

CERC
Conseil de l'Emploi, des Revenus et de la Cohésion sociale

CGP
Commissariat Général du Plan

CNAF
Caisse Nationale des Allocations Familiales

DREES
Direction de la Recherche, de L'Évaluation et des Statistiques

COLLOQUE :
« LES ENFANTS PAUVRES EN FRANCE »
21 mars 2003

FABIEN DELL
NADINE LEGENDRE

Les enfants pauvres : une autre image de la pauvreté ?

INSEE – Division Revenus et Patrimoines – Direction des Statistiques Démographiques et Sociales

L'analyse proposée dans ce document n'engage que ses auteurs.
Elle ne reflète pas nécessairement la position de l'Insee.

Introduction

En 1998-1999, la France comptait environ 3.700.000 pauvres. Parmi ceux-ci, près d'un tiers avaient moins de 18 ans. Pourtant, les jeunes de moins de 18 ans ne représentent qu'un petit quart de la population totale. Les jeunes enfants et les adolescents sont donc plus souvent pauvres que le reste de la population. Ainsi, alors que le taux de pauvreté global en 1998-1999 était de 6.5%, il atteignait 8% chez les jeunes de moins de 18 ans. Y a-t-il donc en France un phénomène spécifique de pauvreté des enfants ?

Les études réalisées ces vingt dernières années aux Etats-Unis et en Europe portent à croire qu'il existe dans les pays développés une pauvreté *sui generis* des enfants. Engagée aux Etats-Unis dans les années quatre-vingt, la recherche économique sur les enfants pauvres s'est imposée au cours des années quatre-vingt-dix comme une nécessité tant politique que scientifique dans de nombreux pays européens.

En mars 1999, Tony Blair annonçait que l'objectif du gouvernement britannique était d'éradiquer la pauvreté des enfants en l'espace d'une génération: «*our historic aim will be for ours to be the first generation to end child poverty*» (Beveridge Lecture, Townbee Hall, 18/03/1999). D'autres pays européens ont commencé ces dernières années à s'intéresser spécifiquement à la pauvreté des enfants, notamment l'Allemagne et l'Irlande. L'étude de la pauvreté des enfants est en effet heuristique à différents égards, tant normatifs que positifs et il paraît aujourd'hui nécessaire d'approfondir la connaissance que nous avons de la pauvreté des enfants en France.

D'un point de vue normatif, la pauvreté des enfants apparaît comme un phénomène suffisamment inacceptable pour qu'un large consensus puisse être rassemblé autour du principe de politiques de lutte contre cette pauvreté particulière: il est en effet généralement admis que les enfants ne peuvent nullement être considérés comme responsables de leur pauvreté, et il est avéré que les enfants qui grandissent dans la pauvreté hypothèquent sensiblement leur avenir¹ Si l'étude de la pauvreté des enfants peut déboucher sur la mise en place de politiques spécifiques, elle présente également un intérêt certain dans une perspective positive: observer la pauvreté des ménages sous un angle qui permette de mettre en relief les liens qui unissent structures familiales et pauvreté: est pauvre tout enfant qui vit dans un ménage pauvre.

L'étude des enfants pauvres que nous réalisons ici est une étude sur la pauvreté monétaire relative des enfants. Elle implique l'acceptation d'un certain nombre de conventions de mesure qui peuvent influencer sur nos résultats. Nous tenterons tout au long de ce travail de faire remarquer à chaque fois que cela est nécessaire comment ces conventions peuvent modifier nos analyses, le cas échéant en s'appuyant sur des variantes. Notons dès maintenant que les deux réserves principales que l'on peut faire concernent d'une part l'utilisation d'une seule et unique échelle d'équivalence et d'autre part le fait que l'on ne puisse prendre en compte certaines composantes importantes du niveau de vie réel (aides locales, subventions en nature, production domestique, bourses d'études notamment).

Lorsque l'on compare en France à la fin des années quatre-vingt-dix les enfants pauvres à l'ensemble de la population vivant sous le seuil de pauvreté, on constate ainsi simultanément une similitude et une différence. D'une part, les enfants pauvres, comme tous les pauvres, vivent

1. Voir à ce sujet [DUNCAN, 1997].

pour moitié dans des ménages où les adultes sont soit inactifs soit au chômage. D'autre part un quart seulement des enfants pauvres grandit dans une famille monoparentale alors qu'un tiers des pauvres ne vivent pas en couple. On voit d'emblée les deux grands axes qui permettent de rendre compte de la pauvreté des enfants : la situation de leurs parents sur le marché du travail et le type de famille dans laquelle ils grandissent. Or c'est sur ces deux caractéristiques du ménage que s'appuient nombre de transferts sociaux. L'étude de la pauvreté des enfants permet ainsi de questionner les effets de certains mécanismes redistributifs en faveur des plus défavorisés.

La présente étude ne prétend pas analyser les aspects dynamiques de la pauvreté des enfants (entrées-sorties de pauvreté, évolution à long terme) pour lesquels la source Revenus fiscaux, utilisée ici, n'est pas nécessairement la plus pertinente. Nous nous contentons d'étudier précisément comment la pauvreté monétaire des enfants advient, par le jeu conjugué de faibles revenus primaires des parents, du poids des frères et sœurs sur le niveau de vie global du ménage et de l'effet variable des transferts censés les compenser.

Après avoir rappelé les conventions de mesure que nous adoptons et passé rapidement en revue l'état actuel des connaissances sur la pauvreté des enfants en France et dans le reste du monde, nous étudierons d'une part comment l'image que nous avons de la pauvreté des ménages se déforme lorsque ce sont les enfants qui sont au centre de l'analyse. Nous tenterons d'autre part de comprendre les mécanismes qui, au cours des transferts, modifient l'image que l'on a de la pauvreté et notamment qui conduisent à une augmentation du risque de pauvreté avec l'âge des enfants.

1 La pauvreté des enfants: état des connaissances et problèmes de mesure

La pauvreté est un phénomène multiple dont la mesure nécessite un recours fréquent aux conventions². Or nous verrons que certains phénomènes mis en évidence peuvent être sensible à ces conventions: il est donc nécessaire de commencer par détailler celles que nous employons dans la présente étude.

Si la pauvreté des enfants est un sujet relativement nouveau en France, il a déjà fait l'objet de nombreux travaux non seulement outre-Atlantique mais également en Europe. Une rapide revue des travaux existants dans le domaine permet de mettre en perspective les résultats de la présente étude et de suggérer des pistes de recherche futures sur la pauvreté des enfants en France.

