
PANEL SOCIO-ECONOMIQUE "LIEWEN ZU LËTZEBUERG"

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 ?

par

Bruno JEANDIDIER
Anne REINSTADLER
Jean-Claude RAY
Jean-Luc KOP

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

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 ?

Communication présentée au colloque « Les enfants pauvres en France »
organisé par la DREES, la CNAF, le CGP et le CERC le 21 mars 2003

Bruno JEANDIDIER^(*)
Anne REINSTADLER^()**
Jean-Claude RAY^(*)
Jean-Luc KOP^(*)

^(*) ADEPS/UMR 7003, Université Nancy 2 et CNRS "Emploi et Politiques sociales" – 4, rue de la Ravinelle, CO 26 – 54035 Nancy cedex. Adresses électroniques : Bruno.Jeandidier@univ-nancy2.fr, Jean-Luc.Kop@univ-nancy2.fr, Jean-Claude.Ray@univ-nancy2.fr. Les auteurs remercient Pierre Hausman, directeur scientifique du CEPS/Instead, Differdange, Grand-Duché de Luxembourg, pour les données de l'ECHP qu'il a mises à leur disposition, et pour l'aide matérielle importante qu'il a assurée pour cette recherche. Ils remercient également les participants au colloque, pour leurs remarques et suggestions, et plus particulièrement Michel Glaude.

^(**) CEPS/Instead – rue Emile Mark, B.P. 48 – 4501 Differdange Luxembourg. Anne.Reinstadler@ceps.lu

TABLE DES MATIERES

INTRODUCTION	5
CHAPITRE I	
COMMENT SE POSITIONNE LE LUXEMBOURG, COMPARATIVEMENT AUX AUTRES PAYS DE L'EUROPE, DU POINT DE VUE DE LA PAUVRETE DES ENFANTS ?	9
1. Selon une approche en termes de pauvreté monétaire relative	12
1.1. Avec l'enfant âgé de moins de 16 ans comme unité d'observation	13
1.1.1. Avec la variante centrale de calcul du seuil de pauvreté	14
1.1.2. Sensibilité des résultats obtenus aux choix méthodologiques	16
1.2. Avec le ménage avec enfants comme unité d'observation	18
2. Selon une approche en termes de pauvreté non monétaire des enfants au Luxembourg et en Europe	21
2.1. Du point de vue du classement des pays, les trois mesures de la pauvreté sont plutôt concordantes et le Luxembourg se place dans une situation favorable	24
2.2. Au Luxembourg, et plus généralement en Europe, les ménages avec enfants sont moins pauvres que les ménages sans enfant du point de vue des conditions d'existence mais, à l'inverse, ils le sont plus d'un point de vue subjectif	27
CHAPITRE II	
LES FACTEURS LIES A LA PAUVRETE DES ENFANTS DANS LES DIFFERENTS PAYS EUROPEENS : STRUCTURES FAMILIALES, EMPLOI ET TRANSFERTS SOCIAUX	31
1. Approche descriptive bivariée	33
1.1. Les ménages monoparentaux sont plus souvent touchés par la pauvreté	34
1.2. Appartenir à une famille nombreuse augmente le risque de pauvreté	36
1.3. Taux d'emploi parmi les adultes du ménage : un lien négatif avec le risque de pauvreté	38
2. Approche descriptive multivariée	41
CONCLUSION	51
BIBLIOGRAPHIE	55
ANNEXES	61
Annexe 1 Les indices de pauvreté	63
Annexe 2 Taux de pauvreté des enfants et indices de Forster-Greer-Thorbecke : résultats de différentes variantes	65
I. Le seuil de pauvreté, national, est égal à 60 ou 50% du niveau de vie médian	65
A. Taux de pauvreté	65
B. Indice de Forster-Greer-Thorbecke avec aversion à l'extrême pauvreté (FGT α_2)	66
II. Le seuil de pauvreté, égal à 60% de la médiane, est national ou européen	66
A. Taux de pauvreté	66
B. Indice de Forster-Greer-Thorbecke avec aversion à l'extrême pauvreté (FGT α_2)	67

	III. Le seuil de pauvreté, national et égal à 60% de la médiane, repose sur les revenus et unités de consommation de 1996 ou sur ceux de 1995	67
	<i>A. Taux de pauvreté</i>	67
	<i>B. Indice de Forster-Greer-Thorbecke avec aversion à l'extrême pauvreté (FGTα2)</i>	68
Annexe 3	Nombre moyen d'enfants par ménage, selon que le ménage est pauvre ou non	69
Annexe 4	Liste des items composant l'échelle de pauvreté subjective et l'échelle de pauvreté de conditions d'existence	71
Annexe 5	Classement des pays selon une approche en termes de seuils relatifs de pauvreté monétaire et non monétaire	73
Annexe 6	Structure des ménages avec enfants selon diverses caractéristiques socio-démographiques	75
	<i>A. Répartition des ménages avec enfants selon la structure familiale</i>	75
	<i>B. Répartition des ménages avec enfants selon la taille de la fratrie</i>	75
	<i>C. Répartition des ménages avec enfants selon le taux d'emploi des adultes du ménage</i>	76
Annexe 7	Points techniques concernant les modèles multiniveaux	77

INTRODUCTION

La lutte contre l'exclusion sociale est devenue un objectif clair de l'Union européenne lors du Conseil européen de Lisbonne, en mars 2000 (où l'objectif d'élimination de la pauvreté à l'horizon 2010 a même été évoqué). Depuis cette date, des objectifs concrets ont été énoncés et adoptés par l'ensemble des pays européens, notamment lors du Conseil européen de Nice en décembre 2000. En particulier, il s'agit de prévenir les risques d'exclusion concernant les individus les plus vulnérables, dont les enfants¹. Par conséquent, analyser la situation dans laquelle se trouvent les enfants des divers pays d'Europe et notamment du Luxembourg, et comprendre quels facteurs augmentent le risque de pauvreté revêt un intérêt tout particulier, et pourrait expliquer que les études sur le sujet ont été nombreuses ces dernières années.

Les études économiques portant sur la pauvreté des enfants dans les pays industrialisés peuvent être classées en deux grandes catégories. Certaines ont essentiellement pour objet d'analyser l'évolution de la pauvreté des enfants au cours du temps, et cela soit pays par pays (cf. OXLEY *et al.*, 1999 ; BRADBURY *et al.*, 2000 ; JENKINS *et al.*, 2001), soit tous pays ensemble, dans l'objectif de déterminer si l'on peut constater une convergence des situations des pays industrialisés (cf., entre autres, MICKLEWRIGHT *et al.*, 1999) ; avec pour principale conclusion que l'on assiste, y compris si l'on se limite à l'Union européenne, à un accroissement de la divergence entre les Etats, notamment parce que certaines caractéristiques individuelles corrélées avec des taux de pauvreté plus élevés – c'est le cas, par exemple, de la monoparentalité – se sont faites plus fréquentes dans certains pays plus que dans d'autres.

D'autres études se concentrent sur l'analyse de la pauvreté des enfants en coupe transversale. Les unes analysent et mesurent l'impact des transferts sociaux sur la pauvreté des enfants, en termes de risque de pauvreté, d'efficacité, d'efficience ou d'équité de ces transferts (cf. par exemple FÖRSTER, 1994 ; SMEEDING *et al.*, 1997 ; MONTIGNY *et al.*, 1998 ; IMMERVOLL *et al.*, 2000 ; ATKINSON, 2000 ; SUTHERLAND, 2001 ; HEADY *et al.*, 2001 ; COHEN-SOLAL *et al.*, 2001 ; BEAUJOT *et al.*, 2002 ; JEANDIDIER *et al.*, 2002a, 2002b ; LAPINTE, 2002). Il s'agit alors de comparer les niveaux de vie des enfants avec et sans ces transferts, et de proposer le plus souvent une typologie des pays, ainsi par exemple qu'une analyse en termes de combinaison optimale entre ciblage et générosité des transferts.

Les autres études en coupe préfèrent ne pas se fonder sur le calcul un peu artificiel des revenus hors transferts ; elles présentent alors un état des lieux, essentiellement en termes de taux de pauvreté des enfants. Elles le font soit en mettant tous les pays sur le même plan (cf. par exemple CODER *et al.*, 1989 ; FORSSSEN, 1998, 2000, pour les pays nordiques ; BRADBURY *et al.*, 1999 ; UNICEF, 2000 ; MEJER *et al.*, 2000), soit en s'attachant à un pays particulier (HERPIN *et al.*, 1996, décrit la situation de la pauvreté en France), et en le situant éventuellement par rapport aux autres, comme le font BRADSHAW (1999) – le Royaume-Uni est comparé aux pays de l'OCDE –, et CHAMBAZ (1997) – qui étudie la pauvreté des ménages et celle des enfants dans l'Union européenne en s'attachant au cas français.

¹ Cette aide aux enfants est également parfois justifiée par le fait que ceux-ci seront les adultes de demain, et qu'il est donc essentiel à ce titre qu'ils ne rencontrent pas aujourd'hui de problèmes de développement, tant physique qu'intellectuel (cf. UNICEF, 2000 ; FORSSSEN, 2000 ; BEAUJOT *et al.*, 2002). Ces derniers auteurs rappellent que la lutte contre la pauvreté des enfants se situe dans le cadre de la problématique de la production d'enfants de qualité.

Par rapport à ces diverses études, l'originalité de la nôtre, qui donne une place privilégiée au Luxembourg parmi les autres pays européens pour analyser la pauvreté des enfants en coupe transversale, consistera essentiellement d'une part à **combiner de façon plus systématique les instruments employés dans la littérature**, notamment en recourant à deux définitions de la pauvreté (non monétaire et monétaire) et en utilisant, pour cette dernière, plusieurs définitions des seuils de pauvreté ; l'originalité de notre étude consistera également, d'autre part, après une analyse classique des facteurs associés à la pauvreté des enfants, à **tenter d'isoler le lien, ceteris paribus, entre ces facteurs et la probabilité de pauvreté, et cela dans le cadre d'un modèle multiniveaux**. Concernant les facteurs qui sont souvent considérés comme susceptibles d'augmenter le risque de pauvreté, les travaux de FÖRSTER (1994), HERPIN *et al.* (1996), BRADSHAW (1999), OXLEY *et al.* (1999), MICKLEWRIGHT *et al.* (1999), BRADBURY *et al.* (1999, 2000), FORSSEN (2000), PIACHAUD *et al.* (2000), UNICEF (2000), INSEE (2001), JENKINS *et al.* (2001), COHEN-SOLAL *et al.* (2001), RUXTON *et al.* (2002), BEAUJOT *et al.* (2002) mettent tous en avant quelques caractéristiques socio-économiques du ménage auquel appartient l'enfant, considérant que les explications du risque de pauvreté se concentrent dans trois domaines : celui de la *situation des membres du ménage par rapport au marché du travail* (il s'agit alors de s'intéresser par exemple au nombre d'individus actifs employés dans le ménage, ou à l'activité des mères), celui des *caractéristiques démographiques de la famille* (s'agit-il d'une famille monoparentale ou non, et/ou d'une famille nombreuse ?), et enfin, après ces domaines relatifs à des caractéristiques de niveau individuel, celui qui relève de *caractéristiques contextuelles* (la politique sociale mise en œuvre, sa générosité, son degré de ciblage sur la population pauvre, ou encore sa part dans le PIB). Ce sont ces trois domaines que nous retenons pour notre analyse des facteurs associés à la pauvreté des enfants ; la méthode utilisée est celle des modèles multiniveaux (non linéaires), de manière à prendre en compte le fait que les enfants d'un même pays ne constituent pas des unités d'observation indépendantes les unes des autres.

Les analyses présentées ici utilisent le Panel Communautaire des Ménages (ou *European Community Household Panel*, ECHP) ; elles reposent sur la troisième vague, relative à l'année 1996², les revenus étant ceux de 1995. Nous considérons comme enfants ceux qui ont moins de 16 ans. Dans une première partie, nous situons le Luxembourg en matière de pauvreté des enfants au sein de l'Union européenne ; puis, dans une seconde partie, nous introduisons les facteurs classiquement associés à la pauvreté.

² Précisons que nous travaillons sur l'avant-dernière version des données de l'ECHP (celle de décembre 2001) : par manque de temps entre le moment où la dernière version a été livrée par Eurostat (début janvier 2003) et le moment où il nous fallait terminer ce texte (21 février), nous n'avons en effet pas pu utiliser les données les plus récentes. Cette troisième vague du panel ne comporte que 14 des pays européens, la Suède n'ayant rejoint les autres qu'en 1997. En ce qui concerne les données allemandes et anglaises, ce sont celles des deux panels nationaux (le SOEP et le BHPS) que nous avons retenues (parce qu'elles sont considérées comme de meilleure qualité, notamment en termes de données manquantes et de non-réponses globales, que l'ECHP stricto sensu), sauf pour les analyses en termes de pauvreté non monétaire, où nous utilisons la version ECHP parce que les deux enquêtes nationales n'offrent pas la possibilité de construire les mêmes échelles de mesure que dans les 12 autres pays.

CHAPITRE I

**Comment se positionne le Luxembourg,
comparativement aux autres pays de l'Europe,
du point de vue de la pauvreté des enfants ?**

L'objet de cette première partie est de présenter, de façon descriptive, la situation de la pauvreté des enfants au Luxembourg par rapport à celle que connaissent les enfants des autres pays européens. Avant de présenter les résultats obtenus avec deux mesures de la pauvreté, nous nous arrêtons à quelques aspects méthodologiques. Ainsi, comme les résultats dépendent (plus ou moins – c'est justement un des enjeux de notre parti pris de ne pas nous en tenir à une méthodologie unique) des indicateurs retenus pour mesurer la pauvreté, commençons par rappeler que, en la matière, les choix méthodologiques portent sur différents critères.

- Il s'agit d'abord de décider de la **mesure de la pauvreté** à laquelle on s'intéresse : s'en tient-on à la *pauvreté monétaire relative*, à la *pauvreté monétaire absolue*, à la *pauvreté monétaire subjective*, à la *pauvreté appréhendée selon les conditions d'existence*, ou encore à la *pauvreté non monétaire subjective* (cf. ATKINSON *et al.*, 1998) ? Pour notre part, il nous a semblé intéressant de retenir trois mesures de la pauvreté, qui sont abordées successivement dans les deux points de cette première partie : d'une part, la pauvreté monétaire relative³, et d'autre part, la pauvreté en termes de conditions d'existence et la pauvreté non monétaire subjective. En revanche, nous n'avons retenu aucune mesure de la pauvreté monétaire absolue, aucun seuil de ce type n'étant défini au niveau de l'Union européenne⁴.

- Les autres choix sont relatifs à la mesure de la pauvreté monétaire, et concernent le **mode de calcul du seuil de pauvreté** : doit-il reposer sur la moyenne du niveau de vie⁵, ou plutôt sur sa médiane ? A quel niveau de la moyenne ou de la médiane fixer ce seuil : 50 ou 60% ? Et, surtout (en termes de différences des résultats), puisqu'il s'agit de procéder à une comparaison internationale, le seuil doit-il être commun à tous les pays, ou s'agit-il de calculer différents seuils, nationaux ? Enfin, une dernière question est liée plus précisément aux données utilisées : est-il plus pertinent d'utiliser le revenu global déclaré perçu lors du mois de l'enquête, ou plutôt les revenus détaillés déclarés perçus l'année précédant l'enquête ? Et, si cette deuxième option est retenue, peut-on se contenter d'utiliser, pour calculer le niveau de vie, la structure du ménage telle qu'elle apparaît à la date de l'enquête, ou faut-il essayer de la corriger en ôtant un an d'âge à chaque individu, et en ne considérant pas les naissances survenues lors de l'année de l'enquête ?

³ Il nous semble que cette mesure de la pauvreté, définie en termes de pourcentage d'un certain niveau de revenu par unité de consommation, appréhende plus particulièrement, par rapport à d'autres mesures de la pauvreté, l'allure de la distribution des niveaux de vie des individus : s'ils sont nombreux à être concentrés dans le bas de la distribution, le taux de pauvreté relatif paraîtra élevé. A l'inverse, une distribution très égalitaire et proche du revenu à partir duquel est défini le seuil de pauvreté indiquera un taux de pauvreté nul (cf. à ce sujet HOURRIEZ *et al.*, 1997).

⁴ Le lecteur intéressé par une approche en termes de pauvreté absolue pourra se référer par exemple à UNICEF (2000), ou BRADBURY *et al.* (1999). Ces derniers retiennent le seuil officiel des Etats-Unis et analysent la situation de différents pays de l'OCDE par rapport à ce seuil ; ils trouvent que le classement relatif des pays est alors fort différent de celui qui est obtenu via des seuils de pauvreté relatifs.

⁵ Le niveau de vie dépend, quant à lui, de l'échelle d'équivalence retenue. Ici, il s'agit de l'échelle OCDE modifiée (le premier adulte du ménage vaut 1 unité de consommation, les autres adultes (et enfants de 14 ans et plus), 0,5 u.c., et les enfants de moins de 14 ans, 0,3 u.c.). Notons que BRADBURY *et al.* (1999), testant la sensibilité des taux de pauvreté au choix de l'échelle d'équivalence, trouvent des résultats similaires selon qu'ils utilisent une échelle proche de l'échelle OCDE, ou l'échelle consistant à calculer la racine carrée du nombre d'individus présents dans le ménage : le classement relatif des pays est très peu affecté (le coefficient de corrélation de rang entre les deux classements est de 98%). Soulignons enfin que, pour notre étude, c'est le niveau de vie des ménages qui est utilisé pour calculer le seuil de pauvreté, et non celui des enfants. Ce choix influence les résultats, au sens où le niveau de vie médian des enfants est inférieur à celui des ménages (cf. BRADBURY *et al.*, 1999), et où les taux de pauvreté calculés sur cette base sont donc inférieurs ; toutefois, le classement des pays, lui, est peu affecté.

Afin d'être à même d'apprécier la sensibilité des résultats aux choix méthodologiques ci-dessus, nous avons mis en œuvre huit méthodes, en croisant les trois derniers de ces quatre critères (c'est-à-dire que nous n'avons pas fondé les calculs sur la moyenne des niveaux de vie ⁶). Mais, pour ne pas alourdir la présentation, nous avons fait le choix d'une variante centrale, et nous mentionnons brièvement, in fine, les commentaires relatifs aux différences de résultats induites par des options méthodologiques alternatives. S'agissant de la variante centrale, elle se caractérise par les choix suivants : calculer le seuil à partir d'un niveau de vie médian et non moyen, parce que le premier est moins sensible aux valeurs extrêmes que le second ; retenir des seuils nationaux, et non un seul seuil européen, parce que c'est la solution qui est acceptée en Europe (cf. ATKINSON, 1998 ; JENKINS *et al.*, 2001), sans doute parce que les politiques fiscales et sociales sont définies et menées par les différents Etats, et parce que cette solution nous semble mieux correspondre à la notion de pauvreté relative ; adopter un seuil égal à 60% du niveau de vie médian, puisque c'est la norme retenue par Eurostat ; enfin – de façon originale par rapport à d'autres études –, parce qu'on préfère les revenus de l'année précédant l'enquête, plus détaillés et pour se mettre à l'abri d'éventuelles fluctuations infra-annuelles très ponctuelles des revenus, ou d'omissions de certains types de revenus marginaux (et donc facilement oubliables dans une estimation globale), essayer de corriger les unités de consommation pour qu'elles se rapprochent de celles qui étaient observées au moment où était perçu le revenu déclaré.

Nous allons maintenant présenter les résultats obtenus sur la base de ces options méthodologiques, en commençant par ceux qui ont trait à la pauvreté monétaire relative, puis, plus succinctement, à la pauvreté en termes de conditions d'existence ou de pauvreté subjective ⁷.

1. SELON UNE APPROCHE EN TERMES DE PAUVRETÉ MONÉTAIRE RELATIVE

L'objectif de ce premier paragraphe est de proposer une approche descriptive de la situation, en termes de pauvreté monétaire relative, dans laquelle se trouvent les enfants vivant au Luxembourg, par rapport à celle que connaissent les enfants des autres pays de l'Union Européenne. Il s'agit d'une approche globale, lors de laquelle on ne distingue pas les enfants selon leurs caractéristiques (c'est-à-dire par exemple leur nombre dans la fratrie, la situation matrimoniale de leurs parents, etc.) ; ces distinctions seront introduites dans le cadre de la deuxième partie.

⁶ Nous n'avons fait aucun calcul permettant de comparer les résultats obtenus selon que c'est le niveau de vie médian ou moyen qu'on retient, parce qu'il est maintenant largement admis que la médiane est une mesure plus justifiée dans ce type d'analyses (cf. ATKINSON *et al.*, 1998). Notons qu'une telle comparaison a été proposée par BRADSHAW (1999), qui observe que les taux de pauvreté sont toujours plus faibles avec le niveau de vie médian, mais que le classement relatif des pays est sensiblement identique, quel que soit le seuil retenu.

⁷ Les données sont pondérées, selon l'analyse, par le poids en coupe individuel, ou par le poids en coupe du ménage.

Dans le cadre de l'analyse de la pauvreté des **enfants**, c'est logiquement la situation de ces derniers que l'on s'attend à voir décrite ; c'est bien à cette analyse que nous nous attachons dans un premier point. Toutefois, nous nous intéressons également, dans un deuxième point, à la situation des **ménages avec enfants**, notamment parce que ce sont ceux-ci qui constitueront ensuite notre unité d'analyse, lors de l'étude multivariée.

Pour chacun de ces deux points, l'analyse repose sur quatre indicateurs classiques d'analyse de la pauvreté monétaire (ces indicateurs sont explicités en détail en annexe 1). Le **taux de pauvreté** renseigne tout d'abord sur la fréquence du phénomène. Ensuite, la comparaison entre le niveau de vie moyen des individus pauvres et le seuil de pauvreté retenu indique si, en moyenne, les individus pauvres sont proches ou non du seuil, et donne donc une mesure de la gravité (ou intensité) de la pauvreté (que l'on peut exprimer en termes absolus, ou relativement au seuil de pauvreté ; c'est ce deuxième mode qui est utilisé ici) ; le **taux de pauvreté pondéré par cette gravité** constitue le deuxième indicateur retenu, appelé indice de Forster-Greer-Thorbecke (FGT), et dont le paramètre indiquant un degré d'aversion à l'extrême pauvreté⁸ est posé ici égal à un. L'interprétation que l'on peut faire de cet indicateur, comparativement au premier, est la suivante : plus la différence entre le taux de pauvreté non pondéré et le taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté est faible, plus la pauvreté est grave en moyenne, au sens où les individus pauvres ont un niveau de vie moyen situé loin du seuil de pauvreté retenu⁹. Le troisième indicateur consiste en une variante de cet **indice FGT, pondéré cette fois par un coefficient d'aversion à l'extrême pauvreté plus élevé** (le paramètre α est alors égal à deux, ce qui correspond au degré d'aversion habituellement retenu dans la littérature). Enfin, on recourt à l'**indice synthétique de Sen**, qui combine un indice FGT de type alpha égal à un et un indice de Gini appréhendant l'inégalité de la répartition des niveaux de vie à l'intérieur de la population pauvre.

1.1. Avec l'enfant âgé de moins de 16 ans comme unité d'observation

Dans ce premier point, nous retenons les **enfants comme unité d'analyse**, et nous **situons le Luxembourg, en termes de pauvreté des enfants**, par rapport aux autres pays européens. L'analyse est ici scindée en deux parties : elle est d'abord fondée sur la variante centrale choisie pour calculer le seuil de pauvreté ; dans la deuxième sous-partie, nous présentons la sensibilité des résultats aux différents choix méthodologiques.

