport entre la probabilité estimée moyenne <u>de sortir de pauvreté</u> si l'événement se produit et la probabilité estimée moyenne de sortir de pauvreté si l'événement ne se produit pas**

$\frac{\hat{\bar{P}}(\text{sortie} = 1_{\text{si Z=1}})}{\hat{\bar{P}}(\text{sortie} = 1_{\text{si Z=0}})}$	**Pays conserva-teurs**	**Pays libéraux**	**Pays latins**
(1) Homme sans conjointe perd son emploi	1 (n.s.)	1 (n.s.)	1 (n.s.)
(2) Femme sans conjoint perd son emploi	1 (n.s.)	0,3	0,5
(3) Homme en couple perd son emploi	0,6	1 (n.s.)	0,5
(4) Homme en couple, sa conjointe perd son emploi	1 (n.s.)	0,6	1 (n.s.)
(5) Homme sans conjointe accède à l'emploi	1,9	1,8	1,5
(6) Femme sans conjoint accède à l'emploi	1,7	1 (n.s.)	1,6
(7) Homme en couple accède à l'emploi	1,7	1,6	1,4
(8) Homme en couple, sa conjointe accède à l'emploi	1,7	1,3	1,4
(9) Désunion pour un homme dont la conjointe a un emploi	2,0	/////	1 (n.s.)
(10) Désunion pour une femme dont le conjoint a un emploi	1 (n.s.)	/////	1 (n.s.)
(11) Désunion pour un homme dont la conjointe est sans emploi	1 (n.s.)	1,8	1 (n.s.)
(12) Désunion pour une femme dont le conjoint est sans emploi	1 (n.s.)	1 (n.s.)	1 (n.s.)
Effet « Homme » / effet « Femme » :			
(13) Individu sans conjoint perdant son emploi : (1) / (2)	1,0	3,7	1,8
(14) Homme en couple, un des conjoints perdant son emploi : (3) / (4)	0,61	1,6	0,54
(15) Individu sans conjoint accédant à l'emploi : (5) / (6)	1,1	1,8	0,94
(16) Homme en couple, un des conjoints accédant à l'emploi : (7) / (8)	1,0	1,2	1,0
(17) Désunion d'un individu dont le conjoint a un emploi : (9) / 10)	2,0	/////	1,0
(18) Désunion d'un individu dont le conjoint est sans emploi : (11) / (12)	1,0	1,8	1,0

Source : ECHP vagues 1 à 3.
Pays conservateurs : France, Allemagne, Luxembourg et Belgique. Pays libéraux : Royaume-Uni et Irlande. Pays latins : Italie, Grèce, Portugal et Espagne.
Guide de lecture : voir tableau 3.

En ce qui concerne l'impact de la séparation, nous avons montré que, au niveau de l'ensemble des onze pays européens, la désunion avec un conjoint ayant un emploi constituait un facteur d'entrée en pauvreté plus important pour les femmes que pour les hommes. Ce caractère discriminant de l'effet de la séparation est – cf. tableau 3, ligne 17 – fortement accentué dans les pays latins (0,17) et plus atténué dans les pays conservateurs (0,42) et dans les pays libéraux (0,40). Ce classement corrobore assez largement l'hypothèse avancée *supra*. On note seulement que l'idée, avancée précédemment, selon laquelle dans les pays de régime libéral, du fait de l'existence d'un marché du travail pouvant réduire la dépendance financière des femmes à l'égard des hommes, la différence de genre serait moindre que dans les pays conservateurs, n'est pas avérée. La nature des emplois féminins dans les pays libéraux, et notamment l'importance du temps partiel[24], explique probablement ce résultat. Enfin, on peut noter que lorsque le conjoint est sans emploi les différences de genre au détriment de la femme sont encore plus marquées dans les pays conservateurs et les pays libéraux, l'ampleur de cet impact étant cependant relativement similaire quel que soit le régime d'Etat-providence (*cf.* tableau 3, ligne 18).

Quant à l'estimation de la probabilité de sortie de pauvreté, on observe que l'effet particulièrement discriminant de la désunion avec un conjoint sans emploi (accroît la probabilité de l'homme et décroît celle de la femme), repéré au niveau européen, concernerait plus particulièrement les pays de régime libéral où cet événement matrimonial accentue significativement plus (ratio égal à 1,8) le risque pour les femmes de rester pauvre que celui des hommes (*cf.* tableau 4, ligne 18). En revanche, dans les pays latins, comme dans les pays conservateurs, la désunion n'augmente pas proportionnellement plus les risques de sortir de la pauvreté pour les hommes quittant (ou étant quitté par) leur conjointe sans emploi que pour les femmes quittant (ou étant quitté par) leur conjoint sans emploi. Enfin, si l'on s'intéresse à l'effet de la désunion lorsque le conjoint a un emploi, il apparaît que la différence de genre est marquée dans les pays conservateurs (*cf.* tableau 4, ligne 17)[25]. Ainsi, lorsque c'est l'homme qui quitte (ou est quitté par) sa conjointe pourvue d'emploi, ses chances de sortir de la pauvreté s'accroissent deux fois plus que celles d'une femme qui quitte (ou est quitté par) son conjoint pourvu d'emploi. En revanche, une fois encore, dans les pays latins, ce type d'événement n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de sortir de la pauvreté, que ce soit pour les femmes ou pour les hommes.