1.1 Données utilisées et mesures de la pauvreté

La présente étude est réalisée à l'aide des deux derniers millésimes disponibles de l'enquête «Revenus Fiscaux». Cette enquête, qui consiste en un appariement des données de l'Enquête Emploi annuelle avec les déclarations fiscales rassemblées par la DGI, permet d'avoir des données précises sur la pauvreté monétaire grâce à la taille importante de l'échantillon (plus de 150.000 individus chaque année) et à la fiabilité des données fiscales. Etudier les «enfants pauvres» nécessite préalablement de choisir ce que l'on entend tant par «enfant» que par «pauvre».

1.1.1 Une pauvreté parmi d'autres: la pauvreté monétaire

La pauvreté que l'on considère dans la présente étude est la pauvreté monétaire relative définie au niveau du ménage: les revenus (et les niveaux de vie d'ailleurs) ne peuvent en effet être connus qu'à ce niveau.

Un ménage pauvre est un ménage dont le niveau de vie, c'est-à-dire le revenu disponible par unité de consommation (u.c.), est inférieur au seuil de pauvreté. Le seuil de pauvreté est fixé à la demi-médiane de la distribution des niveaux de vie (voir [HOURRIEZ&LEGRIS, 1997]). Les unités de consommation sont déterminées selon l'échelle dite «OCDE-modifiée», qui attribue 1 unité pour le premier adulte du ménage, 0,5 pour tous les autres adultes ou adolescents de 14 ans ou plus et 0,3 pour les enfants de moins de 14 ans. Le choix des unités de consommation et de la demi-médiane des niveaux de vie est celui retenu habituellement par l'INSEE (voir [HOURRIEZ&OLIER, 1997]). D'autres conventions sont parfois adoptées: le taux de pauvreté monétaire adopté par EUROSTAT est par exemple fixé à 60% de la médiane. Il convient de garder à l'esprit que la robustesse des mesures de pauvreté au seuil adopté n'est pas garantie *a priori*, que ce soit en niveaux ou même en évolutions. De même, l'échelle d'équivalence utilisée peut influencer de façon sensible sur les résultats obtenus.

La mesure de la pauvreté dépend également de la notion de revenu utilisé. Dans l'enquête Revenus Fiscaux, le revenu disponible comprend les revenus déclarés sur le formulaire 2042 (revenus d'activité, pensions et retraites, et revenus du patrimoine soumis à l'impôt sur le revenu,

2. Voir à ce sujet [FLEURBAEY *et. al.*, 1997].

hors prélèvement libératoire) et les prestations sociales (déterminées sur barème ou par imputations économétriques) diminués des impôts directs. Les revenus du patrimoine non imposables ou soumis à un prélèvement libératoire ne sont pas appréhendés par la source fiscale, bien qu'ils constituent une composante effective du revenu.

Il est par ailleurs possible d'élargir cette notion de revenu en affectant des loyers fictifs aux propriétaires de leur logement, pour tenir compte de l'avantage que constitue l'absence de charge de logement. L'INSEE estime de tels loyers ponctuellement mais pas encore systématiquement. Certains organismes internationaux recommandent aussi d'intégrer les transferts publics en nature (tels que les dépenses de santé et de scolarité notamment).

1.1.2 Quels enfants?

La pauvreté monétaire ne pouvant être constatée qu'au niveau du ménage, un enfant pauvre est un enfant qui vit au sein d'un ménage pauvre. Pour définir les enfants, nous avons croisé deux critères: un critère d'âge et un critère de lien de parenté avec la personne de référence du ménage.

Sont considérés comme enfants, outre les personnes qui ont une relation de filiation directe avec la personne de référence du ménage ou son conjoint, tous les petits enfants et neveux de ces personnes ainsi que les enfants en nourrice sans lien de parenté avec le reste du ménage. Les personnes de référence, leur conjoint ou ami ainsi que leurs ascendants et domestiques sont exclus.

Par ailleurs, l'étude a été restreinte aux personnes de strictement moins de 18 ans qui possèdent les liens de parenté arrêtés ci-dessus. Notons que l'enquête Revenus Fiscaux ignore les personnes hors ménages ordinaires. Ainsi, les enfants qui vivent dans des foyers (avec ou sans leur parents) sont hors du champ de notre travail. De même, les enfants qui ont quitté leur ménage d'origine pour s'installer dans un logement ordinaire indépendant sont exclus car nos données ne nous permettent pas de les reclasser dans leur famille d'origine. La taille de la famille est définie par rapport aux personnes de strictement moins de 25 ans présentes dans le ménage qui rentrent dans les critères de parenté fixés précédemment³.

Les conventions d'âge adoptées ici sont relativement arbitraires: l'âge de 18 ans constitue l'âge légal de passage au statut d'adulte mais n'a pas forcément grande signification économique ou sociologique. Il constitue cependant un compromis entre deux approches polaires: limiter l'étude des enfants aux jeunes enfants en excluant du champ les adolescents ou bien étendre le champ de l'étude aux jeunes adultes restant à la charge de leurs parents.

La première approche ne résout pas le problème de la limite arbitraire, tout en interdisant l'étude de la pauvreté chez les adolescents. La seconde approche a l'avantage d'éviter de tracer une limite entre les adolescents à charge de leurs parents et les adultes économiquement indépendants. La transition entre ces deux états se fait en effet progressivement et suivant des chronologies très différentes selon les milieux sociaux (voir [HERPIN&VERGER, 1997]). Distinguer les deux groupes est une entreprise difficile; les distinguer suivant un simple critère d'âge est téméraire. Malheureusement, à partir de 18 ans, la décohabitation fréquente des jeunes adultes (même s'ils restent à la charge de leurs parents) rend les notions de niveau de vie et de pauvreté

3. Le nombre véritable de frères et sœurs des enfants étudiés ici n'est donc pas connu.

du ménage problématiques. Notre étude concernant en premier lieu les enfants et les adolescents, nous nous sommes résignés à une limite d'âge économiquement arbitraire de 18 ans.

Par ailleurs, comme dans toutes les études sur la pauvreté produites par l'INSEE avec l'enquête Revenus Fiscaux, les ménages dont la personne de référence est étudiante (et ceux dont le revenu déclaré au fisc est négatif) sont exclus du champ de l'étude. Ceci est dû au fait qu'en l'absence des rattachements évoqués ci-dessus, ces ménages apparaissent mécaniquement comme pauvres. Les enfants de tels ménages sont par conséquent également exclus du champ.

Le calcul du nombre d'enfants du ménage en prenant en compte les jeunes vivant dans le ménage jusqu'à 25 ans constitue une tentative de saisir l'effet des aînés restés à charge sur le niveau de vie du ménage. Cette tentative reste cependant conceptuellement imparfaite. La prise en compte de familles dynastiques (où les jeunes adultes non autonomes financièrement mais décohabitants sont systématiquement rattachés au ménage de leur parents et comptés dans les u.c.) constituerait une extension sans doute fructueuse du champ de cette étude (voir [CANTÓ&MERCADER-PRATS, 2001] pour une application de cette idée dans le cas espagnol.).