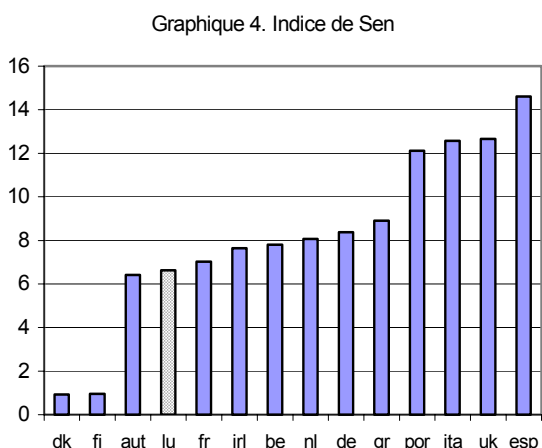
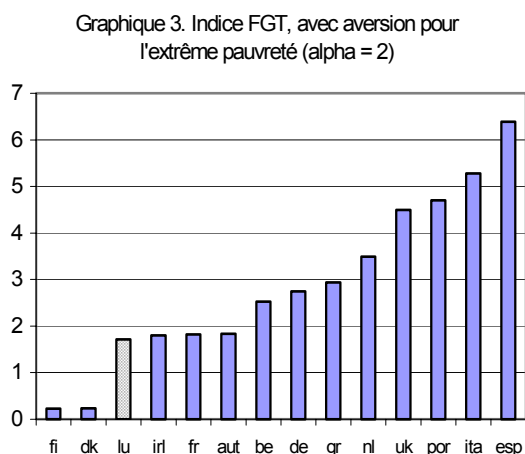
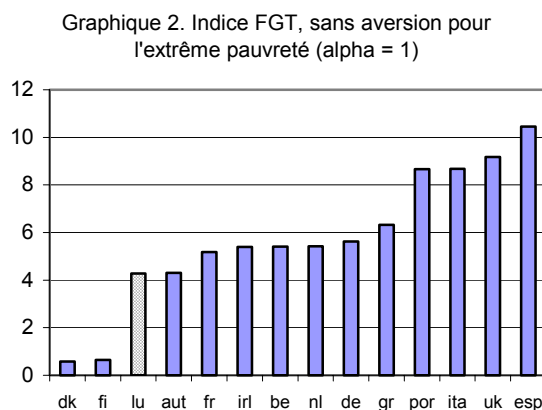
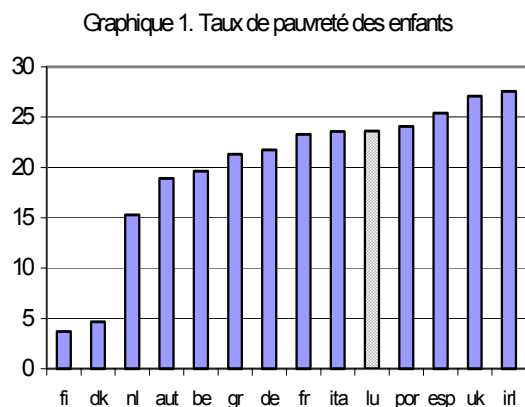
⁸ L'indice FGT est défini de la façon suivante : $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \left[\frac{(S - R_i)}{S} \right]^\alpha$, avec N le nombre total d'individus, n le nombre

d'individus pauvres, S le seuil de pauvreté et R le niveau de vie. Selon HOURRIEZ *et al.* (1997), le paramètre α , positif ou nul, peut être interprété comme un indice d'aversion à la pauvreté (et, a fortiori, nous semble-t-il, à l'extrême pauvreté) ; plus il augmente, plus grande est l'importance donnée aux plus pauvres. Egal à zéro, il aboutit à ce que l'indice ignore le degré de gravité de la pauvreté, et on obtient donc le taux de pauvreté ordinaire ; égal à un, il indique que la pauvreté extrême ne fait pas l'objet d'une aversion différente de celle qui est affectée à la pauvreté non extrême ; supérieur à un, il affecte un poids supérieur à l'extrême pauvreté. En fait, ce paramètre constituerait en quelque sorte une prise en compte plus ou moins accentuée de l'inégalité des niveaux de vie des individus pauvres.

⁹ Dans le cas extrême où les individus pauvres auraient un niveau de vie moyen nul, le taux de pauvreté serait pondéré par une gravité égale à 100%, et le taux pondéré serait donc égal au taux non pondéré.

1.1.1. Avec la variante centrale de calcul du seuil de pauvreté

Regardons d'emblée, avant de nous tourner vers le détail des chiffres, la représentation graphique.



Deux caractéristiques ressortent clairement : d'abord, quel que soit le critère d'analyse, deux pays (le Danemark et la Finlande) se situent complètement à l'écart des autres ; ensuite, la place du Luxembourg diffère nettement selon que l'on s'en tient au taux de pauvreté (le Luxembourg occupe une position plutôt défavorable) ou aux trois autres critères (le Luxembourg se situe plutôt dans le peloton de tête des pays européens). Passons maintenant à l'examen plus détaillé des chiffres¹⁰ et essayons d'interpréter les causes possibles de ces similitudes et divergences du classement du Luxembourg (*cf. tableau 1*).

¹⁰ Dans tous les tableaux de cette analyse, on indique entre parenthèses les taux ou indices qui sont calculés sur des effectifs inférieurs à 30.

T₁

Indicateurs de pauvreté des enfants, calculés à partir du revenu disponible et des unités de consommation de 1995, et des seuils de pauvreté égaux à 60% de la médiane des niveaux de vie nationaux (rangs indiqués en italique)

Pays	Taux de pauvreté des enfants		Taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté, sans prise en compte de l'aversion à l'extrême pauvreté (indice FGT, $\alpha=1$)		Taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté, avec prise en compte de l'aversion à l'extrême pauvreté (indice FGT, $\alpha=2$)		Indice de Sen	
Allemagne	21,8	7	5,6	9	2,7	8	8,4	9
Danemark	4,7	2	0,6	1	0,2	<i>lex</i>	0,9	1
Pays-Bas	15,3	3	5,4	8	3,5	10	8,1	8
Belgique	19,6	5	5,4	7	2,5	7	7,8	7
Luxembourg	23,6	10	4,3	3	1,7	3	6,6	4
France	23,3	8	5,2	5	1,82	5	7,0	5
Royaume-Uni	27,1	13	9,2	13	4,5	11	12,7	13
Irlande	27,6	14	5,4	6	1,80	4	7,7	6
Italie	23,6	9	8,7	12	5,3	13	12,6	12
Grèce	21,3	6	6,3	10	2,9	9	8,9	10
Espagne	25,4	12	10,5	14	6,4	14	14,6	14
Portugal	24,1	11	8,7	11	4,7	12	12,1	11
Autriche	18,9	4	4,3	4	1,83	6	6,4	3
Finlande	3,7	1	0,6	2	0,2	<i>lex</i>	1,0	2

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

Si l'on s'intéresse tout d'abord au **taux de pauvreté** des enfants (*cf. tableau 1 et graphique 1*), on constate qu'il varie en Europe entre 3,7% en Finlande et 27,6% en Irlande ; le **Luxembourg**, avec un taux de 23,6%, vient en 10^e position ¹¹, c'est-à-dire **se trouve dans la deuxième moitié des pays européens**, plus proche d'ailleurs de la situation de l'Irlande que de celle de la Finlande. Mais si l'on prend en compte la gravité de la pauvreté, par laquelle on pondère le taux de pauvreté (*indice FGT, sans aversion pour l'extrême pauvreté*), le Luxembourg se trouve dans une position relative nettement meilleure (*cf. graphique 2*) : il passe au 3^e rang européen ¹², et son taux de pauvreté pondéré n'est plus que de 4,3%. La nette différence observée entre les deux taux de pauvreté (non pondéré et pondéré par la gravité) indique que **la gravité, au Luxembourg, n'est pas extrêmement forte en moyenne** ¹³ ; et l'amélioration relative de la situation du pays (observée via le nombre de places gagné) tendrait à prouver que la gravité y est même moins forte que dans d'autres pays. Cette 3^e position du Luxembourg est confirmée par l'indicateur suivant ¹⁴ (*indice FGT tenant compte de l'aversion à l'extrême pauvreté*).

¹¹ Précisons que, dans tout le texte, nous attribuons le rang 1 au pays dont les enfants (ou, par la suite, les ménages) sont les mieux lotis au regard de tel critère.

¹² Il est fort proche, cependant, de l'Autriche, qui est pourtant située derrière le Luxembourg en termes de classement.

¹³ Elle est de 18,2% (avec $(23,6 \times 18,2)/100 = 4,3$).

¹⁴ Le Luxembourg est toutefois alors très proche de l'Irlande, de la France et de l'Autriche.

Quant à *l'indice de Sen*, qui combine à la fois le taux de pauvreté, la gravité de celle-ci, et l'inégalité de la répartition des niveaux de vie parmi les enfants pauvres, il confirme que le Luxembourg est proche de l'Autriche et de la France, et de l'Irlande dans une moindre mesure, mais également de la Belgique, des Pays-Bas, de l'Allemagne et même de la Grèce : ces huit pays se ressemblent de ce point de vue (*cf. graphique 4*). Cet indice permet d'ailleurs un classement assez aisé des quatorze pays européens en trois groupes : les huit pays précédemment cités seraient dans le groupe intermédiaire, le Danemark et la Finlande dans le premier groupe, avec une situation nettement meilleure, et le Portugal, l'Italie, le Royaume-Uni et l'Espagne¹⁵ seraient dans le troisième et dernier groupe, ce qui apparaissait déjà via les autres indices, et tout particulièrement les deux indices FGT ($\alpha=1$ et $\alpha=2$).

Dans quelle mesure ces résultats sont-ils liés aux choix méthodologiques que nous avons faits en amont¹⁶ ? Souhaitant voir la sensibilité des résultats à ces choix, nous présentons en quelques mots les **variations qui seraient observées si certains changements méthodologiques étaient adoptés** (*cf. annexe 2 pour les tableaux de résultats, commentés ci-dessous*). On retient, pour ce faire, deux des quatre indices analysés¹⁷.

1.1.2. Sensibilité des résultats obtenus aux choix méthodologiques

α) Comme attendu, si l'on change le niveau du **seuil de pauvreté**, qui **passé de 60 à 50%** du niveau de vie médian (*cf. annexe 2, tableau A1*), le *taux de pauvreté* diminue dans tous les pays européens ; au Luxembourg, il passe de 23,6% à 8,8%, et le pays se trouve alors non plus au 10^e rang européen, mais au 3^e rang. Toutefois, ce qui est moins attendu, c'est que le taux de pauvreté ne diminue pas dans la même proportion dans tous les pays¹⁸ du fait du seul changement du niveau du seuil de pauvreté, indiquant ainsi que la forme des distributions des niveaux de vie y est différente : la baisse est d'autant plus forte que les enfants ont des niveaux de vie plus concentrés juste en dessous du seuil égal à 60% du niveau de vie médian. Les cas du Luxembourg et de l'Irlande sont particulièrement flagrants : leur taux de pauvreté est réduit respectivement des deux-tiers et de moitié (l'Irlande, pour sa part, passe du 14^e rang lorsque le seuil retenu est égal à 60% de la médiane, au 8^e rang lorsque le seuil est fixé à 50%). Le fait que la situation relative du Luxembourg s'améliore lorsqu'on retient un seuil de 50% et non plus de 60% semblerait donc indiquer que les enfants y sont plus concentrés près du seuil que ce n'est le cas dans d'autres pays. Cette conclusion corrobore celle qui était tirée

¹⁵ On pourrait a priori s'étonner du fait que le Royaume-Uni soit associé à ces trois pays d'Europe du Sud. On peut toutefois souligner deux faits venant à l'appui de ce résultat : d'une part, il est largement reconnu que la situation du Royaume-Uni en termes de pauvreté des enfants est particulièrement mauvaise (*cf. par exemple BRADBURY et al., 1999 ; UNICEF, 2000*) ; et d'autre part, les résultats obtenus seraient peu différents si nous avions choisi d'utiliser les données de l'ECHP et non celles du BHPS pour analyser la pauvreté des enfants au Royaume-Uni.

¹⁶ Rappelons qu'il s'agit des choix de calculer le seuil de pauvreté à partir du niveau de vie médian des ménages, de retenir autant de seuils qu'il y a de pays dans l'analyse, de fixer ces seuils à 60% du niveau de vie médian des ménages, et d'utiliser les revenus de l'année précédant l'enquête en essayant de caler le calcul des unités de consommation sur la même période de référence.

¹⁷ L'objectif est de ne pas alourdir l'analyse en présentant les quatre indicateurs. On retient donc le taux de pauvreté, instrument le plus couramment utilisé, ainsi que ce taux pondéré par la gravité de la pauvreté et tenant compte d'un degré d'aversion à l'extrême pauvreté (ce deuxième indicateur nous semblant à la fois plus complet que le premier, et moins complexe que l'indice de Sen, dont la lecture est rendue plus difficile puisque, à ces mêmes éléments, il combine encore un indice de Gini).

¹⁸ D'autres études notent quelques changements de rang lorsque le seuil de pauvreté retenu passe de 60 à 50% du niveau de vie médian, mais de peu d'ampleur, et concluent qu'aucun pays ne se distingue nettement des autres à ce titre (*cf. par exemple BRADBURY et al., 1999 ; BRADSHAW, 1999*).

de l'analyse comparative des quatre indicateurs utilisant le seuil de 60% : ceux-ci indiquaient déjà que la gravité de la pauvreté était sensiblement moins forte au Luxembourg que dans d'autres pays.

Quant à l'indice de Forster-Greer-Thorbecke intégrant une certaine aversion à l'extrême pauvreté, qui prend en compte tant le taux de pauvreté que la gravité de cette dernière, il indique un léger déclassement du Luxembourg quand c'est le seuil de 50% du niveau de vie qui est retenu (cf. annexe 2, tableau A2) : le pays passe de la 3^e à la 5^e position parmi les quatorze pays européens (dont le classement varie d'ailleurs fort peu dans l'ensemble).

Ainsi, si l'on considère l'ensemble des pays, il apparaît que les résultats en termes de classement changent peu selon le seuil retenu (les pays se trouvant un rang avant ou après dans le classement européen), et il semblerait alors que, dans la majorité des cas, le choix de recourir à des seuils fixés à 50 ou 60% du niveau de vie médian ne soit donc pas primordial lorsqu'il s'agit de procéder à une comparaison internationale. Mais une telle conclusion n'est pas du tout vérifiée dans le cas du Luxembourg et de l'Irlande (et, dans une moindre mesure, dans celui de la France, de la Grèce et de la Belgique).

β) En revanche, si l'on change le **seuil de pauvreté**, au sens où il est désormais **unique pour l'ensemble des pays, défini au niveau européen**¹⁹, on observe des changements très nets dans l'ensemble, sauf pour quelques pays (dont la France, pays où le *taux de pauvreté* reste relativement stable, et qui se trouve à la 8^e place européenne dans les deux cas – cf. annexe 2, tableau A3). Mais pour l'ensemble des autres pays, les changements de taux de pauvreté et de rang sont assez marqués²⁰, les plus flagrants de ces derniers concernant d'une part le Royaume-Uni, l'Irlande et surtout le Luxembourg²¹, qui se trouvent dans une situation bien meilleure, comparativement, avec un seuil défini au niveau européen, et d'autre part les Pays-Bas, la Grèce et le Portugal, dont le rang (dans le cas des Pays-Bas), ainsi que les taux de pauvreté (dans le cas des deux autres pays) se détériorent sensiblement. Quant à l'indice *FGTα2* (cf. annexe 2, tableau A4), il indique que les résultats sont nettement moins sensibles au seuil retenu, tout du moins en termes de classement relatif : en effet, la plupart des pays gagnent ou perdent seulement un rang de classement, sauf l'Irlande, la Grèce et même le Portugal, dont la situation se détériore nettement, et l'Italie, qui en gagne en revanche deux. Soulignons toutefois que, en termes absolus, on observe des différences selon que le seuil est national ou européen : sans surprise, dans la majorité des pays – dont le Luxembourg – la situation est meilleure lorsque le seuil est européen, mais elle se dégrade alors dans les pays d'Europe du Sud et en Irlande.

¹⁹ Ce seuil européen, commun à tous les pays, est calculé à partir d'une seule distribution des revenus : celle de tous les ménages de ces 14 pays européens, sans que le pays, et donc les spécificités nationales, soient distingués.

²⁰ De telles variations sont confirmées par MICKLEWRIGHT (2002), citant des données fournies par Eurostat (2000).

²¹ Ces trois pays partagent la caractéristique d'être dans une meilleure situation relative avec un seuil de pauvreté européen. Mais ils se distinguent si l'on observe leurs taux de pauvreté respectifs : celui du Luxembourg diminue de façon drastique quand on passe au seuil européen, celui du Royaume-Uni reste identique, et celui de l'Irlande augmente nettement.

Par conséquent, comme on pouvait s'y attendre s'agissant d'une Europe aux niveaux de vie nationaux encore assez différents, le choix d'un seuil national ou européen n'est pas anodin pour analyser la pauvreté des enfants et comparer la situation des pays d'Europe. Lorsque l'on utilise comme référence un niveau de vie médian européen, on considère tous les enfants d'Europe de la même manière et, de ce fait, assez mécaniquement, ceux qui habitent l'Europe du Sud ou l'Irlande, pays où le niveau de vie est en moyenne plus faible que dans le reste de l'Union européenne, ont une très forte probabilité d'être considérés comme pauvres. Mais, considérés dans leur environnement national, nombre d'entre eux ont un niveau de vie proche de la moyenne nationale et ne peuvent donc pas être définis comme pauvres. L'intérêt de notre travail de chiffrage est qu'il permet d'aller au-delà d'une simple attente de différences, et que, vu l'ampleur des écarts de résultats, il souligne l'importance de ce choix méthodologique-là. C'est parce que les politiques fiscales et sociales restent, en Europe, du ressort des différents Etats membres que nous avons choisi de privilégier l'approche de la pauvreté des enfants via les seuils nationaux.

γ) Enfin, rappelons que notre calcul du seuil de pauvreté utilise les **revenus annuels relatifs à l'année précédant l'enquête**, déclarés de façon plus détaillée que ceux qui sont déclarés globalement juste pour le mois de l'enquête (1996), ainsi qu'une adaptation des unités de consommation à la même période d'analyse (1995). Ce choix méthodologique a des conséquences différentes selon les pays (*cf. annexe 2, tableau A5*) : dans le cas du Luxembourg, la différence est faible, puisque le *taux de pauvreté* passe de 23,6% à 22,7%, mais le pays gagne toutefois deux rangs en termes de classement européen (et se trouve alors au 8^e rang, au lieu du 10^e). L'Allemagne, surtout, mais aussi la Belgique, l'Espagne et l'Autriche gagnent également des rangs au classement européen lorsque ce sont les montants de 1996 qui sont utilisés ; en revanche, la France, le Danemark et les Pays-Bas sont alors dans une moins bonne position. *L'indice FGTa2* indique également (*cf. annexe 2, tableau A6*) que les résultats varient peu en ce qui concerne le Luxembourg, qui passe de la 3^e à la 2^e place européenne lorsque ce sont les valeurs de 1996 qui sont prises en compte.

Ainsi, choisir tel mode de collecte des informations concernant les revenus, et essayer d'adapter les unités de consommation à la période retenue, a peu d'impact sur le Luxembourg lui-même, mais n'est pas anodin en ce qui concerne la comparaison de la pauvreté des enfants en Europe. Nous avons préféré utiliser les revenus de 1995, ceux-ci nous semblant de meilleure qualité que ceux qui étaient relatifs au mois de l'enquête.

1.2. Avec le ménage avec enfants comme unité d'observation

L'analyse a consisté jusqu'à présent à situer le Luxembourg par rapport aux autres pays européens en termes de pauvreté monétaire des enfants, ceux-ci constituant l'unité d'analyse. On s'attache maintenant à **observer la situation dans laquelle se trouvent les ménages avec enfants**²², en reprenant les quatre mêmes indicateurs.

²² En effet, pour des raisons méthodologiques expliquées *infra*, l'analyse multivariée porte sur les ménages avec enfants, et non les enfants. Ceux-ci sont donc également étudiés au niveau descriptif.

Parce que le problème de la pauvreté des enfants est plus grave, à taux de pauvreté égal parmi les ménages avec enfants, dans les pays où ce type de ménages est plus fréquent, on fournit d'abord, comme données de cadrage, la part que ces ménages recouvrent dans l'ensemble de la population (*cf. tableau 2*) ; on présente ensuite les résultats relatifs aux quatre indicateurs retenus (*cf. tableau 3*), pour les ménages avec enfants.

T₂ Structure de la population des ménages selon qu'ils ont ou non des enfants âgés de moins de 16 ans (ensemble des ménages : 100%)

Pays	Ménages avec enfants	Ménages sans enfant
Allemagne	23,5	76,5
Danemark	24,1	75,9
Pays-Bas	25,9	74,1
Belgique	27,1	72,9
Luxembourg	29,1	70,9
France	27,4	72,6
Royaume-Uni	27,2	72,8
Irlande	40,0	60,0
Italie	29,8	70,2
Grèce	31,3	68,7
Espagne	36,3	63,7
Portugal	38,0	62,0
Autriche	30,1	69,9
Finlande	26,5	73,5

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

Avec un pourcentage de 29,1% de ménages avec enfants, le Luxembourg se situe au 8^e rang européen ; c'est en Irlande que la proportion de ménages avec enfants est la plus forte, puisque 40% des ménages y ont des enfants de moins de 16 ans, ce qui est une proportion presque double de celle qu'on observe en Allemagne (23,5%), pays où elle est en revanche la plus faible. C'est donc en Irlande que le taux de pauvreté des ménages avec enfants aura le plus de retentissement sur la population totale, et ce d'autant plus que le nombre moyen d'enfants par ménage pauvre avec enfants y est également l'un des plus élevés d'Europe (*cf. annexe 3, tableau A7*).

T₃

Indicateurs de pauvreté des ménages avec enfants, calculés à partir du revenu disponible et des unités de consommation de 1995, et des seuils de pauvreté égaux à 60% de la médiane des niveaux de vie nationaux (rangs indiqués en italique)

Pays	Taux de pauvreté		Taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté, sans prise en compte de l'aversion à l'extrême pauvreté (indice FGT, $\alpha=1$)		Taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté, avec prise en compte de l'aversion à l'extrême pauvreté (indice FGT, $\alpha=2$)		Indice de Sen	
Allemagne	17,8	7	5,6	9	2,8	<i>8ex</i>	7,9	9
Danemark	3,9	2	0,5	1	0,2	<i>1ex</i>	0,9	1
Pays-Bas	14,6	3	5,2	8	3,3	<i>10</i>	7,7	8
Belgique	14,8	4	4,0	5	2,0	7	6,0	5
Luxembourg	19,4	10	3,6	4	1,3	3ex	5,3	4
France	15,8	5	3,5	3	1,3	<i>3ex</i>	4,9	3
Royaume-Uni	23,8	13	8,1	13	4,0	12	11,1	12
Irlande	23,9	14	4,9	7	1,7	5	6,9	7
Italie	21,2	11	7,9	12	4,8	13	11,4	13
Grèce	18,9	8	5,8	10	2,8	<i>8ex</i>	8,2	10
Espagne	22,8	12	9,0	14	5,4	14	12,7	14
Portugal	19,2	9	6,7	11	3,7	11	9,5	11
Autriche	17,0	6	4,2	6	1,9	6	6,3	6
Finlande	3,7	1	0,7	2	0,2	<i>1ex</i>	1,0	2

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

En termes de *taux de pauvreté* des ménages avec enfants, le Luxembourg se situe au 10^e rang européen (*cf. tableau 3*), c'est-à-dire dans une situation relative identique à celle que l'on observe lorsque ce sont les enfants qui constituent l'unité d'analyse (*cf. tableau 1*).