[24] Le poids du temps partiel est particulièrement important au Royaume-Uni où le taux d'emploi à temps partiel chez les femmes est de 44,4% contre 33,4% en moyenne dans l'Union Européenne. En revanche, ce constat est moins vrai en Irlande où seulement 30,6% des actives occupées travaillent à temps partiel (Letablier et Lurol, 2000).
[25] Dans le cas des pays libéraux, les calculs n'ont pas pu être réalisés faute d'effectifs suffisants.

CONCLUSION

Notre analyse confirme, au niveau européen, un certain nombre de conclusions déjà soulignées dans la littérature, à savoir en particulier que la désunion constitue un facteur fortement discriminant selon le genre au détriment des femmes en termes de dynamique de pauvreté : la désunion accroît considérablement le risque des femmes d'entrer en pauvreté et diminue sensiblement leurs chances de sortir de la pauvreté. L'union constitue également, mais de façon moins nette, un événement matrimonial dont l'impact sur les transitions de pauvreté diffère selon le genre, plutôt au détriment des hommes cette fois-ci. Cette analyse nous a permis également de montrer, comme attendu, que les événements d'emploi avaient un impact en termes de transitions de pauvreté plus fort lorsqu'il concernait l'homme. Ainsi, l'accès à l'emploi augmente plus les chances de sortir de la pauvreté lorsqu'il est le fait d'un homme que lorsqu'il concerne une femme, tandis que le fait de perdre son emploi pour un homme accroît proportionnellement plus les risques de devenir pauvre que lorsque c'est une femme qui perd son emploi. Par ailleurs, il est intéressant de souligner que pour les femmes, en moyenne, s'unir à un conjoint pourvu d'un emploi a plus d'impact pour quitter la pauvreté que trouver soi-même un emploi. Enfin, nous montrons que ces différences de genre sont plus ou moins accentuées selon les types de régimes d'Etat-providence, même s'il n'est pas toujours aisé de déterminer l'origine de ces écarts entre types de pays.

Pour poursuivre cette analyse, deux pistes principales mériteront d'être explorées. D'une part, les résultats pourraient être complétés par une analyse des effets des événements d'emploi et de vie familiale sur une fenêtre d'observation plus longue et ce, afin de regarder si ces événements ont des effets durables sur la dynamique de pauvreté des individus. Cette piste est désormais possible dans la mesure où le CEPS a à sa disposition l'ensemble des huit vagues de l'ECHP (1994-2001). D'autre part, il pourrait être intéressant d'approfondir l'analyse des différences de genre observées entre les groupes de pays par un examen détaillé des variations des niveaux de vie des individus, en particulier selon l'origine des ressources (revenus d'activité *versus* revenus de transferts).

BIBLIOGRAPHIE

BIBLIOGRAPHIE

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

Bartfeld J., 1998, Child Support and the Postdivorce Economic Well-being of Mothers, Fathers, and Children, *Institute for Research on Poverty Discussion Paper*, n° 1182-98, 37 p.

BianchiLekha S. L. et Kahn J. R., 1999, The Gender Gap in the Economic Well-Being of Nonresidential Fathers and Custodial Mothers, *Demography*, Vol. 36, n°2, p.195-203.

Burguess S. et Propper C., 1996, Poverty Dynamics among Young Americans, *Discussion Paper of Centre for Economic Policy Research*, n°1362, London.

Di Prete T. et McManus P., 1998, Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State: A Comparison of Household Income Dynamics in the U.S. and Germany, *Mimeo Duke University*, 75 p.

Duncan G. J., Coe R. D., Corcoran M. E., Hill M. S., Hoffman S. D. et Morgan J. N., 1984, *Years of Poverty, Years of Plenty. The Changing Economic Fortunes of American Families*, University of Michigan: Institute for Social Research, Ann Arbor, 184 p.

Duncan G. J., Gustafson B., Hauser R., Schmauss G., Messinger H., Muffels R., Nolan B. et Ray J.-C., 1993, Poverty Dynamics in Eight Countries, *Journal of Population Economics*, Vol. 6, n°3, p. 215-234.

Dubois C. et Jeandidier B., 2000, Dans quelle mesure les événements d'emploi et les événements familiaux peuvent-ils expliquer les transitions individuelles de pauvreté ? In : Bertrand *et al.* Eds., *Trajectoires d'emploi et conditions d'existence des individus*, Céreq, Séminaires, n° 148, p. 45-59.

Esping-Andersen G., 1990, *The Three Worlds of Welfare Capitalism,* Cambridge, Polity Press.

Esping-Andersen G., 1999, *Social Foundations of Postindustrial Economies*, Oxford University Press.

Finnie R., 2000, Low Income (Poverty) Dynamics in Canada: Entry, Exit, Spell Durations, and Total Time, *Applied Research Branch Strategic Policy Human Resources Development Canada Working Paper*, n° W-00-7E, 112 p.

Fouarge D. et Layte R., 2003, Duration of Poverty Spells in Europe, *EPAG Working Paper,* n° 2003-47, Colchester: University of Essex, 22 p.

Fritzell J. et Henz U., 2002, Household Income Dynamics: Mobility out of and into Low Income over the Life-Course. In : Jonsson J. O., Mills C (Eds), *Cradle to Grave*, Durham, Sociology-Press, p. 184-210.

Huff S. A., 1994, Persistence of Poverty and Welfare: the Dynamics of Poverty Spells: Updating Bane and Ellwood, *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 84, p. 34-37.