Précisons enfin que les résultats présentés ont été obtenus en rassemblant les données des enquêtes revenus fiscaux portant sur les revenus des années 1998 et 1999. Ils ne peuvent donc pas être rattachés à l'une ou l'autre de ces deux années. C'est une moyenne de la période bi-annuelle 1998-1999.

1.2 La pauvreté des enfants: rapide état des lieux

1.2.1 L'étude de la pauvreté en France: des enfants oubliés ?

Les études sur la pauvreté sont devenues régulières en France depuis le milieu des années quatre-vingt-dix (voir [FLEURBAEY *et. al.*, 1997]). La pauvreté des enfants reste cependant un sujet relativement peu étudié à quelques exceptions près.

[HERPIN&OLIER, 1996] retracent l'évolution de la pauvreté des enfants en France entre 1985 et 1995. Au cours de cette décennie, le phénomène se serait transformé: touchant au départ plutôt les familles nombreuses, il est devenu le fait des familles monoparentales, dans un contexte général de déclin des familles nombreuses depuis le début des années quatre-vingt. Dans les années quatre-vingt-dix, la pauvreté des enfants semble d'abord liée aux bas revenus primaires des ménages et en second lieu seulement à la taille de ceux-ci.

[LAPINTE, 2002] réalise à l'aide de la vague 3 (1995) de l'ECHP (version communautaire du «Panel Européen») une étude comparative européenne sur la pauvreté monétaire des enfants. Le diagnostic concernant la France est, dans ses grandes lignes, identique à celui dressé par [HERPIN&OLIER, 1996]. L'étude met par ailleurs en évidence, au delà des disparités nationales, la dimension européenne du phénomène. L'état de la recherche concernant les autres pays européens est en effet beaucoup plus avancé.

1.2.2 La pauvreté des enfants dans les autres pays développés

Les premières études sur la pauvreté des enfants ont été réalisées aux Etats-Unis dans les années quatre-vingt à la suite de l'article séminal [BANE&ELLWOOD, 1986]. Dès cette époque,

l'accent était mis dans les différents travaux sur les aspects dynamiques de la pauvreté des enfants. En effet, grâce au PSID⁴, la pauvreté des enfants pouvait être étudiée de manière longitudinale. Une étude récente sur la pauvreté des enfants aux Etats-Unis, par Gottschalk et Danziger s'inscrit dans cette tradition⁵. Trois résultats principaux sont présentés: l'augmentation sensible et procyclique de la pauvreté des enfants dans les années 1980 et 1990⁶, la relative constance des taux d'entrée-sortie de la pauvreté dans le même temps, et l'énorme écart de mobilité entre noirs et blancs face à la pauvreté. La problématique générale dans laquelle s'inscrit l'étude de la pauvreté des enfants aux Etats-Unis (discrimination, question de la mobilité dans un contexte d'augmentation rapide des inégalités) est cependant relativement éloignée de celle qui prévaut en Europe.

Des études sur la pauvreté des enfants ont plus récemment été menées pour différents pays européens (voir pour un panorama d'ensemble [BRADBURY *et. al.*, 2001]; pour une étude comparative ponctuelle [JENKINS *et. al.*, 2001]). Au Royaume-Uni, de nombreuses études et consultations ont été menées sur la pauvreté des enfants, notamment par le DWP (Department for Work and Pensions), équivalent britannique du ministère du travail, dans le cadre de la campagne lancée par T. Blair et G. Brown après 1999 (voir par exemple [ERMISCH *et. al.*, 2001]). Le taux de pauvreté des enfants y est en effet très sensiblement supérieur à celui du reste de la population. En Irlande, la lutte contre la pauvreté des enfants a été intégrée dans la NAPS (National Anti-Poverty Strategy) initiée en 1997. Les travaux sur la pauvreté en Irlande sont cependant moins tournés vers la pauvreté monétaire que vers la pauvreté en conditions de vie et en termes de déprivation (voir par exemple [NOLAN *et.al.*, 2001]).

Ce sont surtout les études concernant la pauvreté en Allemagne qui peuvent constituer un point de comparaison pertinent de travaux sur la France. [JENKINS *et. al.*, 2001] mène une étude très détaillée sur la dynamique à l'œuvre outre-Rhin ces dernières années, grâce au SOEP (Sozio-Ökonomisches Panel, qui couvre la période 1984-1997). En Allemagne, l'écart entre le risque de pauvreté des enfants et celui des adultes est bien moindre que celui observé au Royaume-Uni⁷ et plus semblable aux écarts que l'on observe en France. Une des conclusions de Jenkins est que l'écart peut être expliqué par la conjonction de deux phénomènes. D'une part les enfants britanniques sont plus souvent élevés dans des familles exposées au chômage que les enfants allemands, et d'autre part la probabilité d'être pauvre pour un enfant sachant qu'il grandit dans un ménage de chômeurs est plus importante en Grande-Bretagne qu'en Allemagne. Ce sont donc les écarts dans les systèmes de transferts qui jouent un rôle prépondérant, au delà de la situation des ménages sur le marché de l'emploi.

Dans la mesure où les données dont nous disposons ne nous permettent pas de travailler sur la

4. Panel Study of Income Dynamics, panel de 5.000 ménages suivis depuis 1967.

5. Voir [GOTTSCHALK&DANZIGER, 2001].

6. Ce phénomène doit être mis en regard de ce que l'on sait par ailleurs sur l'évolution des inégalités de revenu aux Etats-Unis depuis 1980 ([PIKETTY&SAEZ, 2001]).

7. Les taux avec seuils à 60% de la médiane sont les suivants en 1998:

Allemagne		Royaume-Uni	
Ensemble	Enfants	Ensemble	Enfants
14.5%	19.4%	20.2%	31.6%

dynamique de la pauvreté des enfants⁸, c'est cette problématique de pauvreté des enfants comme reflet de l'efficience du système de transferts sociaux qui nous guide dans cette étude.

8. La version française du Panel Européen le permettrait en principe, mais de grandes précautions doivent être prises, voir [ZOYEM, 2002] et [LOLLIVIER&VERGER, 2002].

2 Qui sont les enfants pauvres ?

2.1 Une pauvreté très contrastée

Notons avant tout que s'intéresser à la pauvreté des enfants revient à sélectionner un sous-ensemble des ménages pauvres (ceux qui ont des enfants) et à repondérer ces ménages par leur fécondité (ou plus exactement par le nombre d'enfants qu'ils continuent à héberger, voire à entretenir. L'adoption de ce mode de comptage déforme mécaniquement notre mesure de la pauvreté et constitue pour nous un parti pris méthodologique et non un objet d'étude. Au cours de ce travail, nous prenons comme donnée la distribution de la pauvreté suivant ce mode de comptage et nous ne tentons pas systématiquement de revenir aux distributions en termes de ménages pour en rendre compte.