Si l'on *pondère ensuite le taux de pauvreté par sa gravité*, le Luxembourg se situe au 4^e rang en ce qui concerne les ménages avec enfants. Ainsi, prendre en compte la gravité de la pauvreté indique que cette gravité est relativement moins forte au Luxembourg que dans d'autres pays européens, faisant avancer le pays de six rangs dans la hiérarchie européenne par rapport à sa place du point de vue du seul taux de pauvreté. Ceci est également vérifié dans le cas de la France et surtout de l'Irlande, et était déjà observé lorsque l'analyse était fondée sur les enfants. En revanche, dans le cas de l'Allemagne, de la Grèce, de l'Espagne, du Portugal, et surtout des Pays-Bas, prendre en compte la gravité de la pauvreté aggrave leur situation relative, ce qui met les ménages avec enfants de ces trois pays du Sud de l'Europe dans une situation particulièrement mauvaise par rapport aux autres pays européens (seuls l'Italie et le Royaume-Uni ne pouvant se prévaloir d'une situation meilleure). S'agissant de l'Espagne par exemple, alors que, du point de vue du seul taux de pauvreté des ménages avec enfants, ce pays se trouve déjà au 12^e rang, il passe au dernier rang si le taux est pondéré par la gravité.

Si l'on prend cette fois en compte une *certaine aversion pour l'extrême pauvreté lorsqu'on pondère le taux de pauvreté par sa gravité*, le Luxembourg se trouve au 3^e rang, ex æquo avec la France. Les résultats sont donc quasiment identiques, en termes de position relative du Luxembourg par rapport aux autres pays européens, que l'indice FGT prenne ou non en compte une certaine aversion pour l'extrême pauvreté. Ici aussi, pour les ménages avec

enfants, l'Espagne occupe la dernière position en Europe, ces résultats confirmant que la gravité de la pauvreté de ces ménages y est particulièrement forte.

Rappelons que l'*indice de Sen*, en plus de tenir compte du taux de pauvreté et de sa gravité, les pondère par l'inégalité de la distribution des niveaux de vie chez les ménages pauvres, à l'aide d'un coefficient de Gini. Ce que l'on observe ici, ce sont des résultats analogues aux précédents : en ce qui concerne les ménages avec enfants, le Luxembourg se situe à nouveau au 4^e rang, précédé seulement (mais nettement) du Danemark et de la Finlande, puis (mais légèrement) de la France.

En conclusion, il semblerait que le niveau d'analyse (enfants vs ménages avec enfants) semble assez peu jouer en termes de classement de la plupart des pays. Ainsi, par exemple, lorsque ce sont les enfants qui sont l'unité d'analyse, Portugal, Italie, Espagne et Royaume-Uni sont presque toujours aux quatre dernières places du classement (l'Irlande est alors la seule à avoir un taux de pauvreté d'ampleur semblable à celui de ces quatre pays) ; or ce même résultat est également observé lorsque c'est sur les ménages avec enfants que porte l'analyse. Une telle conclusion est également valable d'une part pour les cas du Danemark et de la Finlande, qui sont toujours aux deux premières places du classement, que l'analyse porte sur les enfants ou sur les ménages avec enfants. Cette même conclusion est aussi valable, d'autre part, pour le **Luxembourg**, dont le **rang de classement au niveau européen est particulièrement défavorable en termes de taux de pauvreté**, que l'analyse porte sur les enfants ou sur les ménages avec enfants, mais qui est **nettement mieux classé lorsque ce sont les autres indicateurs qui sont pris en considération**, que l'analyse porte, à nouveau, sur les enfants ou sur les ménages avec enfants.

2. SELON UNE APPROCHE EN TERMES DE PAUVRETE NON MONETAIRE DES ENFANTS AU LUXEMBOURG ET EN EUROPE

Jusqu'à présent, notre analyse de la pauvreté des enfants a suivi une approche strictement monétaire. Pourtant, nous n'ignorons pas que cette optique est un peu réductrice dans la mesure où il est assez facile de comprendre que la pauvreté est multidimensionnelle et mérite donc d'être mesurée à l'aide d'indicateurs tenant plus directement compte de ces différentes dimensions que ne peut le faire le seul critère du pouvoir d'achat exprimé au travers de la mesure du niveau de vie monétaire. C'est pourquoi nous proposons dans ce paragraphe une analyse descriptive de la pauvreté des enfants selon deux approches non monétaires classiques : en termes de conditions d'existence et en termes de pauvreté subjective.

Après avoir présenté les deux indicateurs non monétaires utilisés, nous traiterons deux questions assez générales. Premièrement, comment se situe le Luxembourg du point de vue de la pauvreté non monétaire des ménages avec enfants comparativement aux autres pays ? Deuxièmement, toujours de point de vue de la pauvreté non monétaire, les ménages avec enfants se distinguent-ils nettement des ménages sans enfant ? Et dans l'affirmative, la distinction est-elle plus, ou moins, franche au Luxembourg comparativement au reste de l'Union Européenne ?

Comme il est précisé dans l'encadré méthodologique ci-dessous, nos deux indicateurs de pauvreté non monétaire ont été construits suivant une méthodologie assez standard et maintenant assez bien connue (DICKES, 1989, 1992 ; LOLLIVIER et VERGER, 1997, en particulier). Ces deux indicateurs ont fait l'objet de plusieurs analyses, détaillées dans l'encadré méthodologique, visant à construire des échelles cohérentes sur le plan théorique et validées empiriquement. Ces différentes analyses aboutissent à une échelle de pauvreté subjective, variant théoriquement de 0 (absence de difficultés) à 11 (difficultés très importantes) et à une échelle de pauvreté de conditions d'existence variant théoriquement de 0 (absence de difficultés) à 13 (difficultés très importantes). Les items composant ces deux échelles sont les mêmes pour tous les pays (*cf. la liste en annexe 4, tableau A8*).

**Encadré méthodologique :
La construction des indicateurs
de pauvreté de conditions d'existence et de pauvreté subjective**

Le Panel des ménages européens (ECHP) fournit, avec sa troisième vague, un ensemble de 37 indicateurs relevant de la sphère de la pauvreté non monétaire. Ces 37 indicateurs font référence : au confort général du logement (15 indicateurs), à l'équipement en biens durables (7 indicateurs), aux moyens financiers pour faire face aux consommations courantes (6 indicateurs) et aux difficultés financières factuelles ou plus subjectives (9 indicateurs). En préalable aux analyses, les données manquantes, peu nombreuses dans l'ensemble, ont été recodées au mode de la distribution de chaque indicateur pour chaque pays, après avoir éliminé les ménages pour lesquels le nombre de données manquantes excède 50% des items par catégorie. Le nombre de ménages ainsi éliminés est faible : il est inférieur à 20 ménages par pays, sauf pour l'Allemagne (n = 63) et pour le Royaume-Uni (n = 149).

Les 37 indicateurs ont fait l'objet d'une classification théorique *a priori* dans les deux principales facettes de la pauvreté non monétaire : difficultés subjectives et pauvreté en termes de conditions d'existence. Cette classification s'appuie sur une distinction entre les indicateurs qui décrivent une situation factuelle (e.g. la possession d'une voiture, la présence d'eau chaude dans le logement...) et ceux faisant davantage appel à la subjectivité des répondants (e.g. le ménage arrive-t-il à joindre les deux bouts ? Une température suffisamment élevée peut-elle être assurée dans le logement ?...).

Des analyses en composantes principales ont ensuite été réalisées pour chacun des pays afin de vérifier la classification théorique *a priori*. Dans l'ensemble, et au-delà de certaines spécificités nationales, ce sont les solutions à deux composantes qui fournissent les résultats les plus clairs. Les deux composantes renvoient respectivement aux difficultés subjectives et à la pauvreté en termes de conditions d'existence. Afin d'obtenir des échelles dont la signification est semblable d'un pays à l'autre, nous avons supprimé :

- les indicateurs dont la corrélation avec le facteur théorique d'appartenance est inférieure à la corrélation avec l'autre facteur dans la majorité (8 sur 14) des pays pris en compte dans ces analyses ;
- les indicateurs dont la corrélation avec le facteur théorique d'appartenance est inférieure à 0,30 dans la majorité des 14 pays.

Ces différentes opérations amènent finalement à retenir, parmi les 37 indicateurs initiaux, 11 indicateurs pour l'échelle de difficultés subjectives et 13 indicateurs pour l'échelle de pauvreté en termes de conditions d'existence. Les échelles sont obtenues par une somme simple des indicateurs, après que ceux-ci ont été ramenés à une même étendue (les indicateurs avec une échelle de réponse sont ramenés à une étendue de 0 à 1, en les divisant par le nombre de modalités).

Enfin, la qualité des échelles ainsi construites est appréciée par la vérification de leur consistance interne²³ (coefficient alpha de Cronbach). Les fidélités de l'échelle de pauvreté en termes de conditions d'existence sont moyennes, puisqu'elles varient entre 0,58 et 0,83 selon les pays ; elles sont un peu plus satisfaisantes et remarquablement homogènes en ce qui concerne les difficultés subjectives, puisque les coefficients alpha de Cronbach s'échelonnent entre 0,71 et 0,78.

²³ Pour créer une échelle composite, il faut s'assurer que la somme de ses différents constituants fait sens. La consistance interne des réponses est, dans l'approche psychométrique traditionnelle, l'un des moyens de s'en assurer, et le coefficient alpha de Cronbach constitue l'outil technique de cette vérification. Celui-ci peut s'exprimer comme la moyenne des corrélations entre les indicateurs, pondérée par leur nombre. Plus le coefficient est proche de 1, plus l'agrégation des indicateurs fait sens et plus la part d'erreur de mesure peut être considérée comme faible (cf. CRONBACH, 1951 ; DICKES *et al.*, 1994).

In fine, l'analyse des corrélations entre ces deux indicateurs non monétaires et le niveau de vie monétaire, calculés pour l'ensemble des ménages pays par pays, confirme ce que l'on trouve généralement dans la littérature : les corrélations sont suffisamment fortes pour asseoir l'idée selon laquelle les trois indicateurs mesurent tous un même continuum qui va de la pauvreté (ou la déprivation) à l'aisance (ou le bien-être), mais sont cependant insuffisamment élevées pour affirmer qu'il n'y aurait qu'une dimension à ce concept (*cf. tableau 4*)²⁴.

T₄

Corrélations entre les trois indicateurs (ensemble des ménages, pays par pays)

	Score de difficultés subjectives	Score de mauvaises conditions d'existence
Niveau de vie monétaire	A : -0,16 (Belgique) B : -0,54 (Portugal) C : -0,33 (moyenne) D : -0,25 (Luxembourg)	A : -0,15 (Belgique) B : -0,46 (Portugal) C : -0,31 (moyenne) D : -0,22 (Luxembourg)
Score de difficultés subjectives		A : 0,23 (Finlande) B : 0,61 (Portugal) C : 0,36 (moyenne) D : 0,25 (Luxembourg)

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

A : corrélation la plus faible. B : corrélation la plus forte.

C : Moyenne des 14 corrélations nationales. D : **corrélation relative au Luxembourg.**

2.1. Du point de vue du classement des pays, les trois mesures de la pauvreté sont plutôt concordantes et le Luxembourg se place dans une situation favorable

A la différence du niveau de vie monétaire, les indicateurs non monétaires sont des échelles de mesure quasi-discrètes qui, de ce fait, se prêtent assez mal à dichotomisation autour d'un seuil calculé en utilisant un point caractéristique de la distribution (par exemple un certain pourcentage de la valeur médiane). C'est pourquoi, avant de tout de même proposer une estimation du nombre de ménages avec enfants situés sous un certain seuil de pauvreté non monétaire, notre analyse s'attachera plutôt à comparer le niveau **moyen** de pauvreté non monétaire des enfants selon leur pays.

Lorsque l'on restreint l'analyse aux seuls ménages avec enfants, on obtient un classement des pays (*cf. tableau 5*) pour l'essentiel identique **quel que soit l'indicateur retenu**, et sans grande surprise : **le Luxembourg a une position favorable**, se situant de la première à la troisième place. Les petits changements de classement entre pays s'expliquent essentiellement par une assez forte instabilité, selon la méthode de classement retenue, de trois pays :

²⁴ Dans ce tableau, le niveau de vie monétaire est calculé sur la base des revenus détaillés de l'année 1995 (année précédant l'enquête). Lorsque l'on recourt au niveau de vie monétaire du mois de l'enquête (1996), et donc correspondant à la même date que les questions subjectives ou de conditions d'existence, les corrélations sont le plus souvent un peu plus élevées : la moyenne des 14 corrélations nationales calculées entre le niveau de vie monétaire et le score de difficultés subjectives est alors égale à -0,41, et celle relative aux corrélations entre le score de mauvaises conditions d'existence et le niveau de vie monétaire est égale à -0,33.

- la Belgique qui, plutôt bien classée selon les critères monétaire et subjectif, montre un score de mauvaises conditions d'existence plutôt élevé (neuvième rang) ;
- les Pays-Bas qui, positionnés en milieu de classement selon le niveau de vie et les conditions d'existence, sont propulsés en tête de classement selon le critère de bien-être subjectif ;
- et la Finlande qui, bien qu'en tête de classement du point de vue des conditions d'existence, montre un niveau de vie monétaire intermédiaire comparativement aux autres pays et un mal-être subjectif en moyenne assez élevé, proche de ceux déclarés dans l'Europe du Sud.

T5

Classement des pays selon les valeurs moyennes des trois indicateurs de pauvreté calculés au niveau des ménages avec enfants

Rang	Niveau de vie monétaire	Score de mauvaises conditions d'existence	Score de difficultés subjectives
1	Luxembourg : 20.015	Finlande : 0,80	Pays-Bas : 1,84
2	Danemark : 14.322	Luxembourg : 1,30	Danemark : 1,96
3	Belgique : 14.277	Allemagne : 1,37	Luxembourg : 2,00
4	Allemagne : 13.389	Danemark : 1,42	Allemagne : 2,48
5	Autriche : 13.262	Royaume-Uni : 1,55	Belgique : 2,60
6	France : 13.034	Autriche : 1,560	Autriche : 2,94
7	Royaume-Uni : 12.044	France : 1,564	Royaume-Uni : 3,16
8	Finlande : 11.515	Pays-Bas : 1,58	France : 3,19
9	Pays-Bas : 11.457	Belgique : 1,76	Irlande : 3,49
10	Irlande : 11.030	Irlande : 1,85	Finlande : 3,86
11	Italie : 9.746	Italie : 2,14	Italie : 4,25
12	Espagne : 8.921	Espagne : 2,74	Espagne : 4,63
13	Grèce : 8.635	Grèce : 3,55	Portugal : 5,37
14	Portugal : 7.693	Portugal : 4,29	Grèce : 5,69

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

Lorsque l'on se prête ensuite à l'exercice de dichotomisation de la distribution de ces trois indicateurs pour dénombrer la fréquence relative des ménages avec enfants les plus défavorisés, il convient de choisir un seuil. Dans le cas du *niveau de vie monétaire*, le seuil que nous avons retenu est égal à 60% de la valeur médiane (cf. *supra*) ; il varie d'un pays à l'autre, ce qui signifie que l'optique retenue est bien une optique relative, en ce sens qu'elle tient compte de la spécificité des distributions nationales de niveau de vie monétaire. Pour *l'indicateur de conditions d'existence* (score qui peut varier de 0 à 13), nous avons en revanche retenu une approche absolue, c'est-à-dire défini un seuil identique pour tous les pays, car on peut penser que, quel que soit le niveau de développement des quatorze Etats Membres, ne connaître aucune des treize déprivations n'est pas plus une norme hors de portée dans un pays que dans un autre. Tous ménages confondus, les distributions nationales sont très concentrées sur les valeurs basses dans nombre de pays étudiés (la médiane n'est supérieure à 2 qu'en Italie, Grèce, Espagne et Portugal ; la valeur modale ne l'est que dans les trois derniers pays cités) ; de ce fait, il apparaît que cumuler plus de quatre déprivations (sur 13 au maximum) correspond à une situation suffisamment peu fréquente dans la plupart des pays pour être considérée comme une situation de pauvreté du point de vue des conditions objectives d'existence. En ce qui concerne *l'indicateur de pauvreté subjective* (qui peut varier de 0 à 11), nous avons procédé d'une manière assez identique, en coupant la distribution de tous les pays au même niveau : lorsque le score prend la valeur 6.

En retenant une telle approche **absolue** pour les deux indicateurs **non monétaires**, on retrouve, à propos des taux de pauvreté ainsi déduits, un peu mécaniquement les mêmes types de classement de pays que ceux obtenus sur la base des valeurs moyennes (lorsque la moyenne est plus élevée, la fréquence relative située dans la distribution au-delà d'une certaine valeur est également plus importante)²⁵. Ainsi, en comparant le classement du tableau 6 à celui du tableau 5, on trouve simplement, en ce qui concerne l'indicateur de conditions d'existence, une sensible progression des Pays-Bas (+ 4 rangs) et un déclassement moins net de l'Allemagne et de l'Autriche ; en revanche, **le Luxembourg conserve sa position favorable** (il est toujours au 2^e rang européen). Du point de vue de la pauvreté subjective, les changements sont encore moins sensibles (petits déclassements des Pays-Bas et du Royaume-Uni), le Luxembourg gagnant toutefois un rang de classement. Si la bonne position du Luxembourg est observée à la fois selon l'approche en termes de conditions d'existence et selon celle en termes de pauvreté subjective (*cf. tableau 6*), en revanche on peut noter que, pour certains pays, les deux approches ne donnent pas des résultats concordants : d'une part, comme nous le mentionnions précédemment, l'approche subjective amène à fortement déclasser la Finlande (passage du 1^{er} rang au dixième) et à revaloriser le rang de la Belgique (du neuvième au sixième) comparativement à l'approche selon les conditions d'existence ; et, d'autre part, le fait de mener une approche en termes de seuil accentue le déclassement (lorsque l'on passe de l'indicateur de conditions d'existence à l'indice subjectif) du Royaume-Uni (de la cinquième à la neuvième place, alors que, sur la base des valeurs moyennes, ce pays ne perdait que deux places dans le palmarès).

T6

Classement des pays selon les taux de pauvreté issus des trois indicateurs calculés au niveau des seuls ménages avec enfants

Rang	Niveau de vie monétaire Seuil : NDV < 60% de la médiane	Mauvaises conditions d'existence Seuil : score >= 5 (sur 13)	Difficultés subjectives Seuil : score >=6 (sur 11)
1	Finlande : 3,7%	Finlande : 1,4%	Danemark : 3,9%
2	Danemark : 3,9%	Luxembourg : 2,2%	Luxembourg : 5,3%
3	Pays-Bas : 14,6%	Danemark : 3,4%	Pays-Bas : 5,9%
4	Belgique : 14,8%	Pays-Bas : 3,4%	Allemagne : 8,4%
5	France : 15,8%	Royaume-Uni : 3,5%	Autriche : 9,3%
6	Allemagne : 16,2%	Allemagne : 3,6%	Belgique : 9,6%
7	Autriche : 17,0%	France : 4,8%	France : 12,7%
8	Grèce : 18,9%	Autriche : 6,0%	Irlande : 13,9%
9	Portugal : 19,2%	Belgique : 6,2%	Royaume-Uni : 16,6%
10	Luxembourg : 19,4%	Italie : 6,7%	Finlande : 19,3%
11	Italie : 21,2%	Irlande : 9,5%	Italie : 22,4%
12	Royaume-Uni : 21,8%	Espagne : 16,1%	Espagne : 32,0%
13	Espagne : 22,8%	Grèce : 26,5%	Portugal : 43,1%
14	Irlande : 23,9%	Portugal : 37,8%	Grèce : 47,5%

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

²⁵ A l'inverse, le fait de retenir une approche **relative** pour la détermination du taux de pauvreté **monétaire** amène à modifier assez nettement le classement des pays. En particulier, si, au sein de l'Europe, le niveau de vie moyen des ménages avec enfants luxembourgeois est nettement plus élevé qu'ailleurs (d'où son premier rang au tableau 5), en revanche, localement, un ménage luxembourgeois avec enfants sur cinq a un niveau de vie inférieur à 60% du niveau de vie médian luxembourgeois, ce qui, selon cette optique relative, place alors le Luxembourg au dixième rang (*cf. tableau 6*). De la même manière, le Royaume-Uni passe de la septième à la douzième place, l'Irlande de la dixième à la dernière place et, à l'inverse, la Grèce de la treizième à la huitième et le Portugal de la dernière à la neuvième place.

Mais, ce qui saute surtout aux yeux dans cette approche absolue, c'est l'importance des taux de pauvreté des pays du sud : en Grèce, presque un ménage avec enfants sur deux exprime plus de cinq items de mal-être sur onze, alors que, dans six pays sur quatorze, la proportion ne dépasse pas un ménage sur dix et même elle diminue jusqu'à un ménage sur vingt-cinq dans le cas du Danemark²⁶.

2.2. Au Luxembourg, et plus généralement en Europe, les ménages avec enfants sont moins pauvres que les ménages sans enfant du point de vue des conditions d'existence mais, à l'inverse, ils le sont plus d'un point de vue subjectif

Si l'on abandonne l'analyse en termes de seuils de pauvreté, pour en revenir à une approche en termes de niveau moyen de bien-être monétaire ou non monétaire, on peut comparer la situation des ménages européens selon que des enfants âgés de moins de seize ans en font ou non partie²⁷.

²⁶ Un tel constat militerait en faveur d'une approche plus relative. C'est ce que nous avons testé en déterminant les seuils de pauvreté non monétaire en pourcentage de la valeur moyenne de chacune des deux échelles et ce, pour chacun des pays. Pour avoir, comme dans l'approche monétaire, un indicateur croissant avec le niveau de bien-être, nous avons utilisé non la valeur du score lui-même mais son complément à la valeur maximale (on passe ainsi simplement d'un nombre de mauvaises conditions d'existence [difficultés subjectives] *rencontrées* à un nombre de mauvaises conditions d'existence [difficultés subjectives] *non vécues*) et nous avons considéré comme pauvres les ménages avec enfants déclarant moins de 80% de la moyenne des mauvaises conditions d'existence non vécues par l'ensemble des ménages [60% pour les difficultés subjectives]. Pour l'approche en termes de conditions d'existence, le seuil à 60% n'était pas pertinent car il amenait à des taux de pauvreté nuls (ou quasi nuls) dans plusieurs pays, rendant le classement entre ces pays impossible. Dans presque tous les pays, cela revient à considérer comme ménages pauvres ceux qui déclarent au moins cinq difficultés objectives d'existence (comme dans notre approche absolue) et à attribuer un seuil un peu plus élevé pour trois pays (Espagne : 6 ; Portugal et Grèce : 7). Pour l'approche subjective, le seuil varie de 6 à 9 difficultés selon les pays. Avec cette méthode relative (assez discutable car une très petite variation de la moyenne peut changer fondamentalement le résultat en faisant basculer le seuil d'un côté à l'autre d'une valeur entière de l'échelle), on trouve certes des taux de pauvreté moins prononcés dans l'Europe du Sud (ils culminent à 17% alors qu'avec l'approche absolue ils avoisinaient les 50%) ; mais ce qui mérite surtout d'être souligné, c'est que cette mesure relative ne remet pas en cause fondamentalement le classement entre les pays comparativement à l'approche absolue (*cf. annexe 5, tableau A9*) : selon les conditions d'existence, l'approche relative fait gagner trois places à la Grèce (qui passe de la treizième à la dixième place) et en fait perdre deux à l'Irlande (de la onzième à la treizième place) ; selon l'approche subjective, c'est surtout le Royaume-Uni qui pâtit d'une approche relative (il passe de la neuvième à la treizième place).