Huff S. A., 1995, Climbing out of Poverty, Falling back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells, *NBER Working Paper,* n°5390, Cambridge.

Jarvis S. et Jenkins S. P., 1999, Marital Splits and Income Changes: Evidence from the British Household Panel Survey, *Population Studies*, vol. 53, p. 237-254.

Jeandidier B., Bourreau-Dubois C. et Berger F., 2002, Poverty Dynamics in Europe: An Approach in Terms of Work and/or Family-Related Events », *Working Paper du réseau européen COST A15 "Reforming Social Protection Systems in Europe"*, Urbino, 33 p.

Letablier M.-T. et Lurol M., 2000, Les femmes entre travail et famille dans les pays de l'union européenne, *La Lettre du Centre d'Etudes et de l'Emploi*, n°63, juillet, 10 p.

Maitre B., Whelan C. T. et Nolan B., 2003, Female Partner's Income Contribution to the Household Income in the European Union, *EPAG Working Papers*, n° 2003-43, Colchester: University of Essex.

McManus P. et Di Prete T., 2001, Losers and Winners: the Financial Consequences of Separation and Divorce for Men, *Mimeo of Duke University*, 38 p.

Muffels R., Fouarge D. et Dekker R., 1999, Longitudinal Poverty and Income Inequality: A Comparative Study for the Netherlands, Germany and the UK, *EPAG Working Paper*, n°1, University of Essex.

Oxley H., Dang T. T. et Antolin P., 2000, Dynamique de la pauvreté dans six pays de l'OCDE, *Revue économique de l'OCDE*, n°30, 2000/I, p. 7-55.

Sigle-Rushton W. et McLanahan S., 2002, Pour le meilleur ou pour le pire ? Le mariage comme moyen d'échapper à la pauvreté aux Etats-Unis, *Population*, 57(3), p. 519-538.

Uunk W., 2003, Welfare State Regimes and the Economic Consequences of Separation – Evidence from the European Household Panel Survey, 1994-1998*, EPAG Working Paper*, n° 2003-40, Colchester: University of Essex, 22 p.

ANNEXE

TA

Ratios des rapports de chance (*odds ratios*) résultant de l'estimation, à l'aide de régressions Logit, de la probabilité de devenir pauvre en Europe

	Hommes sans conjointe	Femmes sans conjoint	Hommes en couple	Femmes en couple
Variable dépendante : **entrées en pauvreté**	6,5%	9,9%	5,5%	6,0%
Variables indépendantes :				
Constante	0,16	0,16	0,05	0,05
L'homme perd son emploi	22,52	//////	7,73	7,32
L'homme accède à un emploi	ns	//////	1,30	ns
L'homme passe à la retraite	ns	//////	2,65	2,52
L'homme inactif devient chômeur	2,86	//////	3,21	3,13
L'homme chômeur devient inactif	ns	//////	6,38	5,29
La femme perd son emploi	//////	16,06	2,84	2,88
La femme accède à un emploi	//////	ns	0,54	0,56
La femme passe à la retraite	//////	ns	ns	ns
La femme inactive devient chômeuse	//////	2,20	1,50	1,52
La femme chômeuse devient inactive	//////	4,40	2,70	2,35
Autre(s) perte(s) d'emploi	ns	2,03	1,77	1,69
Autre(s) accès à un emploi	0,44	0,36	0,56	0,64
Autre(s) passage(s) à la retraite	ns	ns	ns	ns
Autre(s) « inactivité → chômage »	ns	3,09	2,06	2,09
Autre(s) « chômage → inactivité »	ns	ns	2,24	1,87
Union avec conjoint(e) en emploi	ns	0,28	//////	//////
Union avec conjoint(e) sans emploi	ns	ns	//////	//////
Désunion avec conjoint(e) en emploi	//////	//////	4,14	20,70
Désunion avec conjoint(e) sans emploi	//////	//////	ns	6,30
Union d'autres membres du ménage	ns	ns	ns	ns
Au moins une naissance	ns	ns	1,28	1,41
Au moins un décès	ns	ns	1,91	4,62
Une cohabitation	ns	ns	ns	ns
Plusieurs cohabitations	ns	4,05	2,52	2,28
Une décohabitation	ns	ns	ns	ns
Plusieurs décohabitations	ns	ns	ns	ns
Personne de référence < 31 ans	1,71	ns	1,36	1,35
Personne de référence > 30 ans et < 51 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Personne de référence > 50 ans et < 66 ans	ns	0,74	ns	1,16
Personne de référence > 65 ans	0,40	0,63	ns	1,33
Pas d'enfants < 16 ans dans le ménage	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Un enfant < 16 ans dans le ménage	2,74	1,83	1,68	1,76
Deux enfants < 16 ans dans le ménage	//////	2,27	1,82	1,92
Au moins 2 enfants < 16 ans	4,72	//////	//////	//////
Au moins 3 enfants < 16 ans	//////	3,42	3,36	3,66
Pas d'individu avec emploi dans le ménage	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Un individu avec emploi dans le ménage	0,13	0,23	0,65	0,66
Au moins deux individus avec emploi	0,12	0,20	0,26	0,26
Transition vague 1 → vague 2	0,81	ns	ns	ns
Au moins une *missing* sur statut d'emploi	3,93	4,58	2,91	3,05
Effectifs	7.581	9.261	47.490	49.327
Pseudo R^2 de Nagelkerke	0,23	0,18	0,11	0,15

Source : ECHP vagues 1 à 3. Champ : les Douze moins les Pays-Bas.
Seuls sont reportés les *odds ratios* relatifs à des facteurs explicatifs dont le coefficient de régression estimé est significatif au seuil de 5%. ns : non significatif. ////// : variable indépendante exclue de la spécification.