Les enfants pauvres sont de l'ordre d'un million si l'on adopte le seuil habituel de 50% de la médiane (seuil qui correspond à un revenu mensuel par u.c. de 552€ en 1998-1999). Si l'on adopte le seuil utilisé par EUROSTAT (60% de la médiane: 662€ mensuels par u.c.), l'effectif est multiplié par deux. Il convient donc de garder à l'esprit que le décompte des enfants pauvres au sens de la pauvreté monétaire relative est très dépendant du seuil adopté.

Au delà d'un simple décompte, une approche descriptive de la pauvreté des enfants peut consister à comparer d'une part les enfants pauvres aux pauvres en général, et d'autre part les enfants pauvres aux enfants non pauvres.

Si l'on adopte une typologie simple des ménages, qui croise la situation familiale des adultes du ménage (opposition couple *vs.* personne isolée) et leur situation sur le marché du travail (emploi *vs.* chômeur ou inactif), on s'aperçoit que la pauvreté varie énormément entre types de ménages. Comme l'on pourrait s'y attendre, ce sont les ménages sans emploi qui présentent les plus forts taux de pauvreté: 11% pour les couples où personne ne travaille et près de 14% pour les personnes seules sans emploi (voir tableau 1). Les couples où chacun possède un emploi ne présentent, eux, qu'un taux de pauvreté de 2%, trois fois inférieur à la moyenne.

Du point de vue des enfants qui vivent dans ces ménages, l'image que l'on a de la pauvreté est globalement similaire quoique différente à deux égards.

D'une part la dispersion des taux de pauvreté est plus grande: si les enfants pauvres ne représentent que 2% des enfants vivant dans des ménages où les deux parents sont présents et travaillent, ils représentent par contre un tiers des enfants vivant avec une personne seule sans emploi, et près de la moitié de ceux dont les deux parents sont présents mais sans emploi.

D'autre part, la situation familiale qui semble présenter le plus grand risque de pauvreté pour un enfant est celle où il vit avec deux parents sans emploi,⁹ alors que dans l'ensemble de la population, les personnes isolées sans emploi sont les plus touchées par la pauvreté¹⁰.

9. Notons que ces constatations générales ne sont pas nécessairement valables *toutes choses égales par ailleurs* et qu'il est parfaitement possible à ce stade de l'analyse que les couples sans emplois présentent de façon plus fréquente que les autres des caractéristiques qui sont propices à la pauvreté.

10. Il nous faut ici remarquer que l'ensemble de la population comprend également les personnes âgées, souvent isolées et structurellement sans emploi qui ne sont que très rarement des ménages où grandissent les enfants. Si l'on adopte comme population adulte de référence la population des moins de 65 ans (voir tableau 1), on remarque que la plus grande dispersion est moins marquée, surtout pour les personnes isolées en emploi. Le taux de pauvreté de ces personnes est de 14,3% sur l'ensemble de la population; de 25,9% sur la population des moins de 65 ans, et de

PERSONNES PAUVRES SELON LE TYPE DE MÉNAGE						
Seuil à 50% de la médiane: € 552 / mois.(u.c.)						
	Effectifs (en milliers)			Taux de pauvreté		
	Ensemble	Ens.<65 ans	Enfants	Ensemble	Ens.<65 ans	Enfants
Personne isolée en emploi	323	317	63	5,5%	5,5%	5,9%
Personne isolée sans emploi	944	704	187	14,3%	25,9%	29,0%
Couple sans emploi	1.075	932	360	11,2%	26,1%	45,8%
Couple avec un seul emploi	941	923	348	6,7%	6,8%	7,5%
Couple avec deux emplois	449	447	133	2,1%	2,1%	2,0%
Total	3.732	3.323	1.091	6,5%	7,1%	8,0%
Seuil à 60% de la médiane: € 662 / mois.(u.c.)						
	Effectifs (en milliers)			Taux de pauvreté		
	Ensemble	Ens.<65 ans	Enfants	Ensemble	Ens.<65 ans	Enfants
Personne isolée en emploi	620	611	150	10,6%	10,5%	13,9%
Personne isolée sans emploi	1.697	1.179	353	25,7%	43,4%	54,9%
Couple sans emploi	1.844	1.346	511	19,3%	37,7%	64,9%
Couple avec un seul emploi	2.133	2.100	841	15,2%	15,5%	18,1%
Couple avec deux emplois	875	871	283	4,1%	4,1%	4,4%
Total	7.169	6.107	2.138	12,6%	13,1%	15,7%

Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

Lecture: en 1998-1999 en France, parmi individus vivant sous le seuil de pauvreté à 50% de la médiane, on trouvait 944 millions de personnes isolées sans emploi. Le taux de pauvreté de cette catégorie des personnes isolées sans emploi était ainsi de 14,3%. Si l'on ne considère plus que les personnes isolées sans emploi âgées de moins de 65 ans, le taux s'élève cependant à 26,1%. 45,8% des enfants vivant dans ce type de ménage étaient pauvres.

TAB. 1 – *Les enfants pauvres face à l'ensemble de la population pauvre en France en 1998-1999. Pauvreté en revenu disponible i.e. après impôts et prestations sociales*

PERSONNES PAVRES SELON LE TYPE DE MÉNAGE						
Seuil à 50% de la médiane: € 552 / mois.(u.c.)						
	Effectifs (en milliers)			Taux de pauvreté		
	Ensemble	Ensemble < 65 ans	Enfants	Ensemble	Ensemble < 65 ans	Enfants
Personne isolée en emploi	732	722	256	12,5%	12,4%	23,9%
Personne isolée sans emploi	2.141	1.596	557	32,4%	58,7%	86,7 %
Couple sans emploi	1.973	1.583	646	20,6%	44,4%	82,1%
Couple avec un seul emploi	3.231	3.202	1.566	23,1%	23,7%	33,8%
Couple avec deux emplois	945	941	393	4,5%	4,5%	6,1%
Total	9.022	8.044	3.418	15,8%	17,2%	25,1%
Seuil à 60% de la médiane: : € 662 / mois.(u.c.)						
	Effectifs (en milliers)			Taux de pauvreté		
	Ensemble	Ensemble < 65 ans	Enfants	Ensemble	Ensemble < 65 ans	Enfants
Personne isolée en emploi	1.030	1.017	347	17,6%	17,5%	32,4%
Personne isolée sans emploi	2.614	1.783	582	39,6%	65,6%	90,5%
Couple sans emploi	2.546	1.822	696	26,6%	51,1%	88,5%
Couple avec un seul emploi	4.612	4.565	2.154	33,0%	33,7%	46,4%
Couple avec deux emplois	1.590	1.585	664	7,5%	7,5%	10,2%
Total	12.392	70.772	4.443	21,7%	23,1%	32,6%

Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

Lecture: voir tableau 1.