²⁷ La sous-population des ménages sans enfant est vraisemblablement assez hétérogène ; les sources d'hétérogénéité sont multiples et ce n'est pas l'objet de cet article de les étudier. Nous avons tout de même voulu contrôler l'une d'entre elles : la situation du ménage dans le cycle de vie. Pour ce faire, nous avons exclu de l'analyse, parmi les ménages sans enfant, les ménages de personnes âgées (ménages dans lesquels au moins une personne sur deux est âgée de plus de 59 ans). Ainsi, la comparaison oppose deux sous-populations de ménages en quelque sorte "en âge d'avoir des enfants de moins de seize ans", l'une effectivement avec enfants, l'autre sans enfant. C'est cette population des ménages sans enfant "en âge d'avoir des enfants de moins de seize ans" que nous appelons, dans ce texte, "ménages sans enfant".

Ce que nous montre le tableau 7 est tout à fait instructif à cet égard. A de très rares exceptions près, le niveau de vie monétaire, comme le bien-être subjectif, sont en moyenne plus faibles dans les ménages avec enfants que dans les ménages sans enfant²⁸ (seule exception : la Grèce du point de vue du bien-être subjectif). Mais à l'inverse, dans tous les pays²⁹, les ménages avec enfants déclarent de meilleures conditions d'existence que les ménages sans enfant³⁰. Malgré des niveaux de vie monétaires plus faibles, les ménages européens avec enfants accéderaient à des conditions d'existence en moyenne de meilleure qualité que celles de leurs homologues sans enfant, et pourtant déclareraient, toujours en moyenne, plus de difficultés à vivre... les enfants ne seraient-ils pas source de bonheur en Europe ? Ou, autre interprétation, se pourrait-il que les ménages, dès lors qu'ils accueillent un enfant, font tout pour améliorer leurs conditions d'existence (ce qui était acceptable avant ne l'est plus dès lors que l'enfant paraît, par exemple un chauffage peu efficace, ...). Mais, simultanément, on comprend que ce type de choix quant aux conditions d'existence n'ait pas d'incidence sur les ressources monétaires (le ménage gagne toujours autant et, dans certains cas, aussi peu, d'où un éventuel endettement ou surendettement), alors qu'il peut, en revanche, affecter le moral des ménages ("c'est dur de joindre les deux bouts" ...).

²⁸ Parfois, la différence est cependant non statistiquement significative.

²⁹ Hormis au Portugal, mais la différence n'est pas significative au seuil de 1%.

³⁰ Les différences de résultats quant à la comparaison "ménages avec enfants / ménages sans enfant" en termes de conditions de vie et de difficultés subjectives sont tout à fait intéressantes, d'autant qu'elles sont pratiquement systématiques. Cela constitue un argument indirect en faveur de la validité (validité discriminante, selon la terminologie psychométricienne) des indicateurs non monétaires que nous avons construits.

T₇

Moyennes des trois indicateurs calculées pour l'ensemble des ménages (1^{ère} ligne de chaque cellule), les ménages sans enfant, puis les ménages avec enfants, et coefficient d'association *êta*

	Mauvaises conditions d'existence	Difficultés subjectives	Niveau de vie monétaire
Allemagne	2,11	2,19	14.949
- sans enfant	1,90	2,16	16.887
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	1,37 (0,16)	2,48 (0,08)	13.389 (0,14)
Danemark	2,30	1,81	13.381
- sans enfant	2,37	1,85	14.514
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	1,42 (0,27)	1,96 (0,03) *	14.322 (0,01) *
Pays-Bas	2,30	1,84	13.602
- sans enfant	2,32	1,67	14.821
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	1,58 (0,22)	1,84 (0,04)	11.457 (0,16)
Belgique	2,47	2,51	15.706
- sans enfant	2,17	2,40	16.730
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	1,76 (0,11)	2,60 (0,05) *	14.277 (0,08)
Luxembourg	1,90	1,74	23.541
- sans enfant	1,75	1,76	27.358
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	1,30 (0,15)	2,00 (0,06) *	20.015 (0,21)
France	2,34	3,05	13.428
- sans enfant	2,23	2,97	14.422
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	1,56 (0,19)	3,19 (0,05)	13.034 (0,08)
Royaume-Uni	1,93	2,64	13.744
- sans enfant	1,67	2,38	16.952
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	1,55 (0,04) *	3,16 (0,17)	12.044 (0,17)
Irlande	2,52	3,00	12.276
- sans enfant	2,40	2,66	15.524
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	1,83 (0,14)	3,49 (0,20)	11.030 (0,18)
Italie	2,76	4,23	10.586
- sans enfant	2,40	3,96	11.886
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	2,14 (0,09)	4,25 (0,07)	9.746 (0,16)
Grèce	4,47	6,17	8.450
- sans enfant	4,14	5,94	9.656
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	3,55 (0,15)	5,69 (0,06)	8.635 (0,07)
Espagne	3,30	4,52	9.372
- sans enfant	2,85	4,27	10.464
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	2,74 (0,03) *	4,63 (0,08)	8.921 (0,11)
Portugal	4,95	5,39	7.931
- sans enfant	4,21	4,85	9.670
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	4,29 (0,01) *	5,37 (0,11)	7.693 (0,14)
Autriche	2,26	2,73	14.415
- sans enfant	2,02	2,46	16.546
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	1,56 (0,13)	2,94 (0,12)	13.262 (0,20)
Finlande	1,93	3,56	11.087
- sans enfant	2,08	3,72	11.722
- avec enfant (coef. <i>êta</i>)	0,80 (0,36)	3,86 (0,03) *	11.515 (0,01) *

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996.

* : différences non statistiquement significatives au seuil de 1%.

Ménages sans enfant : ménages sans enfant âgé de moins de 16 ans et comprenant moins d'une personne sur deux âgée de 60 ans ou plus.

Ménages avec enfants : ménages avec au moins un enfant âgé de moins de 16 ans, quel que soit l'âge des autres membres du ménage.

Le coefficient *êta* est calculé après exclusion des ménages sans enfant et comprenant au moins une personne sur deux âgée de 60 ans ou plus.

Comme l'indiquent les valeurs des coefficients *éta* rassemblées dans le tableau 7, qui peuvent être interprétées comme l'importance de la différence, entre les moyennes des deux sous-groupes, attribuable à la présence d'enfants dans le ménage, cette dernière est un facteur relativement déterminant pour expliquer le score de mauvaises conditions d'existence. Le coefficient *éta* relatif au Luxembourg se situe à un niveau intermédiaire (valant 0,15, cinq pays ayant une valeur supérieure). En revanche, la présence d'enfants apparaît comme étant moins discriminante du point de vue des difficultés subjectives : dans quatre pays, la différence de moyennes n'est pas significative, ce qui est notamment le cas au Luxembourg, où le coefficient *éta* est très faible (0,06) ; et ce coefficient ne dépasse 0,10 que dans quatre pays ³¹ (alors que c'était le cas dans 10 pays du point de vue des conditions d'existence).

L'analyse a consisté jusqu'ici à présenter un état des lieux de la situation dans laquelle se trouvent les enfants du point de vue de la pauvreté : pauvreté monétaire tout d'abord, et nous avons alors utilisé plusieurs indicateurs de pauvreté, pour tenter de donner une image globale de cette dernière ; pauvreté non monétaire ensuite, en utilisant à nouveau deux définitions, complémentaires. Il s'agit maintenant, dans la suite de l'analyse, de voir quels sont les facteurs plus particulièrement liés à la pauvreté monétaire des enfants.

³¹ Au Portugal, en Autriche, et surtout au Royaume-Uni et en Irlande.

CHAPITRE II

**Les facteurs liés à la pauvreté des enfants
dans les différents pays européens :
structures familiales, emploi et transferts sociaux**

L'objet de cette seconde partie est de compléter, par un essai de repérage des facteurs associés à la pauvreté monétaire des enfants en Europe, les analyses univariées faites en première partie. On cherchera notamment à voir s'il existe des liens entre le fait que l'enfant vive dans une famille pauvre et, comme annoncé en introduction, trois séries de facteurs : les caractéristiques démographiques des familles, la situation des adultes du ménage vis-à-vis de l'emploi, et la politique sociale mise en œuvre par les Etats. Nous commencerons cet essai de repérage des facteurs associés à la pauvreté des enfants en Europe par des **analyses bivariées**, croisant deux des quatre indicateurs de pauvreté monétaire que nous avons commentés précédemment, avec trois caractéristiques des ménages : monoparentalité, familles nombreuses, taux d'emploi des adultes du ménage. Cet affinement de l'analyse menée en première partie sur les seuls ménages avec enfants continuera à être pratiqué pour les quatorze pays en parallèle – ce qui permettra de situer le cas du Luxembourg par rapport aux autres pays de l'Union européenne – et à être mené sur la base du calcul, cette fois pour diverses sous-catégories de ménages de chaque pays (ex. : les ménages monoparentaux, les couples avec enfants, les ménages à structure complexe), de deux indicateurs de pauvreté qui, l'un, ignore, et l'autre, prend en compte, la gravité de celle-ci.

Par contraste, l'**analyse multivariée** qui suivra (paragraphe II.B) ne pourra certes pas nous éclairer quant au degré de gravité de la pauvreté, puisqu'elle prendra pour variable expliquée la variable binaire 'être pauvre ou non' (et non pas une variable continue comme le niveau de vie exprimé sous forme d'un coefficient du type : 0,4 ou 0,9 fois la ligne de pauvreté). En revanche, sans prétendre inclure toutes les variables qui permettraient de raisonner toutes choses égales d'ailleurs, le modèle proposé intégrera simultanément plusieurs variables dont on peut penser qu'elles sont liées à la pauvreté des enfants. Autre différence avec les analyses du paragraphe II.A, nos calculs ne seront pas menés en prenant les pays comme unité d'analyse, mais ils porteront sur les situations individuelles de 19773 ménages avec enfants, tout en intégrant, à un niveau distinct, certaines caractéristiques des pays auxquels appartiennent ces ménages. Somme toute, les deux paragraphes de cette seconde partie constitueront davantage des regards croisés sur les facteurs liés à la pauvreté des enfants en Europe que le classique enchaînement de statistiques descriptives et de modèles à prétention explicative.

1. APPROCHE DESCRIPTIVE BIVARIEE

Comme nous l'avons vu en introduction, dans la littérature, les enfants pauvres semblent pouvoir être distingués des autres enfants du point de vue de plusieurs caractéristiques socio-démographiques : ils vivraient plus souvent dans des familles monoparentales, ils feraient en moyenne partie d'une fratrie plus grande, et ils vivraient dans des ménages dont le taux d'emploi est moins élevé. L'objet de ce paragraphe est justement de tester si de telles hypothèses sont vérifiées (au niveau des ménages avec enfants), et de situer le Luxembourg par rapport aux autres pays européens à cet égard. On utilise à cette fin, à nouveau, deux de nos quatre indicateurs de pauvreté : le taux de pauvreté et le taux pondéré par la gravité de la pauvreté tenant compte d'un certain degré d'aversion à l'extrême pauvreté.

1.1. Les ménages monoparentaux sont plus souvent touchés par la pauvreté

Le fait de vivre dans une famille monoparentale serait-il lié à la pauvreté des enfants ? Nous comparons ici tout d'abord le taux de pauvreté des ménages avec enfants, selon que ces derniers vivent avec un parent isolé ou en couple (*cf. tableau 8*).

Dans la **grande majorité des pays**, on observe que **le taux de pauvreté des ménages avec enfants dont les parents sont en couple est nettement inférieur à celui des ménages avec enfants dont les parents sont isolés**³² ; seule l'Italie se distingue à cet égard, avec un taux de pauvreté des ménages dont les parents sont isolés relativement faible (qui la place au 3^e rang européen), et même inférieur à celui des ménages dont les parents vivent en couple (elle est alors au 13^e rang).

Au-delà de cette tendance générale, on peut toutefois observer quelques différences entre les pays, notamment dans l'ampleur de la différence entre les deux taux de pauvreté. Par exemple, dans le cas de l'Allemagne, les ménages où les parents sont isolés sont plus de quatre fois plus souvent pauvres que les ménages où les parents vivent en couple ; la place relative de l'Allemagne en l'Europe est donc nettement moins bonne pour les premiers. Plus encore que l'Allemagne, le Royaume-Uni cumule les caractéristiques d'avoir en même temps une part relativement élevée de ménages monoparentaux (*cf. annexe 6, tableau A10*), et un taux de pauvreté de ces derniers particulièrement élevé³³. Ceci explique que la contribution du taux de pauvreté des ménages monoparentaux au taux de l'ensemble des ménages avec enfants y est la plus forte d'Europe³⁴.

En revanche, la **gravité de la pauvreté n'est, dans la moitié des pays, pas plus forte** chez les ménages où les parents sont isolés que chez les ménages où les parents vivent en couple³⁵. Une telle situation n'est observée nettement qu'en France et en Grèce³⁶ ; dans les autres pays de l'Union européenne, le lien n'est pas aussi clair.

³² Notons toutefois que le taux de pauvreté des ménages dont les parents sont isolés est calculé, au Luxembourg, sur un effectif particulièrement faible, inférieur à 30.

³³ Les deux pays sont d'ailleurs aux deux dernières places européennes (*cf. tableau 8* ci-après).

³⁴ Cette contribution est calculée de la façon suivante : le taux de pauvreté de tel type de ménage est pondéré par la part de ces ménages dans la population totale ; rapporté au taux de pauvreté global, il indique donc la contribution du taux de pauvreté de la sous-population analysée au taux de pauvreté global.

³⁵ Les chiffres n'apparaissent pas directement dans le tableau. La gravité est obtenue en divisant, par le taux de pauvreté, le taux de pauvreté pondéré par cette gravité. Notons que ce n'est toutefois pas exactement de la gravité qu'il s'agit ici, mais de la gravité pondérée par un degré d'aversion à l'extrême pauvreté (puisque nous avons retenu celui de nos deux indices FGT dont le paramètre α est égal à 2).

³⁶ La gravité pondérée par l'aversion à l'extrême pauvreté est égale respectivement, dans le cas de la France, à 12,5% pour les ménages où les parents sont isolés vs 6,1% pour les ménages où les parents vivent en couple, et, en Grèce, à 23,8% vs 15,2%.

T8

Taux de pauvreté des ménages avec enfants selon que les parents sont isolés, en couple ou dans des ménages complexes, et contribution de chacun de ces trois sous-groupes à l'indice concernant l'ensemble des ménages avec enfants. Comparaison de 14 pays européens.

Pays	Taux de pauvreté (rangs indiqués en italique)								Contribution au taux de pauvreté de l'ensemble des ménages avec enfants		
	Ménages dont les parents sont isolés		Ménages dont les parents sont en couple		Ménages complexes		Ensemble des ménages avec enfants		Ménages dont les parents sont isolés	Ménages dont les parents sont en couple	Ménages Complexes
Allemagne	53,5	13	12,8	5	15,5	3	17,8	7	35,1	57,8	7,1
Danemark	5,8	1	3,9	2	(0,0)	1	3,9	2	11,8	88,2	(0,0)
Pays-Bas	41,3	10	10,9	3	21,8	5	14,6	3	32,6	64,7	2,7
Belgique	31,7	6	12,5	4	16,6	4	14,8	4	24,2	72,4	3,4
Luxembourg	(35,9)	8	17,1	11	23,3	9	19,4	10	(13,9)	68,9	17,2
France	35,3	7	13,2	6	25,2	11	15,8	5	20,7	72,7	6,6
Royaume-Uni	55,5	14	15,6	9	22,1	6	23,8	13	46,3	49,6	4,1
Irlande	52,6	12	20,2	12	22,8	8	23,9	14	23,7	68,8	7,5
Italie	19,3	3	20,3	13	31,3	13	21,2	11	6,1	81,7	12,2
Grèce	30,3	4	15,1	8	37,6	14	18,9	8	6,7	65,2	28,1
Espagne	41,4	11	21,3	14	26,0	12	22,8	12	6,5	74,8	18,7
Portugal	36,6	9	16,4	10	25,1	10	19,2	9	11,4	65,2	23,4
Autriche	30,9	5	13,6	7	22,7	7	17,0	6	20,5	57,9	21,6
Finlande	6,7	2	3,0	1	7,6	2	3,7	1	28,6	67,0	4,4

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

En ce qui concerne enfin les ménages complexes, ils sont dans une situation particulièrement mauvaise en Grèce et en Italie, puis en Espagne, en France, au Portugal et au Luxembourg, mais leur part dans la population totale n'est conséquente que dans les pays du Sud et au Luxembourg (où elle dépasse 10%³⁷, cf. annexe 6, tableau A10). C'est donc surtout pour ces derniers que le taux de pauvreté de ces ménages contribue pour une part importante au taux de pauvreté global.

Si l'on analyse ensuite la situation des ménages avec enfants via le **taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté en tenant compte d'un certain degré d'aversion à l'extrême pauvreté** (indice FGT, le paramètre α étant égal à 2 – cf. tableau 9), on observe également que **les ménages où les parents sont isolés s'en sortent moins bien que les ménages où les parents sont en couple**, et ce, cette fois, **dans tous les pays européens**. C'est donc notamment le cas au Luxembourg. De plus, une fois encore, on constate que la situation est meilleure au Luxembourg relativement aux autres pays d'Europe lorsqu'on prend en compte la gravité de la pauvreté³⁸ ; les ménages dont les parents sont en couple se trouvent alors au 3^e rang européen (vs 11^e rang lorsque le taux de pauvreté n'est pas pondéré par sa gravité). **Ce constat, déjà fait dans le cas général** (pour l'ensemble des ménages – cf. tableau 3) **est donc toujours valable lorsque l'on procède à une analyse plus fine, tenant compte du statut matrimonial des parents**.

³⁷ Sauf en Italie, où cette part atteint 8,3%.

³⁸ Notamment pour les ménages dont les parents sont en couple, pour lesquels on peut comparer les résultats des deux tableaux.

T₉

Taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté, avec prise en compte de l'aversion à l'extrême pauvreté (indice FGT, $\alpha=2$), des ménages avec enfants selon que les parents sont isolés, en couple, ou que le ménage est complexe, et contribution de chacun de ces trois sous-groupes à l'indice concernant l'ensemble des ménages avec enfants. Comparaison de 14 pays européens.

Pays	Taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté, avec prise en compte de l'aversion à l'extrême pauvreté (indice FGT, $\alpha=2$) (rangs indiqués en italique)								Contribution au taux de pauvreté de l'ensemble des ménages avec enfants		
	Ménages dont les parents sont isolés	Ménages dont les parents sont en couple	Ménages complexes	Ensemble des ménages avec enfants	Ménages dont les parents sont isolés	Ménages dont les parents sont en couple	Ménages complexes				
Allemagne	9,1	<i>13</i>	2,0	<i>7^{ex}</i>	1,7	<i>5</i>	2,8	<i>8^{ex}</i>	38,4	57,0	4,6
Danemark	1,8	<i>2</i>	0,1	<i>1</i>	0,0	<i>1</i>	0,2	<i>1^{ex}</i>	57,7	42,3	0,0
Pays-Bas	6,2	<i>8</i>	3,0	<i>11</i>	3,2	<i>7^{ex}</i>	3,3	<i>10</i>	21,4	77,2	1,4
Belgique	2,4	<i>3</i>	2,0	<i>7^{ex}</i>	1,2	<i>4</i>	2,0	<i>7</i>	13,6	85,1	1,3
Luxembourg	8,2	<i>11^{ex}</i>	0,7	<i>3</i>	1,1	<i>3</i>	1,3	<i>3^{ex}</i>	46,9	43,6	9,5
France	4,4	<i>5</i>	0,8	<i>4</i>	3,2	<i>7^{ex}</i>	1,3	<i>3^{ex}</i>	32,3	57,7	10,0
Royaume-Uni	9,3	<i>14</i>	2,6	<i>10</i>	3,6	<i>9</i>	4,0	<i>12</i>	46,8	49,4	3,8
Irlande	4,1	<i>4</i>	1,4	<i>5</i>	1,0	<i>2</i>	1,7	<i>5</i>	26,3	69,1	4,6
Italie	5,2	<i>7</i>	4,8	<i>13</i>	4,9	<i>11</i>	4,8	<i>13</i>	7,2	84,5	8,3
Grèce	7,2	<i>9</i>	2,3	<i>9</i>	4,6	<i>10</i>	2,8	<i>8^{ex}</i>	10,8	66,1	23,1
Espagne	8,2	<i>11^{ex}</i>	5,2	<i>14</i>	5,8	<i>13</i>	5,4	<i>14</i>	5,4	77,1	17,5
Portugal	7,7	<i>10</i>	3,1	<i>12</i>	5,0	<i>12</i>	3,7	<i>11</i>	12,4	63,8	23,8
Autriche	4,7	<i>6</i>	1,5	<i>6</i>	1,8	<i>6</i>	1,9	<i>6</i>	27,7	57,6	14,7
Finlande	0,3	<i>1</i>	0,2	<i>2</i>	-	-	0,2	<i>1^{ex}</i>	23,0	77,0	-

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

1.2. Appartenir à une famille nombreuse augmente le risque de pauvreté

Passant ensuite à l'analyse du lien éventuel entre le taux de pauvreté et le nombre d'enfants dans la fratrie, on observe dans la **grande majorité des pays européens**³⁹ **que le taux de pauvreté augmente nettement lorsque le ménage comporte trois enfants ou plus** ; en revanche, la différence observée entre les ménages selon qu'ils ont un ou deux enfants n'est pas très marquée (*cf. tableau 10*). Or la part des ménages ayant trois enfants ou plus est loin d'être négligeable, puisqu'elle dépasse toujours 10%, sauf en Italie et en Grèce (*cf. annexe 6, tableau A11*) ; leur taux de pauvreté contribue donc pour une part relativement importante au taux de pauvreté global. Au Luxembourg, cette contribution atteint près de 31%, ce qui le place au 4^e rang par ordre décroissant d'importance (derrière le Danemark, l'Irlande et la France).

³⁹ Il n'y a qu'en Finlande que cette relation n'est pas vérifiée, mais le nombre, dans l'échantillon, de ménages pauvres avec enfants, très faible, ne permet pas de conclure que la relation n'existe pas.

T₁₀

Taux de pauvreté des ménages avec enfants selon que la fratrie compte un, deux, ou trois enfants ou plus, et contribution de chacun de ces trois sous-groupes à l'indice concernant l'ensemble des ménages avec enfants. Comparaison de 14 pays européens.

Pays	Taux de pauvreté (rangs indiqués en italique)								Contribution au taux de pauvreté de l'ensemble des ménages avec enfants		
	Ménages avec un enfant		Ménages avec deux enfants		Ménages avec trois enfants ou plus		Ensemble des ménages avec enfants		Ménages avec un enfant	Ménages avec deux enfants	Ménages avec trois enfants ou plus
Allemagne	17,6	<i>10</i>	14,4	<i>5</i>	29,3	<i>6</i>	17,8	<i>7</i>	55,9	26,1	18,0
Danemark	3,2	<i>1</i>	1,7	<i>1</i>	10,6	<i>2</i>	3,9	<i>2</i>	40,5	14,2	45,3
Pays-Bas	14,8	<i>6</i>	12,3	<i>4</i>	19,8	<i>3</i>	14,6	<i>3</i>	38,5	36,4	25,0
Belgique	9,1	<i>3</i>	16,4	<i>7</i>	27,5	<i>4</i>	14,8	<i>4</i>	28,3	41,7	30,0
Luxembourg	15,2	9	16,3	6	41,2	13	19,4	10	38,0	31,3	30,7
France	13,1	<i>4</i>	11,8	<i>3</i>	32,9	<i>7</i>	15,8	<i>5</i>	40,5	26,5	33,0
Royaume-Uni	20,2	<i>14</i>	20,6	<i>10ex</i>	40,4	<i>12</i>	23,8	<i>13</i>	36,6	34,7	28,7
Irlande	19,0	<i>12</i>	20,6	<i>10ex</i>	34,3	<i>9</i>	23,9	<i>14</i>	30,6	28,7	40,7
Italie	18,0	<i>11</i>	22,6	<i>14</i>	39,8	<i>10</i>	21,2	<i>11</i>	50,6	35,4	14,1
Grèce	14,0	<i>5</i>	21,3	<i>12</i>	33,2	<i>8</i>	18,9	<i>8</i>	35,5	48,2	16,3
Espagne	19,5	<i>13</i>	22,0	<i>13</i>	41,9	<i>14</i>	22,8	<i>12</i>	41,0	40,5	18,5
Portugal	15,0	<i>7ex</i>	19,6	<i>9</i>	40,0	<i>11</i>	19,2	<i>9</i>	43,8	34,4	21,8
Autriche	15,0	<i>7ex</i>	16,6	<i>8</i>	27,6	<i>5</i>	17,0	<i>6</i>	45,1	37,6	17,4
Finlande	4,0	<i>2</i>	3,1	<i>2</i>	4,2	<i>1</i>	3,7	<i>1</i>	50,7	31,0	18,3

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

Si l'on fait ensuite reposer l'analyse du lien entre pauvreté et taille de la fratrie sur le taux de pauvreté pondéré par sa gravité (avec prise en compte de l'aversion pour l'extrême pauvreté), on n'observe plus que la situation des familles nombreuses est, quel que soit le pays, systématiquement moins bonne que celle des autres (*cf. tableau 11*) : en Autriche et en Belgique surtout, mais également en Allemagne et aux Pays-Bas, les ménages où la fratrie est constituée de trois enfants ou plus ne présentent pas un indice clairement supérieur à celui des ménages ayant moins d'enfants à charge ; et en France, en Irlande ou même en Grèce, la relation est à peine plus marquée ; mais elle reste toujours apparente au Luxembourg. Finalement, **prendre en compte la gravité de la pauvreté semble donc dans l'ensemble amoindrir le lien positif existant entre la taille de la famille et le risque de pauvreté**, du fait que, dans la majorité des pays, la gravité de la pauvreté n'augmente pas avec le nombre d'enfants, voire diminue.