T_B

Ratios des rapports de chance (*odds ratios*) résultant de l'estimation, à l'aide de régressions Logit, de la probabilité de sortir de la pauvreté en Europe

	Hommes sans conjointe	Femmes sans conjoint	Hommes en couple	Femmes en couple
Variable dépendante : **sorties en pauvreté**	38,8%	33,8%	37,0%	36,1%
Variables indépendantes :				
Constante	0,34	0,39	0,49	0,48
L'homme perd son emploi	ns	//////	0,52	0,57
L'homme accède à un emploi	3,38	//////	2,35	2,36
L'homme passe à la retraite	3,91	//////	ns	ns
L'homme inactif devient chômeur	ns	//////	ns	ns
L'homme chômeur devient inactif	ns	//////	ns	ns
La femme perd son emploi	//////	0,45	ns	ns
La femme accède à un emploi	//////	2,45	2,22	2,20
La femme passe à la retraite	//////	ns	2,16	2,32
La femme inactive devient chômeuse	//////	ns	ns	ns
La femme chômeuse devient inactive	//////	ns	ns	ns
Autre(s) perte(s) d'emploi	ns	0,30	ns	ns
Autre(s) accès à un emploi	3,47	3,19	2,29	2,34
Autre(s) passage(s) à la retraite	ns	ns	2,95	2,86
Autre(s) « inactivité → chômage »	ns	ns	0,62	0,63
Autre(s) « chômage → inactivité »	ns	ns	0,63	0,64
Union avec conjoint(e) en emploi	3,66	8,08	//////	//////
Union avec conjoint(e) sans emploi	0,24	ns	//////	//////
Désunion avec conjoint(e) en emploi	//////	//////	7,13	0,35
Désunion avec conjoint(e) sans emploi	//////	//////	2,65	ns
Union d'autres membres du ménage	//////	//////	ns	ns
Au moins une naissance	//////	ns	ns	ns
Au moins un décès	ns	ns	ns	ns
Une cohabitation	//////	//////	ns	ns
Plusieurs cohabitations (1)	2,95	1,92	ns	ns
Une décohabitation	//////	//////	1,65	1,65
Plusieurs décohabitations (1)	ns	ns	4,16	2,88
Personne de référence < 31 ans	ns	ns	1,27	1,25
Personne de référence > 30 ans et < 51 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Personne de référence > 50 ans et < 66 ans	ns	0,76	0,86	0,86
Personne de référence > 65 ans	ns	ns	ns	ns
Pas d'enfants < 16 ans dans le ménage	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Un enfant < 16 ans dans le ménage	0,51	0,73	0,78	0,79
Deux enfants < 16 ans dans le ménage	//////	0,72	0,70	0,71
Au moins 2 enfants < 16 ans	ns	//////	//////	//////
Au moins 3 enfants < 16 ans	//////	0,53	0,49	0,48
Pas d'individu avec emploi dans le ménage	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Un individu avec emploi dans le ménage	2,12	1,94	1,36	1,37
Au moins deux individus avec emploi	ns	2,13	1,67	1,69
Transition vague 1 → vague 2	1,34	1,40	ns	ns
Au moins une *missing* sur statut d'emploi	ns	ns	0,80	0,81
Effectifs	1.507	3.066	8.848	9.401
Pseudo R^2 de Nagelkerke	0,14	0,11	0,08	0,07

Source : ECHP vagues 1 à 3. Champ : les Douze moins les Pays-Bas.
Seuls sont reportés les *odds ratios* relatifs à des facteurs explicatifs dont le coefficient de régression estimé est significatif au seuil de 5%. ns : non significatif. ////// : variable indépendante exclue de la spécification.
(1) : pour le sous-groupe des « sans conjoint(e) », le terme « plusieurs » doit être entendu comme « une ou plusieurs ».

Liste des publications du panel socio-économique des ménages

"Liewen zu Lëtzebuerg"

DICKES P., HAUSMAN, P. KERGER A. ***Méthodologie générale et répertoire des variables - Année d'enquête : 1985 (Première vague)***. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°1, 237p.

COURTOIS F., HAUSMAN P. ***L'état de la pauvreté au Grand-Duché de Luxembourg***. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°2, 46p.

HAUSMAN P. ***Description des niveaux de vie et de bien-être économique dans les ménages résidant au Luxembourg - Année 1985-1987. Série "Niveau de vie" 1***. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°3, 383p.

HAUSMAN P. ***Niveaux de vie et de bien-être économique des ménages en 1985 : principaux résultats en 1985. Série "Niveau de vie" 2***. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°4, 49p.

DICKES P. ***Un indicateur pour mesurer la pauvreté objective : théorie et application dans la première vague du panel socio-économique Luxembourgeois - 1985***. CEPS/INSTEAD, 1987, coll : Cahier PSELL n°5, 59p.

DICKES P. ***Un indicateur pour mesurer la pauvreté subjective. Théorie et application dans la première vague du panel socio-économique luxembourgeois : année d'enquête 1985 (première vague)***. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°6, 54p.

DICKES P., TOURNOIS J. ***Pratique de l'échelonnement multidimensionnel***. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°7, 197p.