Note: les taux de pauvreté calculés ici le sont avec un seuil identique à celui du tableau 1. **Il ne s'agit pas de la demi-médiane de la distribution des revenus déclarés par u.c. mais de celle de la distribution des niveaux de vie.**

TAB. 2 – *Les enfants pauvres face à l'ensemble de la population pauvre en France en 1998-1999. Pauvreté en revenu déclaré i.e. avant impôts et prestations sociales*

Type de ménage	Intensité avant transferts	Intensité après transferts ^a	Taux de franchissement du seuil de pauvreté
Ensemble de la population	43,78%	17,18%	68,3%
Couple avec deux emplois	29,04%	21,18%	67,1%
Couple avec un seul emploi	31,01%	15,82%	79,7%
Couple sans emploi	60,11%	16,71 %	44,4%
Personne isolée en emploi	38,75%	16,64%	75,5%
Personne isolée sans emploi	73,43%	17,99 %	66,6%

^a Des individus qui sont restés pauvres.

Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

Lecture: en 1998-1999 en France, les individus se situant sous le seuil de pauvreté avant transferts étaient en moyenne à une distance 43,78% du seuil. Après transfert, 68,3% de ces individus avaient franchi le seuil, les 37,8% restant ne se situaient plus, en moyenne, qu'à 17,18% du seuil.

TAB. 3 – *L'intensité de la pauvreté des enfants pauvres; taux de franchissement du seuil*

TAUX DE PAUVRETÉ DES ENFANTS SELON LE TYPE DE MÉNAGE				
	u.c. OCDE-modifiée ^a		u.c. corrigées pr fam. monop. ^b	
	après transferts	avant transferts	après transferts	avant transferts
Personne isolée en emploi	5,9%	23,9%	9,8%	28,5%
Personne isolée sans emploi	29,0%	86,7%	42,5%	88,6%
Couple sans emploi	45,8%	82,1%	44,8%	81,4%
Couple avec un seul emploi	7,5%	33,8%	7,1%	33,2%
Couple avec deux emplois	2,0%	6,1%	2,0%	5,9%
Total	8,0%	25,1%	8,7%	25,2%

Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

Lecture: en 1998-1999 en France,

^a Echelle d'équivalence habituelle: 1 pour le premier adulte, 0,5 pour les suivants et 0,3 pour les enfants. La limite entre adulte et enfant étant fixée à 14 ans.

^b Echelle d'équivalence modifiée pour prendre en compte les moindres économies d'échelles réalisables, à taille de ménage égale, par les familles monoparentales: on ajoute forfaitairement 0,2 u.c. aux famille monoparentales. Cette modification conduit à réévaluer le seuil de pauvreté (50% de la médiane des revenus disponibles par u.c.) à € 548 mensuel.

TAB. 4 – *Effet d'une modification de l'échelle d'équivalence sur le taux de pauvreté des familles monoparentales*

On voit donc que la pauvreté des enfants semble être à la fois un phénomène plus important et plus déterminé par l'environnement familial que la pauvreté de l'ensemble de la population. Si l'on s'intéresse aux effectifs absolus, on remarque que près de la moitié des enfants pauvres vivent dans des ménages où l'un des deux parents au moins travaille. Même si les enfants de ces couples ont un risque inférieur à la moyenne d'être pauvre, ils n'en sont pas moins très nombreux car ces couples sont eux-mêmes très nombreux.

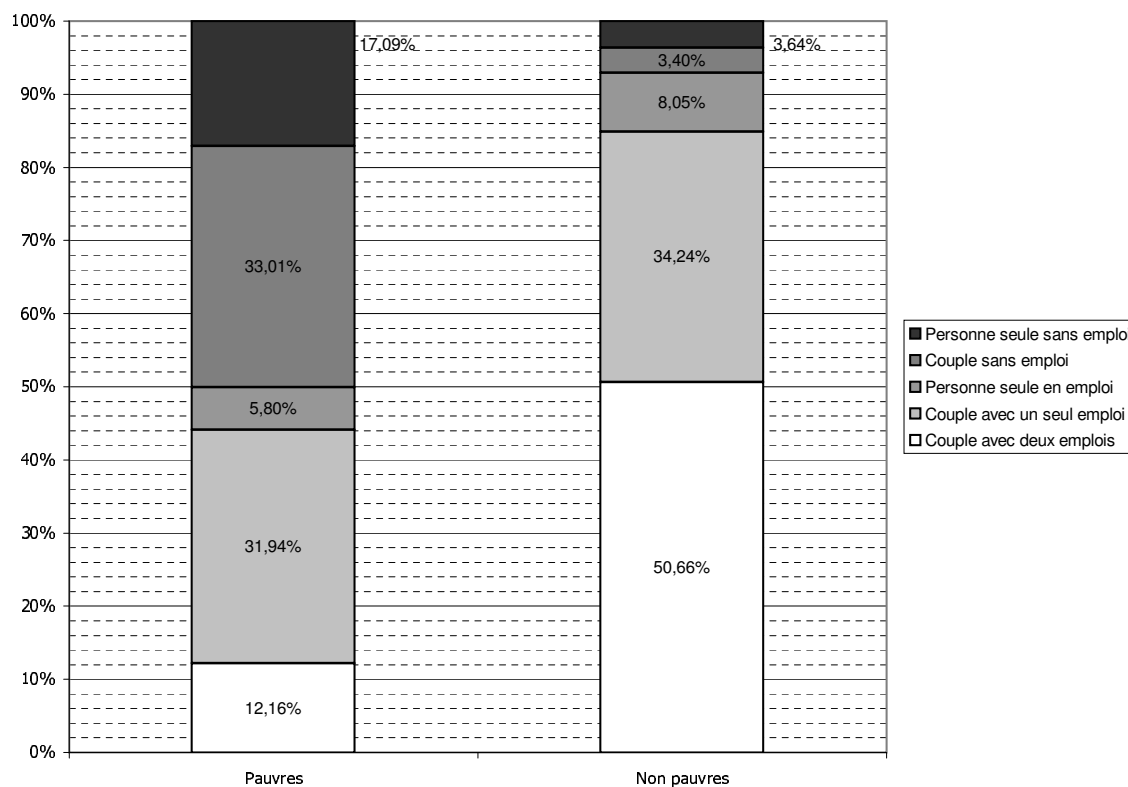
Les enfants pauvres peuvent également être comparés aux autres enfants pour apprécier les spécificités du phénomène une fois passé d'une population de ménages à une population d'enfants, c'est à dire en contrôlant pour les effets d'un éventuel différentiel de «natalité» entre types de ménages.

Une première approche descriptive des enfants pauvres permet dès l'abord de se rendre compte qu'ils ne sont pas distribués de façon uniforme au sein de la population des enfants (voir figure 1).