T11

Taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté, avec prise en compte de l'aversion à l'extrême pauvreté (indice FGT, $\alpha=2$), des ménages avec enfants selon que la fratrie compte un, deux, ou trois enfants ou plus, et contribution de chacun de ces trois sous-groupes à l'indice concernant l'ensemble des ménages avec enfants. Comparaison de 14 pays européens.

Pays	Taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté, avec prise en compte de l'aversion à l'extrême pauvreté (indice FGT, $\alpha=2$) (rangs indiqués en italique)								Contribution au taux de pauvreté de l'ensemble des ménages avec enfants		
	Ménages avec un enfant	Ménages avec deux enfants	Ménages avec trois enfants ou plus	Ensemble des ménages avec enfants	Ménages avec un enfant	Ménages avec deux enfants	Ménages avec trois enfants ou plus		Ménages avec un enfant	Ménages avec deux enfants	Ménages avec trois enfants ou plus
Allemagne	3,0	<i>10</i>	2,2	<i>7</i>	3,5	<i>8</i>	2,8	<i>8ex</i>	60,8	25,6	13,6
Danemark	0,3	<i>2</i>	0,1	<i>1</i>	0,4	<i>2</i>	0,2	<i>1ex</i>	64,8	7,9	27,3
Pays-Bas	3,2	<i>11</i>	3,3	<i>11</i>	3,8	<i>9</i>	3,3	<i>10</i>	36,4	43,1	20,5
Belgique	0,9	<i>4</i>	3,0	<i>9</i>	2,9	<i>6</i>	2,0	<i>7</i>	21,2	55,8	23,0
Luxembourg	0,8	3	1,3	4	3,3	7	1,3	3ex	29,4	35,4	35,2
France	1,1	<i>5</i>	1,0	<i>3</i>	2,2	<i>4ex</i>	1,3	<i>3ex</i>	43,4	29,4	27,2
Royaume-Uni	3,3	<i>12</i>	3,5	<i>12</i>	6,8	<i>11</i>	4,0	<i>12</i>	35,6	35,3	29,1
Irlande	1,5	<i>6</i>	1,4	<i>5</i>	2,2	<i>4ex</i>	1,7	<i>5</i>	35,2	27,6	37,2
Italie	4,5	<i>14</i>	4,2	<i>13</i>	10,3	<i>13</i>	4,8	<i>13</i>	55,6	28,6	15,8
Grèce	2,5	<i>8</i>	2,8	<i>8</i>	4,1	<i>10</i>	2,8	<i>8ex</i>	43,4	43,3	13,3
Espagne	4,4	<i>13</i>	5,0	<i>14</i>	12,1	<i>14</i>	5,4	<i>14</i>	38,7	38,9	22,4
Portugal	2,9	<i>9</i>	3,2	<i>10</i>	9,9	<i>12</i>	3,7	<i>11</i>	43,4	28,9	27,7
Autriche	2,2	<i>7</i>	1,6	<i>6</i>	1,8	<i>3</i>	1,9	<i>6</i>	57,6	32,8	9,6
Finlande	0,2	<i>1</i>	0,4	<i>2</i>	0,1	<i>1</i>	0,2	<i>1ex</i>	38,2	57,6	4,2

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

1.3. Taux d'emploi parmi les adultes du ménage : un lien négatif avec le risque de pauvreté

La dernière caractéristique que nous analysons ici relève de la situation des membres du ménage par rapport au marché du travail. Il s'agit de regarder s'il existe un lien entre le risque de pauvreté et le taux d'emploi des adultes au sein du ménage avec enfants. Nous avons classé les ménages selon que le taux d'emploi est inférieur à 50%, compris entre 50 et 65%, ou supérieur à cette limite⁴⁰.

Certes attendue, la relation est ici flagrante : **à mesure que le taux d'emploi diminue, le taux de pauvreté des ménages avec enfants augmente, et ce dans l'ensemble des pays européens (cf. tableau 12).**

⁴⁰ Le taux d'emploi est le rapport entre le nombre d'actifs occupés dans le ménage et le nombre d'adultes (individus âgés de plus de 15 ans). Notons que ces taux cachent des réalités différentes : un taux de 100% peut correspondre à un ménage dont les deux parents et l'aîné des enfants sont tous trois actifs employés, ou à un ménage dont le parent, isolé, est seul à exercer une activité professionnelle ; en termes de nombre d'apporteurs de revenu, ces situations sont clairement différentes.

La contribution, au taux de pauvreté global, du taux de pauvreté des ménages de la catégorie des faibles taux d'emploi est d'ailleurs particulièrement élevée. Mais ceci ne tient pas tant à ce que cette catégorie est relativement importante (puisque'il n'y a qu'en Irlande que c'est la catégorie la plus représentée dans la population – cf. *annexe 6, tableau A12*), qu'au fait que le taux de pauvreté de la catégorie est élevé, et qu'il l'est tout particulièrement par rapport au taux de pauvreté global ⁴¹.

Dans le cas du **Luxembourg**, on observe clairement la relation négative entre taux d'emploi et taux de pauvreté. On peut toutefois y noter une **particularité** : **à mesure que le taux d'emploi diminue, la situation des ménages se dégrade certes, mais relativement moins que dans les autres pays de l'Union européenne**. Ainsi, le Luxembourg passe du 14^e (et dernier) rang européen en termes de taux de pauvreté des ménages à haut taux d'emploi au 11^e, puis au 4^e rang pour les ménages à moyen et bas taux d'emploi. Les Pays-Bas, la Grèce, l'Espagne et le Portugal connaissent une amélioration relative analogue. Mais en Irlande, en France, ainsi qu'en Belgique, au Royaume-Uni et en Allemagne dans une moindre mesure, au contraire, ce sont les ménages qui ont le taux d'emploi le plus élevé qui sont dans une situation relativement meilleure.

T12 Taux de pauvreté des ménages avec enfants selon que le taux d'emploi des adultes du ménage est bas, moyen ou haut, et contribution de chacun de ces trois sous-groupes à l'indice concernant l'ensemble des ménages avec enfants. Comparaison de 14 pays européens.

Pays	Taux de pauvreté (rangs indiqués en italique)								Contribution au taux de pauvreté de l'ensemble des ménages avec enfants		
	Ménages à bas (<50%) taux d'emploi des adultes	Ménages à moyen ([50-65]%) taux d'emploi des adultes	Ménages à haut (>65%) taux d'emploi des adultes	Ensemble des ménages avec enfants		Ménages à bas (<50%) taux d'emploi des adultes	Ménages à moyen ([50-65]%) taux d'emploi des adultes	Ménages à haut (>65%) taux d'emploi des adultes			
Allemagne	60,0 13	14,7 6	7,0 7	17,8	7	51,1	29,8	19,1			
Danemark	19,5 2	3,3 2	1,0 1	3,9	2	64,9	19,1	16,0			
Pays-Bas	30,4 3	11,9 4	8,2 10	14,6	3	45,2	35,5	19,3			
Belgique	45,1 8	7,6 3	4,1 5	14,8	4	72,5	13,9	13,6			
Luxembourg	32,8 4	18,9 11	13,8 14	19,4	10	29,9	42,6	27,4			
France	57,8 12	17,2 7	3,8 4	15,8	5	59,1	26,3	14,6			
Royaume-Uni	61,2 14	18,5 10	8,1 9	23,8	13	61,7	22,1	16,2			
Irlande	49,6 11	14,0 5	2,9 3	23,9	14	76,9	19,5	3,6			
Italie	47,2 10	21,1 12	4,7 6	21,2	11	51,2	41,0	7,9			
Grèce	35,8 6	18,4 9	12,6 12	18,9	8	32,0	40,3	27,7			
Espagne	41,0 7	18,0 8	8,8 11	22,8	12	57,0	32,3	10,6			
Portugal	34,2 5	26,4 14	12,8 13	19,2	9	23,5	36,2	40,4			
Autriche	45,7 9	25,2 13	7,9 8	17,0	6	32,0	39,6	28,4			
Finlande	11,1 1	2,2 1	2,5 2	3,7	1	44,8	17,2	38,0			

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

⁴¹ Dans le calcul de la contribution de l'indice de chaque sous-population aux divers indices globaux de pauvreté, entrent à la fois la valeur de l'indice de cette sous-population par rapport à la valeur de l'indice global, et le poids de la sous-population dans la population totale.

Enfin, si l'on tient compte de la gravité de la pauvreté pour observer le lien entre pauvreté et taux d'emploi (*cf. tableau 13*), on observe, cette fois encore, que le **lien paraît moins fort**, en ce sens qu'il ne semble plus y avoir de différence nette, dans l'ensemble des pays, entre les ménages à moyen taux d'emploi et ceux à haut taux d'emploi, au titre de l'indice FGT α 2.

Dans le cas particulier du **Luxembourg**, seuls les ménages à bas taux d'emploi se distinguent clairement des autres ; et la situation relative de ce pays semble moins mauvaise que celle que laisse apparaître l'analyse du seul taux de pauvreté, excepté pour les ménages à bas taux d'emploi. Une fois encore, il semblerait donc que **la prise en compte de la gravité de la pauvreté relativise l'ampleur de la pauvreté observée**.

T13

Taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté, avec prise en compte de l'aversion à l'extrême pauvreté (indice FGT, $\alpha=2$), des ménages avec enfants selon que le taux d'emploi des adultes du ménage est bas, moyen ou haut, et contribution de chacun de ces trois sous-groupes à l'indice concernant l'ensemble des ménages avec enfants. Comparaison de 14 pays européens.

Pays	Taux de pauvreté pondéré par la gravité de la pauvreté, avec prise en compte de l'aversion à l'extrême pauvreté (indice FGT, $\alpha=2$) (rangs indiqués en italique)								Contribution au taux de pauvreté de l'ensemble des ménages avec enfants		
	Ménages à bas taux d'emploi des adultes		Ménages à moyen taux d'emploi des adultes		Ménages à haut taux d'emploi des adultes		Ensemble des ménages avec enfants		Ménages à bas taux d'emploi des adultes	Ménages à moyen taux d'emploi des adultes	Ménages à haut taux d'emploi des adultes
Allemagne	13,1	<i>14</i>	1,1	<i>7</i>	0,8	<i>8</i>	2,8	<i>8ex</i>	71,4	14,5	14,1
Danemark	0,3	<i>1</i>	0,3	<i>1ex</i>	0,2	<i>1ex</i>	0,2	<i>1ex</i>	17,3	26,9	55,8
Pays-Bas	5,0	<i>4</i>	3,0	<i>11</i>	2,8	<i>13</i>	3,3	<i>10</i>	32,5	38,8	28,7
Belgique	6,8	<i>8</i>	0,4	<i>3ex</i>	0,6	<i>6</i>	2,0	<i>7</i>	79,9	5,3	14,8
Luxembourg	5,7	6	0,4	3ex	0,4	5	1,3	3ex	77,1	12,3	10,6
France	5,1	<i>5</i>	1,0	<i>5ex</i>	0,3	<i>3ex</i>	1,3	<i>3ex</i>	65,9	18,6	18,4
Royaume-Uni	12,5	<i>13</i>	1,9	<i>8</i>	0,9	<i>9ex</i>	4,0	<i>12</i>	75,7	13,3	11,0
Irlande	3,5	<i>3</i>	1,0	<i>5ex</i>	0,3	<i>3ex</i>	1,7	<i>5</i>	76,2	19,5	4,3
Italie	11,7	<i>12</i>	4,4	<i>14</i>	0,9	<i>9ex</i>	4,8	<i>13</i>	55,7	37,7	6,6
Grèce	6,1	<i>7</i>	2,4	<i>10</i>	1,9	<i>11</i>	2,8	<i>8ex</i>	36,6	35,8	27,6
Espagne	10,4	<i>11</i>	3,6	<i>12</i>	2,5	<i>12</i>	5,4	<i>14</i>	60,4	26,8	12,8
Portugal	7,1	<i>9</i>	3,7	<i>13</i>	3,0	<i>14</i>	3,7	<i>11</i>	25,4	26,5	48,1
Autriche	7,2	<i>10</i>	2,3	<i>9</i>	0,7	<i>7</i>	1,9	<i>6</i>	45,0	32,5	22,5
Finlande	0,4	<i>2</i>	0,3	<i>1ex</i>	0,2	<i>1ex</i>	0,2	<i>1ex</i>	25,0	36,4	38,6

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

2. APPROCHE DESCRIPTIVE MULTIVARIEE

Pour compléter les analyses descriptives bivariées menées ci-dessus (la pauvreté des enfants pays par pays étudiée selon le statut matrimonial du couple parental, selon le nombre d'enfants, et enfin selon le taux d'emploi des adultes du ménage), nous mettons maintenant en œuvre des analyses descriptives multivariées, permettant de raisonner sinon "toutes choses égales d'ailleurs", du moins "certaines choses égales d'ailleurs", c'est-à-dire en contrôlant les facteurs dont nous avons pu tenir compte.

Il s'agit ici de tenter d'identifier les facteurs associés ⁴² à la probabilité de pauvreté de chaque ménage avec enfants, qu'il s'agisse de caractéristiques de cette famille ⁴³ ou de caractéristiques du pays auquel cette famille appartient.

Si l'unité d'analyse choisie est le ménage et non l'enfant, c'est parce que, par construction et faute de mieux ⁴⁴, tous les enfants d'un même ménage se voient attribuer le **même niveau de vie** (identique par ailleurs à celui des autres membres du ménage), et que le diagnostic de pauvreté ou de non pauvreté sera donc nécessairement le même pour tous les enfants d'une même famille. Mais mener ainsi l'analyse au niveau des ménages ne nous empêchera pas d'interpréter les résultats en termes de probabilité de pauvreté pour les enfants appartenant à ces ménages.

⁴² Soulignons que, si nous évitons l'expression "modèle explicatif", c'est parce que le fait d'être pauvre ou non est sans doute davantage la conséquence de faits antérieurs (ex. : une éducation tronquée, une rupture matrimoniale, etc.) que le résultat d'un choix entre des solutions alternatives qui seraient également accessibles à l'individu à court terme ; même si, parce qu'ils limitent leurs efforts de travail, certains individus sont pauvres alors qu'ils pourraient ne pas l'être, on considère ici qu'il n'y a pas véritablement de comportement individuel face au choix d'être pauvre ou non pauvre, du moins dans le sens qu'on donne à "comportement" dans le cas de l'offre de travail, du fait de vivre en couple, d'avoir un enfant supplémentaire, de déménager, de demander à bénéficier de minima sociaux. Les facteurs identifiés comme pouvant être liés, ceteris paribus, à la probabilité de pauvreté, ne seront donc pas considérés comme explicatifs mais simplement comme ayant des associations privilégiées avec la pauvreté.

⁴³ Parce qu'il n'y a pas d'ambiguïté, on emploiera ici le terme "famille" comme synonyme de "ménage", tout en sachant que, stricto sensu, le seul terme correct est "ménage".

⁴⁴ Si on savait attribuer des niveaux de vie différenciés à chacun des membres d'un même ménage, toutes les difficultés ne seraient pas aplanies pour autant. D'abord, la source utilisée (l'ECHP) ne contient que peu de variables concernant spécifiquement chaque enfant : le fichier Registre, qui énumère les membres du ménage, ne contient en effet, comme caractéristiques individuelles (autres que la pondération et les identifiants), que le sexe, la date de naissance (mois, année), l'âge à l'enquête, ainsi que le fait de travailler, ou non, plus de 16 heures par semaine ; ce sont donc les seules informations personnelles dont on dispose pour les enfants de moins de 16 ans, puisqu'ils ne font pas, eux, l'objet d'un questionnaire individuel. Ensuite, au sein d'une même famille, les observations constituées par chacun des enfants sont loin d'être indépendantes puisque ces enfants partagent nombre de caractéristiques communes (celles de leur ménage, celles de leurs parents, celles de la fratrie). Or les moindres carrés ordinaires postulent que les observations sont toutes indépendantes les unes des autres. Pour tenir compte de ce phénomène de corrélation intra-classe (i.e., ici, au sein de chaque ménage), on pourrait recourir à des modèles à trois niveaux, qui permettraient d'emboîter le niveau "enfant" dans le niveau "ménage", avant d'emboîter celui-ci dans le niveau "pays".

Mais il ne suffit pas de raisonner sur les ménages avec enfants, au lieu et place des enfants eux-mêmes, pour évacuer la question de l'absence d'indépendance des observations ; ce problème se pose en effet aussi du fait que, parce qu'ils partagent le même contexte national (même générosité des politiques familiales, même système d'indemnisation du chômage, mêmes minima sociaux, etc.), les ménages d'un même pays ne peuvent pas être considérés comme des observations indépendantes ; si on méconnaît cette corrélation intra-classe (ici, au sein de chaque pays), les coefficients de régression des modèles ne seront pas biaisés mais leurs écarts-types seront sous-estimés, ce qui pourra donner l'impression que tel facteur est significativement lié à la probabilité de pauvreté alors que ce ne sera pas le cas. Le recours à des **modèles multiniveaux**⁴⁵ s'impose donc, **avec un niveau 1 constitué par les ménages avec enfants, et un niveau 2 (groupes) constitué par les pays**.

Mais, comme la variable dépendante est binaire (ménage pauvre ou non), c'est un type particulier de modèles multiniveaux qu'il faut mettre en œuvre – leur version **non** linéaire – (PROC NLMIXED⁴⁶, en SAS⁴⁷), qui est au modèle linéaire multiniveaux (PROC MIXED, en SAS) ce que les modèles logit ou probit simples (PROC LOGISTIC, notamment, en SAS) sont aux moindres carrés ordinaires (PROC REG, en SAS)⁴⁸.

Avant de commenter les résultats de notre modèle non linéaire multiniveaux, rappelons que le **champ de notre analyse** est constitué, comme dans le reste de ce texte, par quatorze des quinze pays de l'Union européenne en 1995 (la Suède ne rejoindra l'ECHP que l'année suivante), qu'on n'a retenu ici que les ménages avec enfants de moins de seize ans, que la pauvreté est définie ici à partir d'un seuil calculé sur la base de 60% du niveau de vie national médian, que les revenus du ménage sont ceux de l'année précédant l'enquête et que le nombre d'unités de consommation est une approximation de ce qui aurait été observé pour l'année de perception des revenus. Du fait de valeurs manquantes (concernant surtout le niveau d'éducation du chef de ménage), on perd certaines observations, mais quelques centaines seulement. Au total, il reste 19773 ménages avec enfants, dont 3319 sont pauvres, soit 17 % ; mais les différences entre pays sont fortes : de 2% pour le Danemark et 4% pour la Finlande à 27% pour le Portugal, ce qui justifie que l'on prenne en compte, dans le modèle, le fait que chaque ménage appartienne à un pays bien particulier.

⁴⁵ Voir les points 1, 2 et 3 de l'annexe 7 concernant certains aspects techniques des modèles multiniveaux. Pour ne pas alourdir les notes infra-marginales, on a en effet regroupé dans une annexe spécifique à ces modèles toutes les notes relatives à des précisions ou à des compléments non indispensables à la compréhension du corps du texte.

⁴⁶ Voir le point 4 de l'annexe 7.

⁴⁷ Voir le point 5 de l'annexe 7.

⁴⁸ Voir le point 6 de l'annexe 7.

Du côté des **facteurs probablement associés à la pauvreté des enfants**, on a retenu à la fois des **facteurs de niveau ménage** et des **facteurs de niveau pays** ⁴⁹. Dans la logique des modèles multiniveaux, ces derniers facteurs influencent soit le niveau moyen de la probabilité de pauvreté ("constante" aléatoire), soit le lien entre tel ou tel facteur de niveau individuel (supposé avoir une relation aléatoire avec la probabilité de pauvreté), et cette probabilité.

Les **facteurs individuels** figurant dans le modèle écrit ci-après sont les suivants :

* le **pourcentage d'adultes** ⁵⁰ **du ménage qui travaillent** (que ce soit en tant que salariés ou en tant qu'indépendants ⁵¹). En principe continue (mais bornée entre 0 et 1), cette variable, notée *part_adultes_qui_travaillent*, est celle qui, dans le modèle exploratoire des MCO, est dotée du pouvoir explicatif de loin le plus fort. Pour cette raison, et parce qu'on se demande si elle a le même impact dans tous les pays, on la dotera d'un effet aléatoire ⁵², qui sera supposé être influencé par la variable nationale « Rapport, au PIB, des dépenses de protection sociale 'Famille', 'Chômage', et 'Exclusion' ». On s'attend à un coefficient négatif pour la constante fixe de l'équation de niveau 2 (plus fort est le pourcentage d'adultes qui travaillent, moins grande devrait être la probabilité de pauvreté du ménage) et à un coefficient négatif pour le coefficient fixe de la variable nationale dans cette équation (car, plus élevée est la part du PIB consacrée à des dépenses de soutien social, plus grande devrait pouvoir être, en moyenne, la compensation possible entre prestations publiques et revenus du travail privés, entraînant un effet de substitution qui pourrait atténuer l'impact de la variable "pourcentage d'adultes qui travaillent" sur la probabilité de pauvreté)

* le **fait qu'il s'agisse d'une famille monoparentale** ; on s'attend dans ce cas à une probabilité accrue de pauvreté, parce que ces cas-là correspondent, le plus souvent, à un seul revenu du travail

* le niveau d'**éducation** de la personne de référence du ménage, variable qualitative représentée par trois indicatrices : éducation supérieure, secondaire ou primaire (cette dernière catégorie jouera le rôle de catégorie de référence et sera donc omise du modèle). On s'attend à des effets négatifs pour les deux niveaux d'éducation retenus, avec un effet plus fort en valeur absolue pour le niveau supérieur

⁴⁹ Ces facteurs de niveau pays (ex. : le PIB/tête, le taux de chômage national, le taux d'activité féminine, la part de la protection sociale consacrée à la fonction Famille, etc.) constituent une alternative intéressante au jeu d'indicatrices représentant classiquement, dans les modèles à un seul niveau, les divers pays. En effet, avec ces facteurs de niveau pays, il n'est plus nécessaire, pour laisser la possibilité aux diverses variables d'avoir des effets différents selon les pays, de recourir au lourd croisement de chaque indicatrice avec chaque variable explicative. De plus, lorsqu'on utilise de telles indicatrices de pays, on s'interdit de prédire ce qu'il pourrait en être pour un pays hors échantillon (la Suède, la Pologne, la Norvège, etc.), un peu hybride, qui aurait le taux de chômage français, le PIB/tête du Danemark ou de la Grèce, etc. ; c'est ce qu'autorise, par contraste, un modèle multiniveaux, parce qu'il considère que les groupes étudiés (ici, 14 des 15 pays de l'UE) ne sont qu'un échantillon aléatoire issu d'une population de pays (les pays occidentaux, par exemple).