DICKES P. ***Pauvreté et conditions d'existence : théories, modèles et mesures***. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°8, 127p.

TOURNOIS J. ***Logistique & documentation - Principes d'organisation de la documentation dans le panel***. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°9, 74p.

TOURNOIS J. ***Documentation transversale des variables 1985 : première vague***. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°10, 398p.

WAGNER A. ***Evolution d'un groupe de ménages pauvres entre 1985 et 1987***. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°11, 157p.

KERGER A., DE WEVER R. ***Description statistique des variables du questionnaire -1986- (deuxième vague)***. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°12, 237p.

RAY J-C., JEANDIDIER B., CARVOYEUR S. ***Activité féminine, isolement et prestations familiales: un premier parallèle Luxembourg- Lorraine. Annexes***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 13, 434p.

HAUSMAN P. ***Le mode d'échantillonnage du panel "Liewen zu Lëtzebuerg" - Bilan des deux premières vagues***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°14, 75p.

DICKES P. ***Analyse des données irlandaises (enquête pilote -1987) pour construire une échelle de pauvreté***. CEPS/INSTEAD, 1988, coll : Cahier PSELL n°15, 47p.

KERGER A. ***La collecte des données en 1986 - Elaboration du questionnaire, déroulement de l'enquête, opérations de chiffrement***. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°16, 95p.

SCHMAUS G. ***Organisation der Daten des Luxemburger Haushaltspanels. (Eingabe, Speicherung und Analyse von Paneldaten)***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°17, 36p. (version anglaise: 17a).

GAILLY B. ***MNDr, partition valuée selon la méthode de Roubens et Libert***. CEPS/INSTEAD, 1989, coll : Cahier PSELL n°18, 30p.

GAILLY B., HAUSMAN P. ***Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages en 1985 et 1986***. CEPS/INSTEAD,1990, coll : Cahier PSELL n°19, 51p.

AUBRUN A., HAUSMAN P. ***Les modes de garde des jeunes enfants.*** CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 20, 97p.

HAUSMAN P. ***Les indicateurs sociaux de pauvreté : Tableaux de base et documentation***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°21, 144p.

HAUSMAN P., SCHABER G. ***Les personnes âgées et/ou retraitées au Luxembourg : leur environnement familial et leurs réseaux de solidarité.*** CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 22, 64p.

HAUSMAN P., GAILLY B. ***Examen des effets du phénomène d'attrition sur l'étude des revenus et de l'emploi - Années de références : 1985, 1986 et 1987***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 23, 48p.

DE WEVER R. ***La constitution des fichiers de référence, nécessaire à l'étude du phénomène d'attrition***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°24, 27p.

GAILLY B., HAUSMAN P. ***Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages en 1985 et 1987***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°25, 161p.

GAILLY B., HAUSMAN P. ***Bilan de l'attrition au cours des trois premières vagues d'enquêtes : 1985/1986/1987***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°26, 16p.

HAUSMAN P. ***Imputation des revenus manquants dans le panel socio-économique luxembourgeois***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°27, 24p.

WESTER J-J., avec la collaboration de AUBRUN A. ***"PSELLDOC" Système documentaire pour le panel Luxembourgeois***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°28, 27p.

KERGER A. ***Le déroulement de la collecte en 1987. Elaboration du questionnaire, déroulement de l'enquête, opération de chiffrement***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°29.

KERGER A. ***La production des données : Vague 1988-1990***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n° 30, 60p.

DE WEVER R., KERGER A. ***Description statistique des variables du questionnaire -1987- Troisième vague***. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n°31, 247p.

HAUSMAN P., AUBRUN A., KERGER A. ***Les ménages de retraités et les ménages d'actifs - Comparaison des niveaux de vie et des niveaux de dépenses. Série "Niveau de vie " 3***. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 34, 91p.

SCHMAUS G. ***Situation der Arbeitslosen in Luxemburg.*** CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 35, 93p.

WAGNER A. ***La recherche sur la pauvreté au Grand-Duché de Luxembourg***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL 36.

DELVAUX B. ***La distribution des revenus entre ménages en 1986 - Une comparaison de statistiques Luxembourg - Lorraine - Belgique***. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 38, 61p.

HAUSMAN P. ***Efficacité de la sécurité sociale dans la lutte contre la pauvreté***. CEPS/INSTEAD, 1990, coll : Cahier PSELL n°39, 45p.

GAILLY B. ***Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1988.*** CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n°40, 210p.

BROWN J-C., WAGNER A., avec la collaboration de HAUSMAN P., KERGER A., MENARD G. ***Projet de recommandation du conseil portant sur les critères communs relatifs à des ressources et prestations suffisantes dans les systèmes de protection sociale. Rapport préparatoire relatif au dispositif de suivi***. CEPS/INSTEAD, 1991, coll : Cahier PSELL n° 42,70p.

WAGNER A. ***La loi sur le Revenu Minimum Garanti. Quelques avis du public***. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n° 43, 64p.

GAILLY B., HAUSMAN P. ***L'endettement des ménages au Luxembourg 1985-1989. Série "Mode de vie"-1.*** CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°45, 36p.

HAUSMAN P., avec la collaboration de LANGERS J. (STATEC) et du Ministère de la Famille et de la Solidarité. ***Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : Démographie-Famille I***. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°46, 54p.

HAUSMAN P., VECERNIK J. avec la collaboration du Ministère de la Famille et de la Solidarité. ***Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : Revenus-Conditions de vie II***. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°47, 63p.