Ainsi, 50% des enfants pauvres grandissent dans des ménages où personne ne travaille alors que c'est le cas d'à peine 10% des autres enfants. Réciproquement, 50% des enfants non pauvres vivent dans des ménages où les deux parents sont présents et travaillent, alors que ce n'est le cas que pour un peu plus de 10% des enfants pauvres.

Que l'on prenne comme point de comparaison l'ensemble de la population pauvre ou l'ensemble des enfants, on voit que les enfants pauvres se répartissent de façon originale entre types de ménages. Si la situation du ménage sur le marché du travail semble être corrélée de façon importante avec le risque de pauvreté des enfants, la structure familiale l'est aussi: au niveau

29,0% parmi les enfants de qui vivent avec elles.

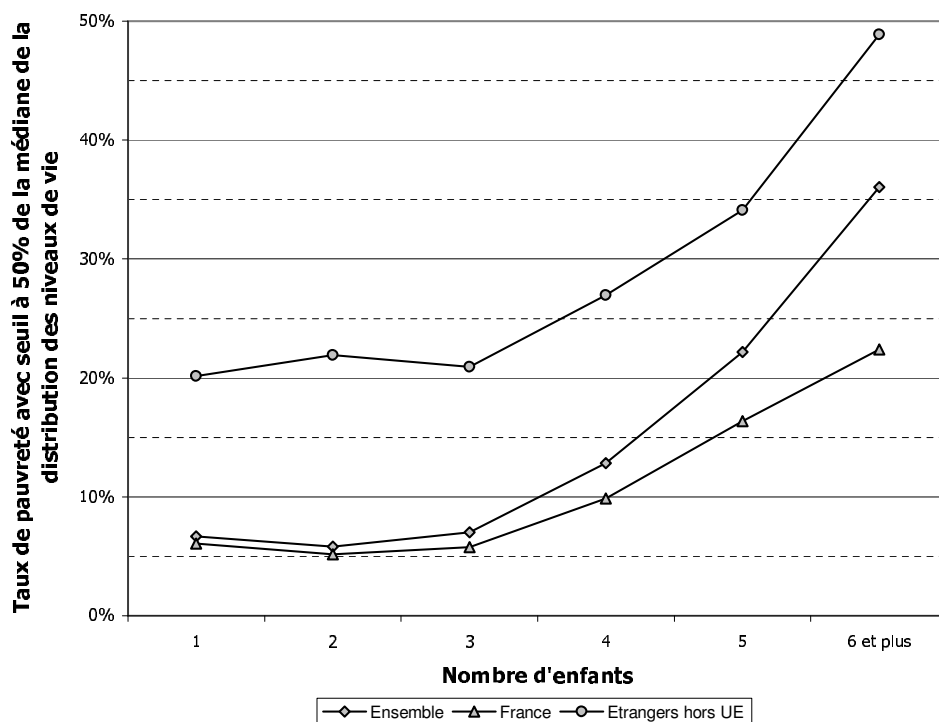


Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

Lecture: en 1998-1999 en France, 50,66% des enfants non pauvres vivaient dans des ménages constitués par un couple où chacun a un emploi.

FIG. 1 – *Les enfants pauvres et les autres enfants*

des adultes du ménage (opposition couple/personne isolée, prise en compte dans notre typologie sommaire) mais également au niveau des enfants. La pauvreté d'un enfant est en effet liée au nombre de frères et sœurs qui sont, comme lui, à la charge des parents (voir figure 2, où les «enfants» ayant jusqu'à 24 ans sont pris en compte, lorsqu'ils vivent toujours avec leurs parents). On voit ainsi que si le risque de pauvreté pour les enfants ayant jusqu'à deux frères et sœurs reste inférieur à 10%, un enfant ayant trois frères et sœurs a un risque de plus de 12% d'être pauvre voire près de 35% s'il a six frères et sœurs ou plus. Ce résultat est cependant typiquement issu d'un effet de structure: les hauts taux de pauvreté pour les familles de 6 enfants et plus sont en partie dûs à la part importante des familles dont la personne de référence n'est pas ressortissante de l'UE (environ 50% de ces familles) et qui présentent un taux de pauvreté élevé (environ 50% contre 22% seulement pour les familles identiques mais dont la personne de référence est de nationalité française).

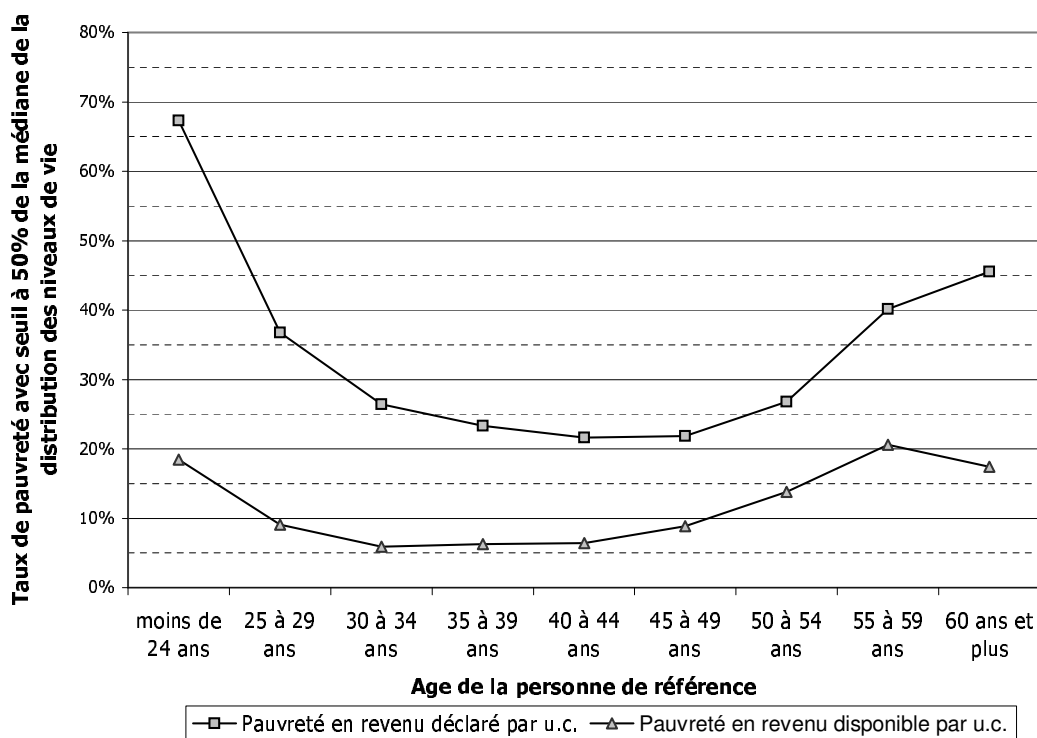


Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

FIG. 2 – *Pauvreté des enfants en fonction du nombre d'enfants dans le ménage*

On remarque aussi que la pauvreté des enfants suit un profil en U avec l'âge de la personne de