⁵⁰ Rappelons que, par convention, "adulte" signifie ici "âgé de 16 ans ou plus".

⁵¹ Pour faciliter les interprétations, cette variable est introduite dans notre modèle sous forme centrée. Le centrage a été opéré vis-à-vis de la moyenne générale tous pays. Ce type de centrage ne doit pas être confondu avec le centrage sur les moyennes par pays, dont l'objectif est tout autre (voir le point 13 de l'annexe 7).

⁵² Voir le point 7 de l'annexe 7.

* l'**âge** de la personne de référence du ménage, variable continue transformée en tranches afin de saisir d'éventuels effets non linéaires : 16 à 29 ans, 30 à 39 ans, 40 à 49 ans, 50 ans et plus. La tranche 30-39 ans servira de modalité de référence. On s'attend à un effet positif pour la première tranche d'âge, les taux de chômage des jeunes étant plus élevés que ceux des autres, et les revenus de début de carrière étant plus faibles

* le **nombre d'enfants** dans la famille, variable discrète traduite par trois indicatrices : un enfant, deux enfants, trois enfants et plus. La situation de référence choisie est "deux enfants". On s'attend à un effet négatif pour un enfant, et positif pour trois enfants et plus, en raison de la croissance des charges financières à mesure qu'augmente le nombre d'enfants.

S'agissant des **variables de niveau pays**, nos recherches se sont naturellement orientées vers des facteurs macro qui seraient susceptibles d'avoir un lien avec le risque individuel de pauvreté et/ou l'impact, sur ce risque, de facteurs de niveau ménage :

* comme nous avons pu le vérifier en les introduisant sans succès dans nos modèles, des variables comme le PIB/tête ne sont pas à prendre ici en considération ; elles auraient en revanche joué un rôle majeur si la pauvreté avait été définie par référence à un seuil unique pour toute l'Union européenne.

* pour la même raison mais de façon moins nette, des variables comme le taux d'activité des femmes ou les taux de chômage (total, masculin, féminin) ne constituaient pas de bons candidats, comme on peut s'en rendre compte en cherchant un raisonnement (convaincant) prédisant les effets de ce type de variables.

* c'est du côté des indicateurs du **degré de protection sociale** assuré dans chaque pays que nous nous sommes donc tournés. Comme il y a tout lieu de penser que, chacune à leur manière, les dépenses sociales correspondant aux fonctions "Famille", "Chômage" et "Exclusion" contribuent à limiter le risque de pauvreté des ménages et à renforcer ou déprimer l'intensité du lien entre ce risque et certains facteurs individuels, nous avons retenu ce que représentent, en pourcentage du PIB, les dépenses de protection sociale allant à la fonction Famille, à l'indemnisation du chômage ou à la lutte contre la pauvreté. Nous aurions aimé pouvoir isoler le lien entre chacune de ces composantes des dépenses sociales et la probabilité de pauvreté ; mais des problèmes de multicollinéarité ont rendu ce partage techniquement impossible. Nous nous sommes donc résolus à sommer ces éléments et à les considérer comme constituant le soutien social global pouvant venir suppléer aux carences des gains des familles avec enfants. On remarquera que, en introduisant cette variable de transferts sociaux au niveau pays et non pas au niveau ménage, on évite le problème d'endogénéité qu'aurait posé l'ajout, au modèle, d'une variable "transferts reçus" par le ménage en question.

Le tableau 14 ci-après présente les statistiques descriptives des variables de notre modèle.

T₁₄ Statistiques descriptives pour les variables du modèle final

	Moyenne	Ecart-type
Variable expliquée : le ménage en question est pauvre en 1995	0,168	0,374
* Variables de niveau 'ménages' (moyennes sur les 19773 ménages avec enfants)		
** variables indicatrices caractérisant la personne de référence du ménage		
- éducation inférieure au niveau secondaire (référence)	0,400	
- éducation de niveau secondaire	0,364	
- éducation de niveau supérieur	0,235	
- 16 à 29 ans	0,077	
- 30 à 39 ans	0,409	
- 40 à 49 ans	0,387	
- 50 ans et plus	0,127	
** variables caractérisant le ménage		
- famille monoparentale	0,082	
- part des adultes du ménage qui travaillent °°	0,650	0,317
- un seul enfant	0,468	
- deux enfants	0,386	
- trois enfants et plus	0,146	
* Variable de niveau 'pays' (moyennes sur 14 pays)		
rapport, au PIB, des dépenses de protection sociale relatives aux fonctions 'Famille', 'Chômage' et 'Exclusion' °°	5,503	2,998

Champ : 19773 familles avec enfants, dans 14 pays de l'Union Européenne (U.E. sauf Suède).

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996, et nos calculs.

°° : continues, ces variables seront utilisées en version centrée sur la moyenne générale.

Notre modèle non linéaire à deux niveaux et à trois effets aléatoires s'écrit ainsi (les β sont des coefficients aléatoires, les ζ et les γ sont des coefficients fixes et les u sont des termes aléatoires) :

Niveau 1 :

‘pauvre’ suit une loi binomiale, de proportion $p = \exp^{\eta} / (1 + \exp^{\eta})$

où $\eta = \beta_0 + \beta_1 * \text{part_adultes_qui_travaillent} + \beta_2 * \text{monoparental}$
 $+ \zeta_3 * \text{second_educ} + \zeta_4 * \text{sup_educ}$
 $+ \zeta_5 * \text{chef16_29ans} + \zeta_6 * \text{chef40_49ans} + \zeta_7 * \text{chef50etplus}$
 $+ \zeta_8 * \text{un_enfant} + \zeta_9 * \text{trois_enfants}$

Niveau 2 :

$$\begin{aligned}\beta_0 &= \gamma_{00} + \gamma_{01} * \text{soutien_social_sur_PIB} + u_0 \\ \beta_1 &= \gamma_{10} + \gamma_{11} * \text{soutien_social_sur_PIB} + u_1 \\ \beta_2 &= \gamma_{20} + u_2\end{aligned}$$

où u_0 , u_1 et u_2 sont issus d'une distribution normale jointe, de moyennes nulles et de matrice de variance-covariance composée de trois variances et trois covariances. Soit, au total, dix-huit paramètres à estimer : six paramètres de variance-covariance et douze paramètres fixes.

L'estimation de ce modèle (comme celle de nombreuses variantes, les unes plus simples, les autres plus complexes⁵³) a été réalisée avec SAS/PROC NLMIXED. La méthode d'estimation⁵⁴ repose sur des techniques d'intégration (quadrature adaptative de Gauss) utilisant la technique d'optimisation du quasi-Newton dual⁵⁵.

Les **résultats** de notre modèle final sont présentés dans le tableau 15. Ils appellent les commentaires suivants :

1) Significatives au seuil de 5%, les variances estimées des termes d'erreur de la constante aléatoire et du facteur "part des adultes du ménage qui travaillent" (u_0 et u_1 respectivement) laissent penser qu'il y a, dans la population des pays dont on considère avoir tiré un échantillon aléatoire en retenant les 14 pays étudiés, une certaine diversité en termes, à la fois, de probabilité moyenne de pauvreté, et en termes d'impact, sur la probabilité de pauvreté, de la part des adultes du ménage qui travaillent. En revanche, la variance estimée des résidus (u_2) de niveau deux du coefficient aléatoire de la variable "monoparental" n'est pas significative au seuil de 5% ($p=7\%$), et aucune des trois covariances n'est significative. Le calcul, à partir du modèle vide ("empty model", incluant la constante aléatoire mais aucun facteur explicatif⁵⁶), du **coefficient de corrélation intra-classe** corrobore ce diagnostic : égal à 14% (et juste significatif au seuil de 1% parce qu'avec 14 pays seulement⁵⁷, le nombre de degrés de liberté n'est que de 13), ce coefficient indique que le degré de ressemblance des ménages au sein des pays, en termes de probabilité de pauvreté et d'effet de "part des adultes du ménage qui travaillent", n'est ni négligeable, ni considérable.

⁵³ Voir le point 9 de l'annexe 7.

⁵⁴ Voir le point 8 de l'annexe 7.

⁵⁵ Voir le point 10 de l'annexe 7.

⁵⁶ Le coefficient de corrélation intra-classe est défini par le rapport de la variance des résidus de niveau 2 (constante aléatoire) à la variance totale, qui ajoute à cette dernière variance celle des résidus de niveau 1. Si ce rapport est proche de 0, c'est que la prise en compte des groupes n'améliore guère l'explication ; s'il est proche de 1, c'est qu'on a affaire à des groupes très homogènes en leur sein mais dont les moyennes (de Y) par groupe diffèrent sensiblement (cas de forte variance "between", faible variance "within").

⁵⁷ Le petit nombre de groupes a une autre conséquence : les tests sont peu puissants (SNIJDERS et BOSKER, 1999, p. 94) pour détecter les effets des variables de niveau national : une erreur de seconde espèce n'est pas à exclure, correspondant à l'existence d'un effet dans la population, que nos tests ne détecteraient pas.

T15

Facteurs associés à la probabilité de pauvreté des ménages européens ayant des enfants (modèle non linéaire à deux niveaux : pays et ménages avec enfants)

	Coefficient estimé	Ecart-type estimé	Probabilité du test t
CONSTANTE FIXE du modèle	- 1,5744	0,1037	< 0,0001 ***
EFFETS ALEATOIRES (au niveau des pays)			
<i>Variances</i>			
- variance de la constante aléatoire	0,1083	0,0471	0,0419 **
- variance de l'effet, sur la probabilité de pauvreté, de la part des adultes du ménage qui travaillent	0,8279	0,3518	0,0383 **
- variance de l'effet, sur la probabilité de pauvreté, du fait que le ménage est monoparental	0,2432	0,1214	0,0704 *
<i>Covariances</i>			
- Covariance (constante aléatoire, part des adultes du ménage qui travaillent)	0,1437	0,1017	0,1852
- Covariance (constante aléatoire, ménage monoparental)	0,0861	0,0575	0,1620
- Covariance (part des adultes du ménage qui travaillent, ménage monoparental)	- 0,0619	0,1513	0,6901
EFFETS FIXES			
• <i>Effets des variables de niveau 'ménage avec enfants' sur la probabilité de pauvreté</i>			
* variables caractérisant la personne de référence du ménage :			
- éducation inférieure au niveau secondaire (<i>référence</i>)	-	-	-
- éducation de niveau secondaire	- 0,7218	0,0545	< 0,0001 ***
- éducation de niveau supérieur	- 1,6867	0,0842	< 0,0001 ***
- 16 à 29 ans	0,4616	0,0825	0,0002 ***
- 30 à 39 ans (<i>référence</i>)	-	-	-
- 40 à 49 ans	- 0,0663	0,0516	0,2254
- 50 ans et plus	- 0,1356	0,0707	0,0815 *
* variables caractérisant le ménage :			
- un seul enfant	- 0,3738	0,0509	< 0,0001 ***
- deux enfants (<i>référence</i>)	-	-	-
- trois enfants et plus	0,6636	0,0625	< 0,0001 ***
- ménage monoparental	1,2246	0,1565	< 0,0001 ***
- part des adultes du ménage qui travaillent	- 2,6577	0,2612	< 0,0001 ***
• <i>Effet de la variable de niveau 'pays' sur :</i>			
- la constante aléatoire du modèle	- 0,1789	0,0322	< 0,0002 ***
- le coefficient aléatoire de "part des adultes du ménage qui travaillent"	0,1238	0,0918	0,2044
-2 log vraisemblance		13613	

Variable expliquée : probabilité de pauvreté d'un ménage avec enfants, en 1995 (17% en moyenne).

Logiciel et procédure utilisés : SAS/PROC NLMIXED (avec les options par défaut).

* : coefficient significatif au seuil de 5 à 10% ; ** : coefficient significatif au seuil de 1 à 5% ; *** : coefficient significatif à un seuil inférieur à 1%

Champ : 19773 familles avec enfants, dans 14 pays de l'Union Européenne (U.E. sauf Suède).

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996, et nos calculs.

Guide de lecture : Le rapport, au PIB, des dépenses de soutien social (fonctions 'Famille', 'Chômage', 'Exclusion') n'influence pas (p=20%) significativement le lien entre la part des adultes du ménage qui travaillent et la probabilité de pauvreté du ménage ; en revanche, plus ce rapport est important, moins forte est la probabilité de pauvreté des ménages avec enfants : un point de PIB de plus, et le rapport des probabilités (= être pauvre/être non pauvre) baisse d'un sixième [=1-exp(-0,1789)]. Par ailleurs, le fait d'avoir deux enfants aggrave significativement le risque de pauvreté, comparativement aux familles de un enfant : le rapport du risque de pauvreté à la probabilité de non-pauvreté s'en trouve multiplié par 1,45 [=1/exp(-0,3738)] ; et ce rapport est presque multiplié par 2 [exp(0,6636) = 1,94] pour les familles de trois enfants et plus par rapport au cas des familles de deux enfants.

2) S'agissant de l'**impact de notre variable de niveau pays sur la probabilité de pauvreté**, il existe bel et bien en tant qu'impact direct, mais il apparaît non significatif lorsqu'il passe au travers d'un effet d'interaction entre niveaux :

* effet direct : plus fortes sont les dépenses de soutien social (en termes de pourcentage du PIB), moins élevée est la probabilité de pauvreté des ménages avec enfants : un point de PIB de plus pour ces dépenses-là⁵⁸, et le rapport des probabilités au niveau individuel (= probabilité d'être pauvre/ probabilité de ne pas l'être) baisserait d'un sixième⁵⁹.

* effet d'interaction entre niveaux : en revanche, le lien entre la part des adultes du ménage qui travaillent et la probabilité de pauvreté du ménage n'est pas significativement ($p=20\%$) affaibli par un ratio "soutien social/PIB" plus important. Ceci n'exclut pas qu'il existe une compensation entre prestations publiques et revenus du travail privés ; mais, avec les données dont nous disposons et les outils que nous avons mis en œuvre, nous ne sommes pas parvenus à mesurer cet effet de substitution, qui pourrait atténuer l'impact de la variable "pourcentages d'adultes qui travaillent" sur la probabilité de pauvreté.

3) Pour ce qui est des **effets fixes des facteurs individuels**, des liens très nets⁶⁰ associent la probabilité de pauvreté des ménages avec enfants et les facteurs individuels figurant dans le modèle :

* eu égard aux attentes que nous avons formulées supra concernant les liens entre divers facteurs et la probabilité de pauvreté, on vérifie que plus fort est le **pourcentage d'adultes qui travaillent**, moins grand est le risque de pauvreté du ménage (si ce pourcentage croît de 10 points, le rapport des probabilités chute de 15%⁶¹). Ce résultat, obtenu en traitant comme une variable continue le taux d'emploi des adultes du ménage, est à relier aux conclusions de l'analyse bivariée ci-dessus, conduite au moyen de trois tranches de taux : il conforte, en montrant qu'il ne s'estompe pas avec l'introduction simultanée d'autres facteurs, le constat d'un lien bivarié fort entre ce taux et le risque de pauvreté des enfants, mais il touche une de ses limites avec le fait que, si on avait modélisé la gravité de la pauvreté, la conclusion s'en serait peut-être trouvée atténuée.

* comme attendu, le fait que le ménage soit **monoparental** est associé à une probabilité nettement accrue de pauvreté (le rapport des probabilités est multiplié par 3,4⁶²)

* ainsi qu'on l'avait supputé, plus élevé est le niveau d'**éducation** de la personne de référence du ménage, moins forte est la probabilité de pauvreté : le rapport des probabilités baisse de moitié⁶³ quand on passe d'un niveau primaire à un niveau secondaire, et chute des quatre cinquièmes⁶⁴ en cas d'éducation supérieure

⁵⁸ Un point supplémentaire de PIB est, en l'espèce, un vrai bond, et pas un accroissement marginal (puisque la moyenne de cette variable est de 5,5%).

⁵⁹ $=1-\exp(-0,1789)=1-0,8362=16,4\%$.

⁶⁰ Compte tenu de l'importance des effectifs, le caractère hautement significatif des liens est probable, et il convient de s'assurer que ces liens sont aussi d'ampleur non négligeable (ce qui est le cas ici).

⁶¹ $=1-\exp(-1,5744 * 0,10)=1-0,85=15\%$.

⁶² $=\exp(1,2246)=3,40$.

⁶³ $=1-\exp(-0,7218)=1-0,486=51\%$.

⁶⁴ $=1-\exp(-1,6867)=1-0,185=81\%$.

* la mise en tranches de l'**âge** de la personne de référence du ménage permet de mettre en lumière que la tranche 16-29 ans correspond à la probabilité de pauvreté la plus forte (59% de plus ⁶⁵ que pour les 30-39 ans qui, en revanche, ne se distinguent pas clairement des 50 ans et plus, en moins encore des 40-49 ans)

* le **nombre d'enfants** dans la famille : comme on l'avait anticipé, lorsqu'on prend pour référence les ménages ayant deux enfants, le risque de pauvreté est moindre pour ceux qui n'ont qu'un seul enfant (le rapport du risque de pauvreté à la probabilité de non-pauvreté s'en trouve divisé par 1,45 ⁶⁶) et, pour les ménages ayant trois enfants et plus, ce rapport est multiplié par 1,94 ⁶⁷ par rapport au cas des familles de deux enfants. Des tests joints ⁶⁸ confirment que, pour chacune des variables traduites par un jeu d'indicateurs (éducation, âge et nombre d'enfants), les diverses modalités rendent compte d'un effet tout à fait significatif. Ici, par conséquent, on ne retrouve pas complètement les conclusions de l'analyse bivariée, qui conduisait à mettre surtout l'accent sur l'aggravation du risque de pauvreté des enfants dans le cas des familles nombreuses, les différences étant moins nettes entre les familles ayant un ou deux enfants (alors que l'analyse multivariée exhibe des écarts sensibles de risque de pauvreté entre ces deux derniers types de familles).

On soulignera que le fait d'avoir **centré les variables** ⁶⁹ autres que binaires (à savoir la part des adultes du ménage qui travaillent et la variable de niveau pays) donne à la constante une interprétation moins irréaliste que celle correspondant à la situation dans laquelle "aucun adulte du ménage ne travaille et il n'y a aucune prestation familiale". Mais, parce qu'il s'agit d'un modèle non linéaire, la constante n'est pas ⁷⁰, tout simplement, la moyenne générale de la variable dépendante : ici, l'exponentiation de la constante, qui donne 0,21 ⁷¹, représente le rapport des probabilités de pauvreté et de non pauvreté dans la situation combinant la situation moyenne pour les deux variables continues (ménages où deux adultes sur trois travaillent, dans un pays où les dépenses sociales 'Famille', 'Chômage' et 'Exclusion' représentent 5,5% du PIB), et les modalités de référence pour les jeux d'indicateurs (cas d'un ménage ayant deux enfants, dont la personne de référence est un homme de 30-39 ans, ayant un niveau d'éducation primaire). La probabilité de pauvreté des enfants de ce ménage serait de 17,16% ⁷², leur probabilité de non pauvreté serait donc égale à 82,84% et le rapport des probabilités serait bel et bien de 0,2017 (avec $0,1716/0,8284=0,207$).

Enfin, relevons que, lorsqu'on compare les résultats de notre modèle final à son équivalent à un seul niveau (modèle logit estimé via PROC LOGISTIC), on trouve (résultats non présentés ici) des coefficients fixes assez voisins lorsqu'ils concernent les facteurs individuels ; mais lorsqu'il s'agit du rôle des facteurs nationaux (considérés dans leur impact direct sur la probabilité de pauvreté ou considérés dans le cadre d'effets d'interaction entre les deux niveaux), les coefficients divergent plus sensiblement, et on s'aperçoit surtout que les écarts-types estimés par le modèle à un seul niveau pour ces variables de niveau pays étaient, comme attendu, très fortement sous-estimés (le rapport va de 2 à 3,5), le risque étant de considérer les effets de ces variables comme très significatifs alors qu'ils ne le sont pas, ou seulement faiblement. Dans le cas qui nous occupe, ce risque ne se concrétise cependant pas,

⁶⁵ $=\exp(0,4616)=1,587$.

⁶⁶ $=1/\exp(-0,3738)=1/0,6881=1,453$.

⁶⁷ $=\exp(0,6636)=1,942$.

⁶⁸ Voir le point 12 de l'annexe 7.

⁶⁹ Voir le point 13 de l'annexe 7.

⁷⁰ Voir le point 11 de l'annexe 7.

⁷¹ $=\exp(-1,5744)=0,207$.

⁷² $=1/(1+\exp(-(-1,5744)))$.

aucun des effets fixes des facteurs ayant par ailleurs un effet aléatoire ne cessant d'être significatif malgré la chute de leurs écarts-types estimés.

En l'absence d'indicateurs très parlants quant à la qualité d'ajustement de notre modèle, signalons à titre indicatif que le modèle de régression multiple ordinaire (à un niveau) reprenant les variables micro et macro de notre modèle multiniveaux non linéaire explique 20,2% de la variance de la variable "ménage pauvre". Et que le modèle Logit à un seul niveau permet de prédire 81,9% de paires concordantes et, au seuil de probabilité de 0,24⁷³, prédit correctement 64,1% des cas de ménages pauvres et 83,2% des cas de ménages non pauvres. Mais, parmi les 4899 ménages prédits pauvres, 2770 ne le sont pas (soit 56,5%, ce qui est beaucoup⁷⁴).

⁷³ Seuil déterminé au vu du tracé de la courbe ROC croisant la sensibilité – pourcentage de pauvres prédits tels – et 1-la spécificité – pourcentage de non pauvres prédits tels.

⁷⁴ Notons, pour finir, que nous aurions aimé vérifier les hypothèses de distribution des résidus de niveau 1 et de niveau 2, comme on le fait dans le cas d'un modèle multiniveaux linéaire. Mais PROC NLMIXED n'offre pas de facilités pour cela, à notre connaissance, et un livre comme celui de SNIJDERS et BOSKER (1999), qui consacre un chapitre entier (chapitre 9) à l'examen des résidus et à la façon de prendre en compte leur éventuelle hétéroscédasticité, ne traite pas cette question dans le cadre des modèles non linéaires.

CONCLUSION

A l'issue de cette étude détaillée, qui a cherché à situer le Luxembourg dans l'ensemble de l'Union européenne, il n'est bien sûr pas question de conclure pays par pays. En revanche, quatre conclusions s'imposent.

Tout d'abord, que l'on raisonne avec l'indicateur classique de taux de pauvreté, le Luxembourg occupe une position plutôt défavorable dans l'Union européenne constituée de 14 pays.

Mais, lorsque l'on prend en compte, dans l'indicateur de pauvreté, le degré de gravité de celle-ci, ou lorsque l'on utilise des mesures alternatives de pauvreté non monétaire, alors la place du Luxembourg est sensiblement meilleure.

Ensuite, lorsque l'on s'intéresse aux facteurs associés à la pauvreté, on retrouve, catégorie de ménages par catégorie de ménages, que la prise en compte de la gravité améliore la place du Luxembourg.

Enfin, notre tentative d'appréciation multivariée du lien entre pauvreté des ménages avec enfants et différentes caractéristiques individuelles et nationales suggère qu'elle peut compléter utilement l'approche globale pays par pays. Elle permet par exemple de mettre en lumière que la pauvreté des ménages avec enfants s'accroît à mesure qu'augmente le nombre d'enfants, et ceci dès le deuxième enfant, alors que l'analyse bivariée ne concluait à un effet net qu'à partir du troisième enfant.