GAILLY B. ***Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1989***. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°48, 241p.

GAILLY B., HAUSMAN P. ***Luxembourg, 1985 à 1989, une vague d'endettement. Série "Mode de vie" - 2.*** CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°49, 29p.

HAUSMAN P. ***Les Effets de la Protection Sociale dans la Communauté Européenne. Contribution au programme "Convergence en matière de Protection Sociale" (Commission C.E., DG V)***. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°50, 44p.

HAUSMAN P. ***Situation démographique de l'Europe des Douze - EUR12***. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°51, 53p.

HAUSMAN P. ***Les phénomènes associés au vieillissement de la population***. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°52, 40p.

GAILLY B. ***Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1990***. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°53, 274p.

GAILLY B. avec la collaboration de LAVALLEE P. (Statistics-Canada) ***Insérer des nouveaux membres dans un panel longitudinal de ménages et d'individus: simulations.*** CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°54, 49p. (Version anglaise disponible).

GAILLY B. ***Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1991. Tome II.*** CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°55, 55p.

HAUSMAN P. ***Evolution générale du revenu des ménages : 1978-1990. Série "Niveau de vie" 4***. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°56, 122p.

GAILLY B. ***1985-1990. Endettement et risques de surendettement. Série "Mode de vie" - 3***. CEPS/INSTEAD 1994, coll : Cahier PSELL n°57, 41p.

SCHABER G., BOUSCH P. ***L'intégration sociale des personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg***. CEPS/INSTEAD, 1993, coll : Cahier PSELL n°58, 44p.

GAILLY B., LAVALLEE P. ***Insérer un échantillon complémentaire dans un panel longitudinal de ménages et d'individus : simulations. (2e partie)***. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°59, 41p.

GAILLY B. ***Revenus et endettement. Série "Mode de vie" - 4***. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°60, 32p.

JEANDIDIER B., POUSSING N. ***Mesure de l'efficacité des transferts sociaux selon une approche en termes de sécurisation du niveau de vie des ménages : une analyse statique puis dynamique, appliquée au cas du Luxembourg et de la Lorraine***. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°61, 58p.

AUBRUN A. ***Budget temps des femmes : l'opinion des femmes.*** CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°62, 42p.

GAILLY B. ***Dispositif des pondérations des individus et des ménages de 1985 à 1992***. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°63, 41p.

GAILLY B. ***1985-1991. L'endettement au Luxembourg. Diffusion et concentration. Série "Mode de vie" - 5***. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°64, 20p.

RIEBSCHLÄGER M. ***La variance des estimateurs d'un panel ménage. La méthode des groupes aléatoires appliquée au panel luxembourgeois***. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°65, 12p.

HAUSMAN P. ***Etude comparative de l'efficacité de la protection sociale***. CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°66, 54p. (Version anglaise disponible).

SCHABER G., BOUSCH P. ***Les politiques économiques et sociales et les personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg (Rapport national pour la Commission des Communautés Européennes)***. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°67, 103p.

SCHABER G., BOUSCH P. ***La mise en oeuvre des politiques sociales et économiques en faveur des personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg (Rapport national pour la Commission des Communautés Européennes et l'Observatoire Européen portant sur le vieillissement démographique et les personnes âgées)***. CEPS/INSTEAD, 1992, coll : Cahier PSELL n°68, 29p.

LEJEALLE B. ***Actives, mais à quel prix ?*** CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°69, 33p.

LEJEALLE B. ***Les Luxembourgeoises moins actives que leurs homologues européennes. Etude comparative de la structure des ménages et de l'activité féminine au Luxembourg et dans six autres pays européens -(Suède, Pays-Bas, Belgique, Allemagne de l'Ouest, Allemagne de l'Est, Danemark et Grande-Bretagne).*** CEPS/INSTEAD, 1994, coll : Cahier PSELL n°70, 21p.

GAILLY B. ***Les conditions de travail des personnes actives.*** CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°71, 13p.

LEJEALLE B. ***Etre au chômage au Luxembourg.*** CEPS/INSTEAD, 1995, coll . Cahier PSELL n°72, 20p.

AUBRUN A. ***Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : 4. Place et rôle de la femme dans la société***. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°73, 50p.

HAUSMAN P. en collaboration avec VECERNIK J. et le Ministère de la Famille et de la Solidarité. ***Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg : 3. Revenus-Conditions de vie***. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°74, 57p.

GAILLY B. ***1985-1992. L'endettement au Luxembourg. Série "Mode de vie" - 6***. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°75, 27p.

PELS M. ***Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: 5. Encadrement institutionnel de la femme luxembourgeoise : Conditions juridiques - Politiques visant la famille - Mesures relatives à la formation et à l'emploi - Services d'aide***. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°76, 65p.

HAUSMAN P. ***Le revenu des ménages. Evolution de 1985 à 1992. Série "Niveau de vie " 5.*** CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°77, 61p.

LEJEALLE B. ***Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: 6. Les familles monoparentales au Luxembourg ou élever seule son enfant au Luxembourg***. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°78, 33p.

HAUSMAN P. ***L'évolution du niveau de vie des personnes au Grand-Duché de Luxembourg entre 1985 et 1992. Série "Niveau de vie " 6***. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°79, 33p.

HAUSMAN P. ***Le suivi des diplômés du BAC technique E.C.G. : Promotions 1987 à 1994***. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n°80, 69p.