référence (voir figure 3): le taux de pauvreté est minimal pour les enfants qui ont des parents âgés de 30 à 45 ans; ceux qui ont des parents plus jeunes ou plus âgés connaissent une pauvreté plus importante. L'âge des parents étant très corrélé à l'âge des enfants, l'interprétation approfondie de la relation est malaisée. Notons toutefois que l'effet «carrière» auquel l'on pourrait s'attendre (niveau de vie croissant des ménages au fur et à mesure que les parents progressent dans leur vie professionnelle) n'est pas visible tel quel, que cela soit après ou avant transferts. Il ne faut cependant pas exclure que les individus dont le niveau de vie est proche du seuil de pauvreté ne soient pas ceux sur lesquels un tel «effet carrière» peut être facilement mis en évidence. De plus, il ne va pas de soi qu'à cet endroit de la distribution des revenus les progressions des salaires des individus soient suffisantes pour compenser la charge des enfants supplémentaires.



Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

Lecture:

FIG. 3 – Variation du risque de pauvreté en fonction de l'âge de la personne de référence

Le taux de pauvreté des enfants est d'autant plus élevé que le niveau d'étude des parents est faible (voir figure 4(b): un fossé sépare les enfants dont les parents n'ont pas fait d'études (16%

de pauvres) de ceux dont les parents ont au moins le BEPC (2 à 6% de pauvres)). Enfin, 90% des enfants pauvres ont des parents n'ayant pas le baccalauréat (voir figure 4(a)).

Les enfants pauvres sont répartis de façon relativement uniforme dans les différentes strates d'unité urbaine (voir figure 5). Le monde rural et Paris présente un taux de pauvreté des enfants plus bas que la moyenne (respectivement 7% et 5%) alors que les villes de plus de 200.000 habitants hors Paris rassemblent près d'un tiers des enfants pauvres et présentent un taux de pauvreté maximal : 11%.

Si l'on s'intéresse à la nationalité de la personne de référence du ménage, on s'aperçoit que les enfants qui grandissent avec des parents qui ne sont pas ressortissants de l'UE (avant l'élargissement à 15) sont exposés à un risque de pauvreté important: près d'un tiers des enfants issus de ces familles sont pauvres (voir figure 6).

On observe enfin que le taux de pauvreté des enfants croît avec leur âge. Ce phénomène apparaît nettement sur la figure 8: si environ 5% des enfants sont pauvres à la naissance, ils sont 10% entre 15 et 17 ans. Ce phénomène disparaît cependant si l'on observe la pauvreté en revenu déclaré. Cela laisse penser que le système de prestations qui s'intercale entre le revenu déclaré et le revenu disponible n'est pas étranger au phénomène: nous reviendrons en détail sur ce phénomène dans la section 3.

Il est fort probable que le fait d'être fils unique ou d'avoir six frères et sœurs est très corrélié avec l'ensemble des autres variables qui déterminent la pauvreté. Les résultats présentés ci-dessus ne contrôlent pas ces effets de structure liés à la variation simultanée de variables qui expliquent la pauvreté. Une compréhension plus précise des déterminants de la pauvreté des enfants nécessite ainsi une étude *toutes choses égales par ailleurs* de la probabilité d'être pauvre lorsque l'on est un enfant de moins de 18 ans.

2.2 Les caractéristiques des enfants pauvres

Nous avons séparé les grands critères qui permettent de décrire la pauvreté des enfants identifiés dans la section précédente par une régression logistique, réalisée à des fins descriptives.

2.2.1 Régression logistique et endogénéité du nombre d'enfants

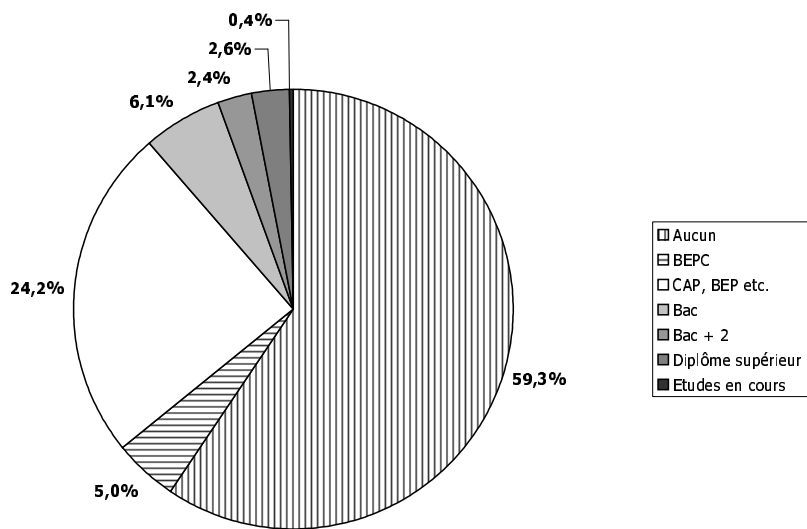
On écrit classiquement:

$$\mathbb{P}[Y = 1] = \Lambda[X \cdot \beta]$$

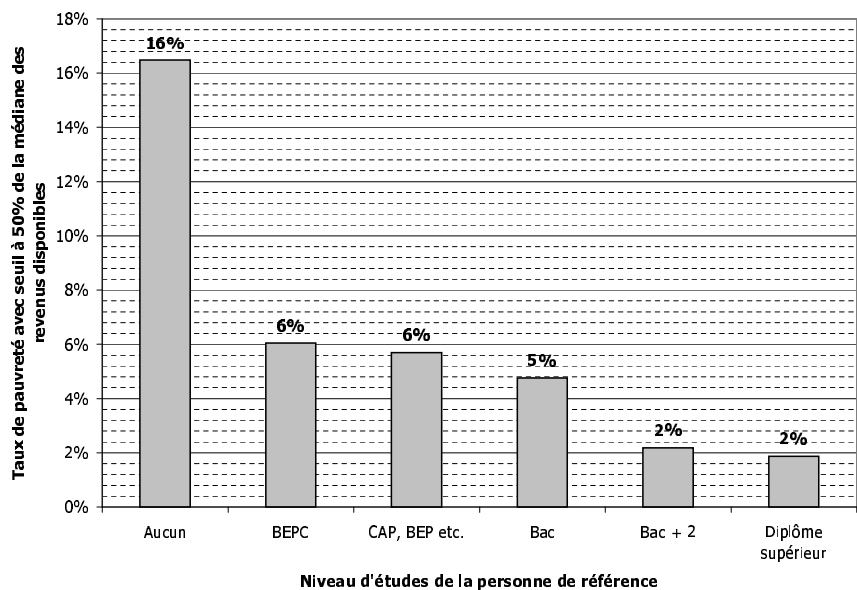
où Y est la variable indicatrice qui vaut 1 lorsque l'individu considéré est pauvre, 0 sinon. Λ est la fonction de répartition de la loi logistique¹¹ β est le vecteur de paramètres à estimer. Les résultats pour le risque de pauvreté avec un seuil à 50% de la médiane sont présentés dans le tableau 5.