Si l'on situe maintenant nos résultats par rapport aux autres études en la matière, on constate tout d'abord que *nos analyses se rapprochent fort* de celles-ci de deux points de vue : le taux de pauvreté des enfants est supérieur au taux de pauvreté des ménages avec enfants ; les familles monoparentales, les familles nombreuses et celles où le taux d'activité des adultes est faible ont, comme attendu, des taux de pauvreté plus élevés que les autres, mais nos analyses rejoignent les autres études pour dire qu'ils le sont nettement plus.

Ensuite, la comparaison avec diverses études conduit à constater que *nos analyses innovent* par rapport aux études précédentes dans la mesure où, en prenant explicitement en compte plusieurs niveaux d'analyse simultanément (ménages avec enfants, pays), elles permettent de mettre en lumière de façon techniquement plus satisfaisante les effets fixes de certaines variables individuelles (l'âge et le niveau d'éducation de la personne de référence du ménage, ainsi que le nombre d'enfants du ménage) et la variabilité non seulement des taux de pauvreté selon les pays, mais également des effets, sur la probabilité de pauvreté des enfants, de la fraction des adultes du ménage qui travaillent et de la monoparentalité.

Enfin, en dernier lieu, *nos analyses montrent et mesurent l'intensité du lien* entre le niveau global de soutien social dans le pays (rapport, au PIB, des dépenses de protection sociale "Famille", "Chômage", "Exclusion") et la probabilité de pauvreté de chaque ménage avec enfants, sans parvenir toutefois, probablement en raison du petit nombre de pays inclus dans l'analyse, à faire ressortir un lien significatif entre cette probabilité de pauvreté et le degré de soutien social national.

BIBLIOGRAPHIE

ATKINSON Anthony B. A European Social Agenda: Poverty Benchmarking and Social Transfers, *Euromod Working Paper Series*, 2000, n°EM3/00, July, 13 p.

ATKINSON Anthony B., GLAUDE Michel, FREYSSINET Jacques, SEIBEL Claude. Pauvreté et exclusion, *Conseil d'analyse économique*, 1998, 139 pages.

BEAUJOT Roderick, LIU Jianye. *Children, Social Assistance and Outcomes: Cross National Comparisons*, 2002, CEPS/INSTEAD, Luxembourg Income Study Working Paper n°304, June, 29 p.

BRADBURY Bruce, JÄNTTI M. Child Poverty across Industrialised Nations, *Innocenti Occasional Papers, Economic and Social Policy Series*, 1999, n°71, UNICEF.

BRADBURY Bruce, JENKINS Stephen P., MICKLEWRIGHT John. Child Poverty Dynamics in Seven Nations, *ISER Working Papers*, 2000, Number 2000-39, University of Essex, 40 p.

BRADSHAW Jonathan. Child Poverty in Comparative Perspective, *European Journal of Social Security*, 1999, Vol.1, pp. 383-406.

CHAMBAZ Christine. La pauvreté en France et en Europe, *Insee Première*, 1997, n°533, 4 p.
CODER John, RAINWATER Lee, SMEEDING Timothy. Inequality Among Children and Elderly in Ten Modern Nations: The United States in an International Context. *The American Economic Review*, 1989, Vol. 79(2), Papers and Proceedings of the Hundred and First Annual Meeting of the American Economic Association, May, pp. 320-324.

COHEN-SOLAL Marc, LOISY Christian. Transferts sociaux et pauvreté en Europe. *Études et Résultats*, février 2001, n° 104, 12 p.

CRONBACH J.L. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 1951, vol. 16, pp. 297-334.

DICKES Paul. *Pauvreté et conditions d'existence. Théorie, modèles, mesures*. CEPS/INSTEAD, 1989, Document PSELL, n° 8, 129 p.

DICKES Paul. *Pauvreté en termes de conditions d'existence. Rapport de recherche pour le compte de la MiRE*, 1992, ADEPS-Université Nancy 2 et CNRS, 218 p.

DICKES Paul, TOURNOIS Jocelyne, FLIELLER André, KOP Jean-Luc. *La psychométrie : théories et méthodes de la mesure en psychologie*, 1994, Paris, PUF.

ESSAMA-NSSAH Boniface. *Inégalités, pauvreté et bien-être*. Chapitre 3, 2000, ed. De Boeck.

FORSSEN Katja. *Child Poverty and Family Policy in OECD Countries*. CEPS/INSTEAD, 1998, LIS Working Paper Series n°178, 39 p.

FORSSSEN Katja. *Child Poverty in the Nordic Countries*. University of Turku, Finlande, Department of Social Policy, Series B, 2000, n°22/2000, 28 p.

FÖRSTER Michael. Les effets des transferts nets sur les bas revenus dans le cas des familles non composées de personnes âgées. *Revue économique de l'OCDE*, 1994, n°22, pp. 195-237.

HEADY Christopher, MITRAKOS Theodore, TSAKLOGLOU Panos (2001) "The Distributional Impact of Social Transfers in the European Union: Evidence from ECHP", *IZA Discussion Paper*, n° 356, 29 pages.

HERPIN Nicolas, OLIER Lucile. Pauvreté des familles, pauvreté des enfants. *INSEE Première*, 1996, n°499.

HOURRIEZ Jean-Michel, LEGRIS Bernard (1997), « L'approche monétaire de la pauvreté : méthodologie et résultats », *Economie et Statistiques*, n° 308-309-310, pp. 35-63.

IMMERVOLL Herwig, SUTHERLAND Holly, DE VOS Klaas Child Poverty and Child Benefits in the European Union. *Euromod Working Paper Series*, 2000, n°EM1/00, 30 p.

INSEE. Revenus et patrimoine des ménages – Edition 2000-2001. Synthèses, 2001, n°47, 147 p.

JEANDIDIER Bruno, ALBISER Etienne. Pauvreté des enfants et impact des transferts sociaux. Une comparaison France, Grande-Bretagne, Luxembourg, Etats-Unis. *Revue Économique*, 2002, n 53 (3), 10 p.

JEANDIDIER Bruno, REINSTADLER Anne. *L'impact des transferts sociaux destinés aux enfants et/ou aux familles pauvres dans l'Union Européenne. Efficacité, efficience, équité, ciblage : quels liens? Communication aux XXII^e Journées de l'Association d'Economie Sociale sur le thème Politiques sociales et croissance économique*, 12 et 13 septembre 2002, Caen.

JENKINS Stephen, SCHLUTER Christian. *Why are Child Poverty Rates higher in Britain than in Germany? A longitudinal Perspective*. Revised Version if a paper presented at the Conference on Cross-National Comparative Research Using Panel Surveys, University of Michigan Ann Arbor, October 2000, 39 p.

LAPINTE Aude. Niveau de vie et pauvreté des enfants en Europe. *Etudes et résultats*, 2002, n°201, DREES, 11 p.

LITTELL R.C., MILLIKEN G.A., STROUP W.W. et WOLFINGER R.D. *SAS System for Mixed Models*. SAS Institute, 1996, 633 p.

LOLLIVIER Stephan, VERGER Daniel. Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes. *Economie et Statistique*, 1996, n° 308-309-310, pp. 113-142.

MEJER Lene, SIERMANN Clemens. La pauvreté monétaire dans l'Union européenne : la situation des enfants, les différences entre les sexes et l'écart de pauvreté, Eurostat, *Statistiques en bref, Population et Conditions sociales*, 2000, n°12/2000, 7 p.

MICKLEWRIGHT John, STEWART Kitty. *Is the Well-Being of Children Converging in the European Union?* Conference "Child Well-Being in Rich and Transition Countries. Are Children in Growing Danger of Social Exclusion? 1999, Luxembourg Income Study, 20 p.

MICKLEWRIGHT John. Social Exclusion and Children: A European View for a US Debate, *Innocenti Working Papers*, 2002, n°90.

MONTIGNY Philippe, SAUNIER Jean-Marie. L'impact des prestations familiales sur le niveau de vie des familles avec enfant(s) dans l'Union Européenne. *Dossiers Solidarité Santé*, 1998, n°4, pp.137-150.

OXLEY Howard, DANG Thai-Thanh, FÖRSTER Michael, PELLIZZARI Michele. Income Inequalities and Poverty among Children and Households with Children in Selected OECD Countries: Trends and Determinants, *Actes de la conférence Child Well-Being in Rich and Transition Countries*, September 1999, Luxemburg, vol. 2, 50 p.

PIACHAUD David, SUTHERLAND Holly. How Effective is the British Government's Attempt to Reduce Child Poverty? Florence, UNICEF, *Innocenti Working Papers*, 2000, n°77.

RASBASH Jon, BROWNE William, GOLDSTEIN Harvey, YANG Min, PLEWIS Ian, HEALY Michael, WOODHOUSE Geoff, DRAPER David, LANGFORD Ian et LEWIS Toby (2000), "A user's guide to MlwiN", version 2.1a, Multilevel Models Project, Institute of Education, London, 278 pages.

RAY Jean-Claude. *Les gains d'activité des jeunes adultes européens sont-ils liés à la générosité des transferts sociaux ? Une analyse au moyen de modèles multiniveaux*. 2002, CEPS/Instead, *Document PSELL* n°132.

RAY Jean-Claude. *Application de modèles multiniveaux à la mesure du lien entre la générosité des transferts sociaux et les gains d'activité des jeunes adultes européens*. 2002, CEPS/INSTEAD, *Document PSELL* n°133, 56 p.

RUXTON Sandy, BENNETT Fran. *Inclure les enfants ? Elaboration d'une approche cohérente de la pauvreté et de l'exclusion sociale des enfants à travers l'Europe*. 2002, Euronet, 85 p.

SAS Institute. *SAS/STAT User's Guide*. 1999, version 8, 3 volumes, 3809 p.

SMEEDING Timothy, DANZIGER Sheldon, RAINWATER Lee. Making Social Policy Work for Children: Towards a More Effective Antipoverty Policy. In : CORNIA Giovanni Andrea and DANZIGER Sheldon. *Child Poverty and Deprivation in the Industrialized Countries 1945-1995*, 1997, pp. 368-389.

SNIJDERS Tom A.B., BOSKER Roel J. *Multilevel Analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling*, 1999, Sage, 266 p.

SUTHERLAND Holly. *Reducing Child Poverty in Europe: what can static microsimulation models tell us?* Paper prepared for the 15th Annual Conference of the European Society of Population Economics, June 14th-16th 2001, Athens, 30 p.

UNICEF. A League Table of Child Poverty in Rich Nations. *Innocenti Report Card*, 2000, Issue n°1, 28 p.

ANNEXES

Annexe 1. Les indices de pauvreté

Si l'on reprend les notations de Essama-Nssah (2000, p. 65-70), on peut expliciter les liens entre les trois indicateurs de Foster, Greer et Thorbecke (FGT) et l'indice de Sen de la manière suivante.

- **Le taux de pauvreté, ou indice FGT à paramètre alpha égal à zéro** (on ne tient pas compte de l'écart du niveau de vie au seuil de pauvreté), s'exprime ainsi :

$$P_0 = \frac{q}{n}$$

; avec q le nombre de pauvres dans une population de taille égale à n, sachant qu'un pauvre est défini par $x_p < z$, c'est-à-dire que son niveau de vie est inférieur au seuil de pauvreté z.

- **L'intensité de la pauvreté, ou indice FGT à paramètre alpha égal à 1** (on tient compte, proportionnellement, de l'écart relatif au seuil de pauvreté), s'exprime ainsi :

$$P_1 = P_0 \left(1 - \frac{\bar{x}_p}{z} \right)$$

; avec $\bar{x}_p$ le niveau de vie moyen des q pauvres.

- **L'intensité de la pauvreté sous l'hypothèse d'une aversion pour la pauvreté extrême, ou indice FGT à paramètre alpha égal à 2** (on tient compte, plus que proportionnellement, de l'écart relatif au seuil de pauvreté), peut s'exprimer ainsi :

$$P_2 = P_0 \left[\left(1 - \frac{\bar{x}_p}{z} \right)^2 + \left(\frac{\sigma_p}{z} \right)^2 \right] = P_1 \left(1 - \frac{\bar{x}_p}{z} \right) + P_0 \frac{\sigma_p^2}{z^2}$$

; avec σ_p l'écart-type du

niveau de vie des q pauvres.

- Quant à l'**indice de Sen**, il est assez similaire à un indice FGT de paramètre alpha égal à deux puisqu'il consiste à pondérer l'écart de niveau de vie au seuil de pauvreté par un coefficient de Gini qui mesure l'inégalité de niveau de vie parmi les pauvres. Cet indice de Sen peut s'exprimer en effet de la manière suivante :

$$S = P_0 \left(1 - \frac{\bar{x}_p}{z} \right) + \frac{q}{q+1} P_0 \left(1 - \frac{\bar{x}_p}{z} \right) G_p$$

; avec G_p l'indice de Gini calculé sur les

niveaux de vie des q pauvres.

Et si q est grand, c'est-à-dire si $\frac{q}{q+1} = 1$, alors
$$S = P_0 \left[1 - \frac{\bar{x}_p(1 - G_p)}{z} \right].$$

- Comme ces indicateurs sont décomposables, on peut calculer **la contribution d'un sous-groupe de la population à la pauvreté de l'ensemble de la population** dès lors que les sous-groupes sont définis de manière exhaustive et exclusive. En effet, on peut écrire :

$$P_{\alpha} = \sum_{i=1}^m \theta_i P_{(\alpha,i)} ; \text{ avec } m \text{ le nombre de sous-groupes et } \theta_i \text{ la part du sous-groupe } i$$

dans la population totale, sachant que $\sum_{i=1}^m \theta_i = 1$.

La contribution relative du sous-groupe i à la pauvreté de l'ensemble de la population

$$P_{\alpha} \text{ est donc égale à : } \gamma_i = \frac{\theta_i P_{(\alpha,i)}}{P_{\alpha}}.$$

Annexe 2. Taux de pauvreté des enfants et indices de Forster-Greer-Thorbecke : résultats de différentes variantes

Par rapport à notre variante centrale (seuils de pauvreté nationaux, égaux à 60% des niveaux de vie nationaux, utilisant les revenus détaillés de 1995 et les unités de consommation s'y rapportant), on fait ici varier un à un chacun de ces critères, pour observer si des changements apparaissent, indiquant la sensibilité des résultats à ces choix. Dans chacun des tableaux ci-dessous, les deux premières colonnes correspondent aux résultats commentés dans le corps du texte, obtenus avec les choix méthodologiques que nous avons faits ; dans les troisième et quatrième colonnes, on indique ce que seraient les résultats si un seul des choix méthodologiques variait.

I. Le seuil de pauvreté, national, est égal à 60 ou 50% du niveau de vie médian

A. Taux de pauvreté

Tableau A1. Taux de pauvreté selon que le seuil de pauvreté est égal à 60 ou 50% du niveau de vie médian				
Pays	Taux de pauvreté lorsque le seuil, national, est fixé à 60% du niveau de vie médian	Rang de classement	Taux de pauvreté lorsque le seuil, national, est fixé à 50% du niveau de vie médian	Rang de classement
Allemagne	21,8	7	10,0	6
Danemark	4,7	2	1,2	1
Pays-Bas	15,3	3	9,0	4
Belgique	19,6	5	12,9	7
Luxembourg	23,6	10	8,8	3
France	23,3	8	16,0	11
Royaume-Uni	27,1	13	18,3	14
Irlande	27,6	14	13,3	8
Italie	23,6	9	15,7	10
Grèce	21,3	6	14,7	9
Espagne	25,4	12	18,2	13
Portugal	24,1	11	17,8	12
Autriche	18,9	4	9,2	5
Finlande	3,7	1	1,3	2

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

B. Indice de Forster-Greer-Thorbecke avec aversion à l'extrême pauvreté (FGT α 2)

Tableau A2. Indice de Forster-Greer-Thorbecke (FGT α 2) selon que le seuil de pauvreté est égal à 60 ou 50% du niveau de vie médian

Pays	Indice FGT α 2 lorsque le seuil, national, est fixé à 60% du niveau de vie médian	Rang de classement	Indice FGT α 2 lorsque le seuil, national, est fixé à 50% du niveau de vie médian	Rang de classement
Allemagne	2,7	8	2,0	8ex
Danemark	0,2	1ex	0,2	2
Pays-Bas	3,5	10	3,0	10
Belgique	2,5	7	1,7	7
Luxembourg	1,7	3	1,1	5
France	1,8	4ex	1,0	4
Royaume-Uni	4,5	11	3,1	11
Irlande	1,8	4ex	0,9	3
Italie	5,3	13	4,3	13
Grèce	2,9	9	2,0	8ex
Espagne	6,4	14	5,1	14
Portugal	4,7	12	3,5	12
Autriche	1,8	4ex	1,2	6
Finlande	0,2	1ex	0,1	1

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

II. Le seuil de pauvreté, égal à 60% de la médiane, est national ou européen

A. Taux de pauvreté

Tableau A3. Taux de pauvreté selon que le seuil de pauvreté est national ou européen

Pays	Taux de pauvreté lorsque le seuil, fixé à 60% du niveau de vie médian, est national	Rang de classement	Taux de pauvreté lorsque le seuil, fixé à 60% du niveau de vie médian, est européen	Rang de classement
Allemagne	21,8	7	11,1	5
Danemark	4,7	2	1,3	1
Pays-Bas	15,3	3	14,3	7
Belgique	19,6	5	13,7	6
Luxembourg	23,6	10	3,2	2
France	23,3	8	20,8	8
Royaume-Uni	27,1	13	26,1	9
Irlande	27,6	14	38,0	11
Italie	23,6	9	36,1	10
Grèce	21,3	6	50,2	12
Espagne	25,4	12	50,5	13
Portugal	24,1	11	59,1	17
Autriche	18,9	4	9,9	4
Finlande	3,7	1	5,8	3

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

B. Indice de Forster-Greer-Thorbecke avec aversion à l'extrême pauvreté (FGTα2)

Tableau A4. Indice de Forster-Greer-Thorbecke (FGTα2) selon que le seuil de pauvreté est national ou européen

Pays	Indice FGTα2 lorsque le seuil, fixé à 60% du niveau de vie médian, est national	Rang de classement	Indice FGTα2 lorsque le seuil, fixé à 60% du niveau de vie médian, est européen	Rang de classement
Allemagne	2,7	8	2,1	7
Danemark	0,2	1ex	0,2	1
Pays-Bas	3,5	10	3,4	9
Belgique	2,5	7	2,0	6
Luxembourg	1,7	3	0,4	2ex
France	1,8	4ex	1,5	5
Royaume-Uni	4,5	11	4,2	10
Irlande	1,8	4ex	3,0	8
Italie	5,3	13	6,9	11
Grèce	2,9	9	8,2	12
Espagne	6,4	14	10,9	13
Portugal	4,7	12	13,0	14
Autriche	1,8	4ex	1,3	4
Finlande	0,2	1ex	0,4	2ex

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

III. Le seuil de pauvreté, national et égal à 60% de la médiane, repose sur les revenus et unités de consommation de 1996 ou sur ceux de 1995

A. Taux de pauvreté

Tableau A5. Taux de pauvreté selon que le seuil de pauvreté repose sur les données de 1995 ou 1996

Pays	Taux de pauvreté lorsque le seuil, national et égal à 60% du niveau de vie médian, utilise revenu et u.c. de 1995	Rang de classement	Taux de pauvreté lorsque le seuil, national et égal à 60% du niveau de vie médian, utilise revenu et u.c. de 1996	Rang de classement
Allemagne	21,8	7	17,7	4
Danemark	4,7	2	17,9	5
Pays-Bas	15,3	3	21,5	7
Belgique	19,6	5	17,3	3
Luxembourg	23,6	10	22,7	8
France	23,3	8	30,7	14
Royaume-Uni	27,1	13	26,6	12
Irlande	27,6	14	27,7	13
Italie	23,6	9	23,6	9
Grèce	21,3	6	19,7	6
Espagne	25,4	12	25,4	10
Portugal	24,1	11	26,4	11
Autriche	18,9	4	13,7	2
Finlande	3,7	1	7,6	1

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

B. Indice de Forster-Greer-Thorbecke avec aversion à l'extrême pauvreté (FGT α 2)

Tableau A6. Indice de Forster-Greer-Thorbecke (FGT α 2) selon que le seuil de pauvreté repose sur les données de 1995 ou 1996

Pays	Indice FGT α 2 lorsque le seuil, national et égal à 60% du niveau de vie médian, utilise revenu et u.c. de 1995	Rang de classement	Indice FGT α 2 lorsque le seuil, national et égal à 60% du niveau de vie médian, utilise revenu et u.c. de 1996	Rang de classement
Allemagne	2,7	8	0,9	3ex
Danemark	0,2	1ex	0,9	3ex
Pays-Bas	3,5	10	1,2	6
Belgique	2,5	7	1,7	7
Luxembourg	1,7	3	0,7	2
France	1,8	4ex	2,8	9
Royaume-Uni	4,5	11	3,8	12
Irlande	1,8	4ex	6,7	14
Italie	5,3	13	2,7	8
Grèce	2,9	9	3,2	10
Espagne	6,4	14	3,4	11
Portugal	4,7	12	4,4	13
Autriche	1,8	4ex	1,1	5
Finlande	0,2	1ex	0,5	1

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

Annexe 3. Nombre moyen d'enfants par ménage, selon que le ménage est pauvre ou non

Tableau A7. Nombre moyen d'enfants par ménage, selon que ceux-ci sont ou non pauvres, parmi les seuls ménages avec enfants		
Pays	Ménages pauvres	Ménages non pauvres
Allemagne	2,02	1,58
Danemark	2,09	1,76
Pays-Bas	1,93	1,84
Belgique	2,41	1,72
Luxembourg	2,07	1,63
France	2,71	1,66
Royaume-Uni	2,04	1,71
Irlande	2,42	1,99
Italie	1,66	1,45
Grèce	1,85	1,59
Espagne	1,87	1,61
Portugal	2,06	1,51
Autriche	1,81	1,59
Finlande	1,76	1,76

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

Annexe 4. Liste des items composant l'échelle de pauvreté subjective et l'échelle de pauvreté de conditions d'existence

Tableau A8. Liste des indicateurs composant les échelles de pauvreté subjective et de pauvreté en termes de conditions d'existence (nomenclature ECHP)	
Pauvreté subjective	Pauvreté en termes de conditions d'existence
HF001 : <i>Does anybody in the household presently have to repay debts from hire purchase or loans, etc., not connected with the house? To what extent is this a burden on the household?</i>	HA009 : <i>Does the dwelling have bath or shower?</i>
HF002 : <i>A household may have different sources of income and more than one household member may contribute to it. Thinking of your household's total monthly income, is your household able to make ends meet?</i>	HA010 : <i>Does the dwelling have indoor flushing toilet?</i>
HF003 : <i>Can the household afford keeping its home adequately warm?</i>	HA011 : <i>Does the dwelling have hot running water?</i>
HF004 : <i>Can the household afford paying for a week's annual holiday away from home?</i>	HA012 : <i>Does the dwelling have heating or electric storage heaters?</i>
HF005 : <i>Can the household afford replacing any worn-out furniture?</i>	HA018 : <i>Does the accommodation have leaky roof?</i>
HF006 : <i>Can the household afford buying new, rather than second-hand, clothes?</i>	HA019 : <i>Does the accommodation have damp walls, floors, foundations etc.?</i>
HF007 : <i>Can the household afford eating meat, chicken or fish every second day, if wanted?</i>	HA020 : <i>Does the accommodation have rot in window frames or floors?</i>
HF008 : <i>Can the household afford having friends or family for drink or meal at least once a month?</i>	HB001 : <i>Possession of a car or van (for private use)</i>
HF014 : <i>In your opinion, what is the very lowest net monthly income that your household would have to have in order to make ends meet?</i> (création d'un indicateur composite tenant compte du revenu déclaré par le ménage)	HB002 : <i>Possession of colour TV</i>
HF015 : <i>If you compare your household's present financial situation to that of one year ago, would you say the situation today has (improved deteriorated)?</i>	HB003 : <i>Possession of a video recorder</i>
HA036 : <i>For owners: Please think of your total housing cost including mortgage repayments, repairs, municipal or property tax, heating, water and sewerage charges. To what extent are housing costs a financial burden to you?</i> <i>For tenants: Please think of your total housing cost including rent, repairs, heating, water, municipal tax and other charges. To what extent are housing costs a financial burden to you?</i>	HB004 : <i>Possession of a micro wave</i>
	HB005 : <i>Possession of a dishwasher</i>
	HB006 : <i>Possession of a telephone</i>

Source : Eurostat (2001), « ECHP UDB Description of variables. Data Dictionary, Codebook and Differences between Countries and Waves », Doc. PAN 166/01.