KERGER A. en collaboration avec ARENDT N., FALCHERO L., MERTENS M. ***Les demandeurs d'une admission en maison de soins. Les demandeurs d'une allocation de soins. Année 1994***. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL N° 81, 64p, (publication à diffusion restreinte)

KERGER A. ***Le maintien à domicile des personnes âgées - Analyse du fichier des clients de longue durée du Service d'Aides familiales/Aides seniors des régions nord, ouest et est***. CEPS/INSTEAD, 1995, coll : Cahier PSELL n° 82, 44p.

HAUSMAN P. ***Les dépenses : Structure et poids dans le revenu des ménages. Série "Mode de vie" 7***. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 83, 97p.

GAILLY B. ***Répertoire des poids individuels et des poids des ménages Psell 1985-1993.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°84, 12p.

GAILLY B. ***Répertoire des poids individuels et des poids des ménages Psell 1985-1994.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°85, 12p.

GAILLY B. ***Procédure de pondération de l'étude relative aux employées privées.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°86, 16p.

GAILLY B. ***Revenu du travail des jeunes en 1993. Equivalents à ceux de leurs aînés ?*** Document PSELL n°87, CEPS/INSTEAD, 1996, 11p.

AUBRUN A., LEJEALLE B., HAUSMAN P. ***Les employées de statut privé occupées au Luxembourg. Enquête réalisée pour la Chambre des Employés Privés 1995-1996***. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 88, 158p. (diffusion interne).

GAILLY B. ***Les mariés de l'an 1989. Pondération de la cohorte de 1991 à 1994.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°89,19p.

HAUSMAN P. ***Le mode de vie des jeunes adultes : cohabitation avec les parents et départ du foyer parental. Série Mode de vie n° 8.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL N°90, 27p.

WAGNER A., SCHABER G. ***Les mesures dans le domaine de l'emploi en faveur des groupes de personnes particulièrement désavantagées sur le marché du travail. Rapport sur le séminaire de suivi sur les décisions du Conseil de l'Union Européenne dans le domaine de l'emploi (Sommet d'ESSEN 1994)***. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 91, 15p.

ZANARDELLI M. avec la participation du STATEC. ***Les comportements de consommation au Luxembourg. Impact des caractéristiques socio-économiques des ménages selon différents niveaux d'agrégation des dépenses. Paru dans les Cahiers Economiques du STATEC. (Enquête Budgets des Ménages).Mode de vie n° 9***. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 92, 65p. (diffusion interne).

LEJEALLE B. avec la participation du STATEC. ***Les femmes et le chômage en 1994. Enquête Forces et Travail 1994***. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n° 93, 60p.

GAILLY B. ***Fondements méthodologiques de l'échantillon du PSELL n°2.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°94, 20p.

BORSENBERGER M., PELS M. ***La politique familiale au Luxembourg - évolution au cours des cinq dernières années.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°95, 95p.

HAUSMAN P., LEJEALLE B. ***Entre famille et activité professionnelle. Mode d'organisation des employées privées.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°96, 57p.

GAILLY B. ***L'évolution de l'habitat au Luxembourg. 1985-1994. Série "Mode de vie " n°10.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°97, 42p.

KERGER A. ***La mesure de la dépendance. Potentialités et limites du CTMSP pour son application au Grand-Duché de Luxembourg. Compte rendu de l'expérience-pilote réalisée au cours des mois de mai et juin 1996.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°98, 50p.

ZANARDELLI M. ***Les comportements de consommation au Luxembourg. Une typologie des ménages. Série "Mode de vie " n°11.*** CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°99, 28p.

Recueil d'études sociales 1996. CEPS/INSTEAD, 1996, coll : Cahier PSELL n°100, 300p.

GAILLY B. ***Compenser l'absence de nouveaux immigrants dans le PSELL.1 ?*** Document PSELL n°101, 42p.

GAILLY B. ***Représentativité et pondération des échantillons du PSELL2. 1994-1995.*** CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°102, CEPS/INSTEAD, 1997, 42p.

GAILLY B. ***Propriétaire ou locataire : quelles habitations ? 1985-1994.*** CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°103, 45p.

LEJEALLE B. ***Femmes au foyer.*** CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°104, 54p.

GAILLY B. ***L'endettement des ménages au Luxembourg en 1994. Série "Mode de vie n°13".*** CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°105, 39p.

GAILLY B. ***Habiter au Luxembourg. Les travaux dans l'habitation. 1985-1994. Série "Mode de vie n°14".*** CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°106, 41p.

LEJEALLE B. en collaboration avec le SCRIPT/Ministère de l'Education Nationale et de la Formation Professionnelle. ***Bacheliers, bachelières de la filière ECG.*** CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°107, 41p.

AUBRUN A. ***Les Luxembourgeois se sentent-ils en bonne santé et que font-ils pour la préserver ?*** CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°108, 41p.

LEJEALLE B. ***L'emploi du temps des femmes : un partage entre famille, ménage et activité professionnelle.*** CEPS/INSTEAD, 1997, coll : Cahier PSELL n°109, 77p.

GAILLY B. ***Représentativité et pondération des échantillons du PSELL 2. 1994-1996.*** CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°110, 44p.

GAILLY B. ***L'endettement des ménages au Luxembourg en 1996.*** CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°111, 40p.

KLEIN C. ***Eléments d'analyse économique des choix éducatifs au Luxembourg.*** CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°112, 40p.