Annexe 5. Classement des pays selon une approche en termes de seuils relatifs de pauvreté monétaire et non monétaire

Tableau A9. Classement des pays selon les taux de pauvreté issus trois indicateurs calculés au niveau des seuls ménages avec enfants et selon une approche relative

Rang	Niveau de vie monétaire Seuil : NDV < 60% de la médiane	Mauvaises conditions d'existence Seuil : (13 – score) < 80% de (13 – score moyen)	Difficultés subjectives Seuil : (11 – score) < 60% de (11 – score moyen)
1	Finlande : 3,7%	Finlande : 1,4%	Danemark : 5,0%
2	Danemark : 3,9%	Luxembourg : 2,2%	Luxembourg : 5,6%
3	Pays-Bas : 14,6%	Danemark : 3,4%	Pays-Bas : 7,9%
4	Belgique : 14,8%	Pays-Bas : 3,4%	Autriche : 8,5%
5	France : 15,8%	Royaume-Uni : 3,5%	Belgique : 9,6%
6	Allemagne : 16,2%	Allemagne : 3,6%	Allemagne : 9,9%
7	Autriche : 17,0%	France : 4,8%	France : 11,4%
8	Grèce : 18,9%	Autriche : 6,0%	Irlande : 12,3%
9	Portugal : 19,2%	Belgique : 6,2%	Italie : 13,6%
10	Luxembourg : 19,4%	Grèce : 6,6%	Finlande : 14,2%
11	Italie : 21,2%	Italie : 6,7%	Espagne : 14,6%
12	Royaume-Uni : 21,8%	Espagne : 8,2%	Grèce : 15,7%
13	Espagne : 22,8%	Irlande : 9,5%	Royaume-Uni : 16,6%
14	Irlande : 23,9%	Portugal : 16,5%	Portugal : 17,3%

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

Annexe 6. Structure des ménages avec enfants selon diverses caractéristiques socio-démographiques

Les tableaux ci-après indiquent la répartition des ménages avec enfants en fonction de quelques unes de leurs caractéristiques socio-démographiques : le fait que les parents vivent en couple ou isolés, le nombre d'enfants dans la fratrie, et le taux d'emploi des adultes du ménage.

A. Répartition des ménages avec enfants selon la structure familiale

Tableau A10. Répartition des ménages avec enfants selon que les parents sont isolés, en couple ou dans des ménages complexes. Comparaison de 14 pays européens.

Pays	Ménages dont les parents sont isolés	Ménages dont les parents sont en couple	Ménages complexes
Allemagne	11,7	80,1	8,1
Danemark	8,0	88,7	3,2
Pays-Bas	11,5	86,7	1,8
Belgique	11,3	85,7	3,0
Luxembourg	7,5	78,2	14,3
France	9,3	86,6	4,1
Royaume-Uni	19,8	75,7	4,5
Irlande	10,7	81,5	7,8
Italie	6,7	85,0	8,3
Grèce	4,2	81,6	14,2
Espagne	3,6	80,0	16,4
Portugal	6,0	76,1	17,9
Autriche	11,2	72,5	16,2
Finlande	15,8	82,0	2,1

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

B. Répartition des ménages avec enfants selon la taille de la fratrie

Tableau A11. Répartition des ménages avec enfants selon que la fratrie compte un, deux ou trois enfants ou plus. Comparaison de 14 pays européens.

Pays	Ménages avec un seul enfant	Ménages avec deux enfants	Ménages avec trois enfants ou plus
Allemagne	56,7	32,4	10,9
Danemark	50,6	32,6	16,8
Pays-Bas	38,1	43,3	18,5
Belgique	46,1	37,7	16,2
Luxembourg	48,5	37,1	14,4
France	48,7	35,4	15,8
Royaume-Uni	43,0	40,1	16,9
Irlande	38,5	33,2	28,3
Italie	59,4	33,1	7,5
Grèce	47,9	42,8	9,3
Espagne	47,9	42,0	10,1
Portugal	55,8	33,7	10,5
Autriche	50,9	38,4	10,7
Finlande	46,7	37,0	16,3

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

C. Répartition des ménages avec enfants selon le taux d'emploi des adultes du ménage

Tableau A12. Répartition des ménages avec enfants selon le que le taux d'emploi des adultes du ménage est bas, moyen ou élevé ⁷⁵. Comparaison de 14 pays européens.

Pays	Ménages où le taux d'emploi est bas	Ménages où le taux d'emploi est moyen	Ménages où le taux d'emploi est haut
Allemagne	15,2	36,0	48,8
Danemark	13,2	22,6	64,3
Pays-Bas	21,7	43,8	34,5
Belgique	23,8	27,1	49,1
Luxembourg	17,7	43,7	38,6
France	16,1	24,2	59,7
Royaume-Uni	24,0	28,3	47,7
Irlande	37,0	33,2	29,8
Italie	23,0	41,1	35,9
Grèce	16,9	41,5	41,5
Espagne	31,6	40,9	27,5
Portugal	13,1	26,2	60,6
Autriche	11,9	26,7	61,4
Finlande	14,9	29,4	55,7

Source : ECHP, Eurostat – vague 3, 1996

⁷⁵ Le taux d'emploi est bas s'il est inférieur à 50% ; il est moyen s'il est compris entre 50 et 65% ; il est haut s'il est supérieur à cette valeur.

Annexe 7. Points techniques concernant les modèles multiniveaux

Pour ne pas alourdir les notes infra-marginales, on a regroupé dans cette annexe spécifique toutes les notes relatives à des précisions ou à des compléments non indispensables à la compréhension du corps du texte.

1. Pour une introduction aux modèles multiniveaux, voir, par exemple, le livre de SNIJDERS et BOSKER (1999). On trouvera dans RAY (2002a) une présentation pédagogique et en français d'un modèle simple à deux niveaux, avec application aux gains d'activité des jeunes adultes dans 14 pays européens.

2. Pour une justification très argumentée de l'usage de la graphie "multiniveaux" de préférence à d'autres (multi-niveaux, multiniveau, etc.), voir l'annexe 1 de RAY (2002b).

3. Pour autant, on ne se trouve pas ici, compte tenu des données sur lesquelles on travaille, dans un cas aussi favorable que le cas classique des élèves appartenant à des classes, elles-mêmes situées dans des écoles (relativement petit nombre d'élèves par classe, classes en nombre suffisant par école, nombre important d'écoles). Ici, le nombre de pays est plutôt limité (14), tandis que chaque groupe (national) est de taille substantielle (de 339 ménages avec enfants pour le Luxembourg à plus de 2000 pour la France, l'Allemagne, l'Italie et l'Espagne, avec une moyenne de 1400 ménages par pays), ce qui alourdit beaucoup les calculs. Pour traiter les modèles multiniveaux non linéaires, SAS offre deux macros (NLINMIX et GLIMMIX) et une procédure (PROC NLMIXED). La documentation SAS/STAT version 8 volume 2 page 2422 (chapitre 46, « The NLMIXED Procedure ») explique que les macros NLINMIX et GLIMMIX estiment itérativement un ensemble de GEE (= Generalized Estimating Equations) tandis que PROC NLMIXED (comme, d'ailleurs, les macros SAS/IML MIXNLIN et NLMEM) maximise directement une vraisemblance intégrée approchée. La fonctionnalité d'instructions de programmation utilisée par PROC NLMIXED est la même que celle utilisée par PROC NLP et par PROC MODEL dans SAS/ETS. Le code de la macro NLINMIX est fourni en appendice du livre de LITTELL *et al.*, 1996. Mais, parce que l'exemple de syntaxe fourni page 534 ne comporte qu'un seul coefficient aléatoire et un facteur individuel fixe, on ne voit pas bien comment introduire des variables de groupe. Le code de la macro GLIMMIX est lui aussi fourni en appendice du même livre mais il n'est pas simple de comprendre comment l'utiliser, une fois cette macro téléchargée sur le site de SAS. La documentation SAS n'est pas très diserte quant aux vertus comparées de PROC NLMIXED et des macros NLINMIX et GLIMMIX. On pourra trouver dans les archives de la liste de discussion SAS de l'Université de Géorgie (www.listserv.uga.edu, 14 mars 2002) un parallèle dû à Dale McLERRAN "GLIMMIX vs NLMIXED". Dans le cas qui nous concerne (faible corrélation intra-classe au sein de groupes peu nombreux mais de grande taille), D. McLERRAN recommanderait plutôt l'emploi de GLIMMIX, malgré un risque de problèmes de convergence et malgré des variances d'effets aléatoires sous-estimées (mais faiblement parce que le coefficient de corrélation intra-classe est faible).

4. Un des inconvénients de PROC NLMIXED est que cette procédure, au moins jusqu'à la version 8.2 de SAS, n'accepte pas d'instruction permettant de pondérer les observations. Par souci de cohérence, tous les calculs de moyennes (statistiques descriptives, centrage sur la moyenne générale) sont non pondérés (à l'exception de "part des adultes du

ménage qui travaillent", suite à une erreur découverte trop tardivement pour pouvoir être corrigée, mais qui n'affecte pas, par construction, le coefficient estimé). D'un côté, on peut estimer que cette lacune est gênante puisque, selon qu'on pondère ou non les observations, certains résultats du modèle Logit à un seul niveau (PROC LOGISTIC, qui admet des pondérations) changent sensiblement. D'un autre côté, on s'interroge quant à la confiance qu'on doit accorder aux résultats sur données pondérées, vu les critiques qui ont été faites aux pondérations par EUROSTAT lui-même pour justifier l'ample révision de décembre 2002, révision qui, entre autres, réduit la dispersion des poids (mais il est annoncé que l'Institut espagnol de Statistique continue à travailler à l'élaboration de poids révisés). Un autre argument à verser au dossier est la difficulté technique de ces pondérations : certes, MlwiN propose une option permettant d'utiliser des pondérations de pays et des pondérations d'individus, mais la documentation relative à son mode d'emploi n'est guère convaincante ; et, de son côté, Richard Congdon, un des auteurs du logiciel HLM, vient de faire savoir (à la liste de discussion Multilevel) qu'il faudra attendre la version 6 (fin 2003 au mieux) pour pouvoir pondérer les observations dans le cadre des modèles multiniveaux non-linéaires.

5. Nous avons commencé par utiliser le logiciel anglais **MlwiN** (qui, avec le logiciel américain HLM5, est un des deux logiciels spécialisés les plus utilisés en matière de modèles multiniveaux). Mais les multiples inconvénients de MlwiN (nécessité d'importer des données formatées auparavant au moyen d'un autre logiciel, obligation de renommer et coder à chaque fois chaque variable, manuel se limitant à des exemples très simples, absence de protection des données et des résultats intermédiaires dans la feuille de calcul, difficulté de récupération des informations, fréquence des situations où on est éjecté sans phrase, etc.) ne compensent pas ses quelques avantages (écran de choix du modèle, affichage des valeurs successives des paramètres en cours d'estimation, possibilité de tests d'hétérogénéité des variances,...). Tous les résultats présentés ici sont donc issus de SAS, qui, par comparaison, facilite considérablement le passage d'un modèle à l'autre, d'un type de modèle à l'autre, de données non centrées à des données centrées, etc.

6. Même si le modèle final que nous présentons ici est de type multiniveaux non-linéaire, les trois autres procédures nous ont été très utiles, pour les raisons suivantes :

- * la régression multiple ordinaire (PROC REG), outil exploratoire commode, nous a permis de procéder à un premier tri des facteurs (ex. : choix entre des variables assez proches, comme le pourcentage d'adultes du ménage ayant un emploi, ou ceux ayant un revenu, ou ceux qui sont actifs) et de réaliser des variantes quant à la manière de les introduire (découpages alternatifs, en tranches, de l'âge du chef de ménage ; essais de formes quadratiques, etc.) ; son option VIF a facilité l'examen des phénomènes de multicollinéarité ; enfin, la réplication (à un seul niveau et comme si la variable dépendante était continue) de notre modèle final a permis de voir que le R^2 correspondant s'établissait à 20,2%.

- * la régression logistique à un seul niveau (PROC LOGISTIC) a permis de trouver des valeurs initiales plausibles pour le Logit multiniveaux, et il a servi de contrôle pour les valeurs des coefficients estimés par ce modèle pour les effets fixes. La réplication (à un seul niveau) de notre modèle final a permis de voir que le pourcentage de paires concordantes était de 81,9% ; mais on sait les limites de cet instrument, notamment en cas de déséquilibre prononcé entre les effectifs des deux modalités de la variable dépendante, ce qui est le cas ici ; de fait, si on choisit comme probabilité-seuil celle qui, sur la courbe ROC, semble le meilleur compromis entre sensibilité et spécificité (en l'occurrence $p=24\%$ environ), certes le pourcentage de ménages non pauvres qui sont prédits tels est de 83,2%, le pourcentage de ménages pauvres qui sont prédits tels est de 64,1%, et le pourcentage de ménages non pauvres

qui sont prédits pauvres (à tort, donc) est de 8,5% ; mais le pourcentage de ménages pauvres qui sont prédits non pauvres (à tort, donc) est de 56,5%.

* le modèle multiniveaux linéaire (PROC MIXED), qui est estimé dans des délais généralement bien plus courts que son homologue non linéaire (PROC NLMIXED), a été mis en œuvre à des fins exploratoires. A titre indicatif, l'estimation de notre modèle non linéaire multiniveaux final a demandé 47 minutes, contre 1,24 secondes pour sa version linéaire, 7,23 secondes pour le Logit à un niveau, et 0,18 secondes pour les MCO.

7. En raison du rythme de croissance des délais de calcul lorsqu'on ajoute des effets aléatoires (parce qu'avec deux coefficients aléatoires, on n'a qu'un paramètre de covariance à estimer tandis qu'avec quatre coefficients aléatoires, on en a 6, et avec 6 coefficients aléatoires, on en a 15), on a limité à trois le nombre d'effets aléatoires : la constante, le coefficient du pourcentage d'adultes qui travaillent et le coefficient de la variable "monoparental". Parce que l'estimation des modèles multiniveaux non linéaires est bien moins gourmande en temps de calcul, et surtout parce que PROC MIXED permet de spécifier aisément des modèles de « composantes de la variance » (qui supposent nulles toutes les covariances) alors qu'il ne semble pas possible de le faire avec PROC NLMIXED (l'instruction BOUND ne semble pas appropriée pour ce faire), on a testé en version linéaire (PROC MIXED) le caractère aléatoire des coefficients d'autres variables individuelles : l'âge, le sexe et l'éducation du chef de ménage, ainsi que le nombre d'enfants de la famille. Les probabilités des tests de signification des variances des termes aléatoires des équations de niveau 2 correspondant à ces variables ne se sont jamais révélées très basses ($p_{\text{minimum}} = 2\%$). Dans les modèles linéaires sans structure particulière imposée aux covariances des termes d'erreurs, la plupart des covariances (à une exception près) se sont montrées non significatives, indiquant qu'il n'était pas déraisonnable d'utiliser des modèles de composantes de la variance pour les tests ci-dessus et faisant regretter qu'il ne soit pas possible de le faire avec PROC NLMIXED.

8. Vu la taille des effectifs par pays, la convergence n'est pas toujours très rapide, n'est pas obtenue à tout coup et, lorsqu'elle l'est, c'est parfois après recours à de nombreux artifices pour faire face, au fil des itérations, à des Hessiens mal conformés ; l'optimisation s'arrêtant lorsque le processus converge au titre d'un des trois critères d'arrêt, il n'est pas garanti que la solution obtenue soit satisfaisante au regard des autres critères (ex. : les gradients de la log-vraisemblance associés à chaque facteur ne sont pas nécessairement tout aussi petits qu'on aimerait qu'ils le soient).

9. Bien qu'ayant procédé, comme cela est généralement recommandé, par ajout progressif de variables, nous ne nous sommes pas arrêtés au modèle final présenté ici : nous avons en effet tenté d'estimer des modèles plus complexes, permettant à chaque facteur individuel d'avoir un effet aléatoire (ne serait-ce que pour pouvoir ensuite revenir à un effet fixe dans le cas où le test joint impliquant la variance du terme d'erreur correspondant à cet effet, ainsi que les diverses covariances associées, se serait avéré non significatif). Notre modèle complet (et ses variantes plus limitées) incluait aussi, au titre des caractéristiques de pays pouvant influencer les coefficients aléatoires, plusieurs variables de niveau 2, que nous aurions aimé laisser figurer dans le modèle final parce qu'il nous paraissait intéressant de montrer que telle variable, dont le raisonnement pouvait laisser supposer une association avec la probabilité de pauvreté ou avec un facteur individuel de celle-ci, n'avait, en réalité, ceteris paribus, pas d'effet significatif. Mais tous ces modèles complexes ont posé des problèmes d'estimation, en termes de temps d'estimation, certes, mais, plus gênant, en termes de processus de convergence et de résultat final : des problèmes étaient rencontrés au fil des

itérations (exemples : NOTE: Negative eigenvalue for variance matrix of random effects encountered for observation 1 during iteration 16. NOTE: Empirical Bayes Newton steps did not converge during iteration 17 for pays = 2.), la procédure ne convergeait pas, la matrice Hessienne finale n'était pas définie positive, la procédure s'arrêtait après affichage de messages du genre « QUANEW Optimization cannot be completed. WARNING: Optimization routine cannot improve the function value. NOTE: Moore-Penrose inverse is used in covariance matrix », etc. Il nous a donc paru plus raisonnable d'en rabattre par rapport à nos ambitions initiales, et de présenter un modèle final certes relativement simple mais dont l'estimation n'avait pas présenté de graves problèmes. Peut néanmoins poser question le fait que la valeur finale du gradient projeté ne soit pas toute petite pour tous les coefficients estimés.

10. A moins qu'on ne spécifie d'emblée leur nombre (au moyen de l'option QPOINTS= de l'instruction MODEL), le nombre de points de quadrature utilisés par PROC NLMIXED est déterminé par un astucieux processus d'optimisation (SAS/STAT, 1999, page 2459) qui s'arrête lorsque l'évaluation de la log-vraisemblance au moyen des valeurs initiales cesse de gagner en précision. Or il se trouve que, presque systématiquement, ce nombre optimal a été fixé à 1 pour nos différents modèles. Comme les auteurs de procédures voisines (comme STATA/GLLAMM) insistent sur les gains de précision qui peuvent être obtenus en augmentant le nombre de points de quadrature, nous avons imposé à ce nombre de croître progressivement, de 2 à 5 ; mais nous n'avons pas constaté, sur ces quatre variantes, d'autres changements dans les résultats que des variations extrêmement minimes des coefficients (hormis celui de la covariance, de toute manière hautement non significatif).

11. Un peu curieusement, le manuel du logiciel MlwiN (RASBASH, 2000) explique, page 105, que la probabilité calculée dans le cas d'un modèle logit sans variables explicatives correspond à la « proportion médiane » de $Y=1$. Médiane des proportions groupe par groupe, sans doute ; mais pourquoi ?

12. Il s'agit du test joint de la variance du terme d'erreur du coefficient aléatoire de la part des adultes travaillant, et de la covariance. Ce test F approché (instruction CONTRAST dans PROC NLMIXED) utilise la méthode delta de Billingsley (SAS/STAT, 1999, page 2477). Aux pages 107-109 du Manuel MlwiN (RASBASH, 2000), ce test approché, de Wald, est également mentionné (χ^2 à 2 degrés de liberté).

13. SNIJDERS et BOSKER (1999) conseillent de centrer non seulement les X (variables de niveau 1), mais également les Z (variables de niveau 2), de telle sorte que le cas où $X=0$ et $Z=0$ corresponde à la situation moyenne. Dans le contexte d'une analyse internationale impliquant des pays de poids économique et démographique très différents (ici, du Luxembourg à l'Allemagne), les pondérations à utiliser pour calculer la situation moyenne ne sont pas évidentes lorsque les Z sont des taux ou des ratios (taux de chômage, part des dépenses de protection sociale dans le PIB, PIB/tête). Nous avons donc calculé les valeurs de ces indicateurs pour l'UE-14 dans son ensemble (ex. : somme des PIB nationaux / somme des populations) et nous avons "centré" les indicateurs nationaux en leur soustrayant cette valeur de référence.

Ce centrage des Z, moins immédiat que celui des X sur la moyenne générale, est de nature bien différente de celui qui consiste à créer une nouvelle variable explicative par soustraction de la moyenne de groupe : au lieu de $X_{ij} - X_{..}$, on a alors $X_{ij} - X_{.j}$. L'objectif de l'introduction de cette nouvelle variable aux côtés de $X_{.j}$, dans la régression multiple, est de

permettre d'isoler l'effet (de X sur Y) interne aux groupes (effet "within") s'il s'avère que, dans la régression comportant X_j et X_{ij} , le coefficient du premier terme (effet "between") est significatif (ce test constitue une version du test de spécification de Hausman). Nous avons procédé ainsi pour nos deux variables à effet aléatoire (faute de pouvoir le faire pour tous les X, le modèle correspondant refusant de converger après avoir tourné 13h53'). Le coefficient de la moyenne de "monoparental" s'avère non significatif ($p=62\%$) et on peut donc exclure cette moyenne du modèle. En revanche, le coefficient de "part des adultes du ménage qui travaillent" est presque significatif ($p=11\%$) et il s'établit à 1,823, contre -2,660 (très significatif) pour le coefficient de X_{ij} . Ces deux coefficients étant fort différents, il conviendrait, si le coefficient de X_j était significatif, de substituer à X_{ij} la variable $X_{ij} - X_j$, tout en gardant X_j . Il nous a semblé nécessaire de démultiplier en conséquence les variables d'interaction, en croisant la variable de soutien social avec la moyenne nationale de "part des adultes du ménage qui travaillent", ainsi qu'avec la nouvelle variable d'écart entre "part des adultes du ménage qui travaillent" (toujours centrée sur la moyenne générale) et sa moyenne de groupe. Le modèle ainsi obtenu, estimé à titre de curiosité, établit à -2,6554 ($p < 0.0001$) l'effet "within" de "part des adultes du ménage qui travaillent" et à -1,1399 son effet "between" ($p=23\%$). L'interprétation de ces valeurs serait la suivante si l'effet "between" était significatif : alors que la régression au niveau agrégé (régression sur les pays) montrerait que, plus grand est le pourcentage moyen d'adultes qui travaillent au sein d'un ménage, plus élevé est le taux de pauvreté national (ce qui est plutôt attendu, effectivement, mais ce qui n'est pas vérifié ici puisque le coefficient de "between" n'est pas significatif), la relation est inverse au sein des pays, la probabilité de pauvreté reculant à mesure qu'une plus grande partie des adultes du ménage travaille (ce qui paraît, là aussi, logique). On a là un exemple intéressant du phénomène connu sous le nom d'illusion écologique.

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 chiffrage*. 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 évaluée 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.

BORSENBURGER 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, bachelères 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., 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., BORSENBARGER 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.

BORSENBARGER 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.

(Novembre 2003)