HAUSMAN P., LANGERS J., LEJEALLE B. ***La discrimination salariale entre hommes et femmes employés privés.*** CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°113, 68p. (diffusion interne)

AUBRUN A. ***Les perspectives familiales : les femmes peuvent-elles choisir librement entre leur vie familiale et leur vie professionnelle ? Envisagent-elles de concilier les deux ? Comment ?*** CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°114, 49p.

BERGER F., HAUSMAN P. ***Revenu disponible et niveau de vie des ménages en 1996 et quelques aspects d'évolution : 1985-1996.*** CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°115.(pas disponible).

BERGER F. ***Habiter ou ne plus habiter chez ses parents.*** CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°116. (pas disponible).

GAILLY B. ***Représentativité et pondérations des échantillons du Psell 2. 1994-1997***. CEPS/INSTEAD, 1998, coll : Cahier PSELL n°117, 48p.

LEJEALLE B. ***Entre activité professionnelle, activité familiale : les choix des femmes luxembourgeoises.*** CEPS/INSTEAD, 1999, coll : Cahier PSELL n°118, 148p.

LEJEALLE B. ***Les femmes du secteur des banques et des assurances.*** CEPS/INSTEAD, 1999, coll : Cahier PSELL n°119, 62p.

BORSENBERGER M., LEJEALLE B. ***La garde des enfants au Luxembourg.*** CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°120, 44p.

JEANDIDIER B. en collaboration avec HAUSMAN P., VLEMINCKX K., DE WEVER R., ZANARDELLI M. ***Dans quelle mesure les transferts de politique familiale et sociale réduisent-ils la fréquence et l'intensité de la pauvreté des enfants. Une comparaison France – Luxembourg – Etats-Unis.*** CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°121, 44p.

BORSENBERGER M., BOUSCH P. ***Situation de l'emploi à Dudelange. Analyse descriptive et dynamique. Rapport détaillé.*** CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°122, 136p.

BORSENBERGER M., BOUSCH P. ***Situation de l'emploi à Dudelange. Analyse descriptive et dynamique. Rapport de synthèse et tableau de bord.*** CEPS/INSTEAD, 2000, coll : Cahier PSELL n°123, 50p.

LEJEALLE B. ***Les différences salariales en 1995.*** CEPS/INSTEAD, 2001, coll : Cahier PSELL n°124, 103p.

ZANARDELLI M., REINSTADLER A. ***Passé professionnel et durée de chômage en Europe. Mise en lumière des effets de structure et d'hétérogénéité.*** CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier. PSELL n°125a, 82p.

ZANARDELLI M., HAUSMAN P., RAY J-C., REINSTADLER A., ***Passé professionnel et durée de chômage en Europe. Mise en lumière des effets de structure et d'hétérogénéité : Annexes.*** CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier. PSELL n°125b, 219p.

BROSIUS J. ***A la recherche des déterminants de la durée du chômage au Luxembourg.*** CEPS/INSTEAD, 2001, coll : Cahier PSELL n°126, 64p.

KUEPIE M. ***Evolution des configurations familiales des ménages au Luxembourg.*** CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°127, 68p.

LEJEALLE B. ***Formation initiale, formation professionnelle et profession.*** CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°129, 56p.

KLEIN C. ***Rendement moyen de l'éducation et l'effet des interruptions involontaires des carrières professionnelles sur le rendement de l'éducation***. CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°131, 33p.

RAY J-C. (Université Nancy 2 et CNRS) ***Les gains d'activité des jeunes adultes européens sont-ils liés à la générosité des transferts sociaux ? Une analyse au moyen de modèles multiniveaux.*** CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°132, 98p.

RAY J-C. (Université Nancy 2 et CNRS) ***Application de modèles multiniveaux à la mesure du lien entre la générosité des transferts sociaux et les gains d'activité des jeunes adultes européens.*** CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°133, 58p.

REINSTADLER A., BORSENBERGER M., CANTILLON B. (UFSIA, Université de Anvers), HAUSMAN P., JEANDIDIER B. (ADEPS, Université Nancy 2), PASSOT L. (UFSIA, Université de Anvers), RAY J-C. (ADEPS, Université Nancy 2). ***Analyse comparative des effets de la politique familiale dans certains pays francophones.*** CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°134, 110p.

REINSTADLER A., JEANDIDIER B. ***Pauvreté des enfants dans l'Union Européenne et transferts sociaux : quels liens entre générosité, ciblage, efficacité, efficience et équité ?***, CEPS/INSTEAD, 2002, coll : Cahier PSELL n°135, 22p.

BORSENBERGER M. ***Les solidarités des 45-64 ans avec leurs parents âgés.*** CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°136, 75p.

KUEPIE M. ***Le passage à l'âge adulte au Luxembourg : de la fin des études à la fondation de la famille.*** CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°137, 39p.

REINSTADLER A., JEANDIDIER B., RAY J-C., KOP J-L. ***Les enfants pauvres au Luxembourg et en Europe. Comment se positionne le Luxembourg, comparativement aux autres pays de l'Europe, du point de vue de la pauvreté des enfants ?*** CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°138, 81p.

C. KLEIN. ***La valorisation des compétences linguistiques sur le marché du travail luxembourgeois.*** CEPS/INSTEAD, 2003, coll : Cahier PSELL n°139, 67p.

C. KLEIN. ***Estimation du rendement du capital humain en Lorraine et au Luxembourg à partir de données de panels.*** CEPS/INSTEAD, 2004, coll : Cahier PSELL n°140, 41p.

.

(Juillet 2004)