Il convient de remarquer que nous ne prétendons pas ici modéliser au sens strict la pauvreté. Si tel était notre objectif, deux problèmes seraient à traiter. Des problèmes d'endogénéité

11. On a $\Lambda(x) = \frac{1}{1+e^{-x}}$ et $\Lambda^{-1}(x) = \log\left[\frac{x}{1-x}\right]$, la fonction «logit».



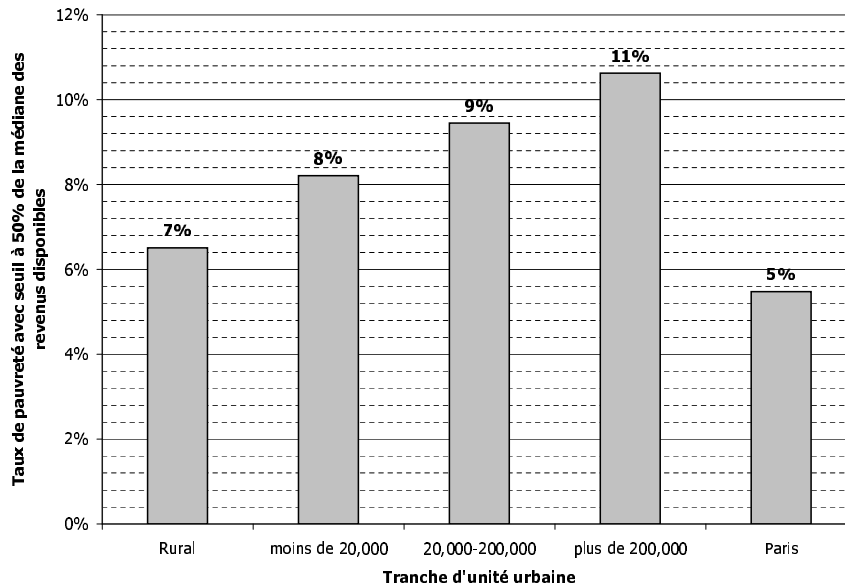
(a) Diplôme de la personne de référence parmi les enfants pauvres



(b) Taux de pauvreté des enfants en fonction du diplôme de la personne de référence

Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

FIG. 4 – *Diplôme de la personne de référence et pauvreté des enfants*



Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

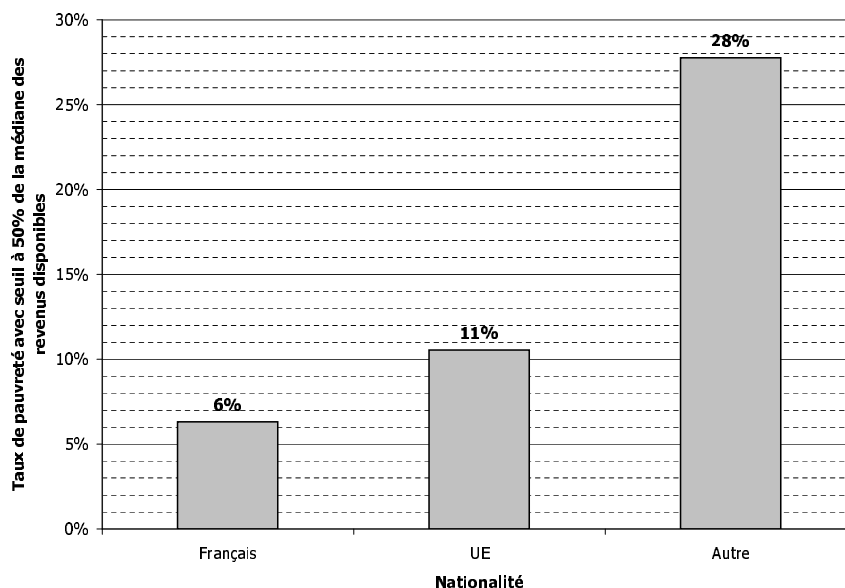
FIG. 5 – *Tranche d'unité urbaine*

d'une part, seraient susceptibles de biaiser nos estimations. La variable «nombre d'enfants dans le ménage» pourrait être endogène au modèle: si le nombre d'enfants dans un ménage est un déterminant de la pauvreté de celui-ci, on ne peut *a priori* exclure que la situation financière d'un ménage (et donc sa proximité au seuil de pauvreté) soit un paramètre de la décision de faire un enfant supplémentaire. Il est par ailleurs possible que certaines variables omises dans le modèle car inobservables se manifestent simultanément sur la probabilité d'être pauvre et sur le nombre d'enfants du ménage. Dans ces conditions notre régression logistique mésestimerait l'effet pur «causal» du nombre d'enfants sur la probabilité d'être pauvre, en captant de façon erronée l'effet de ces autres variables qui sont simultanément à l'origine de variations de la probabilité d'être pauvre et du nombre d'enfants dans le ménage. Face à ce type d'objection, ni les arguments théoriques (économiques ou sociologiques)¹², ni les tests économétriques¹³ ne nous permettent de conclure.

D'autre part, la pertinence de la typologie de ménages adoptée pourrait être remise en cause: s'il est intéressant de regarder comment les enfants pauvres sont distribués en fonction de la

12. En effet s'il doit y avoir endogénéité du nombre d'enfants à la probabilité d'être pauvre (ou même au niveau de vie en général), les mécanismes en jeu ne sont pas nécessairement très clairs: il s'agit là d'un domaine de l'économie qui reste en développement.

13. Les données dont nous disposons ne nous permettent pas de conclure à l'aide de tests statistiques. En effet, les tests d'exogénéité (tests d'Hausman en prenant comme variable dépendante le niveau de vie par exemple) nécessite de disposer d'instruments valides *a priori* auxquels comparer les estimations supposément biaisées. Or nous n'avons pas trouvé de tels instruments dans l'enquête Revenus Fiscaux pour le problème qui nous intéresse ici.



Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

FIG. 6 – *Tranche d'unité urbaine*

situation de leurs parents sur le marché du travail, tenter d'«expliquer» la pauvreté des enfants par cette situation reste peu pertinent dans la mesure où le fait d'être pauvre ou non n'est finalement qu'une mesure appauvrie du revenu lui-même intimement lié au fait d'être en emploi ou non. Un modèle causal de la pauvreté ainsi spécifié serait donc partiellement tautologique¹⁴.

Dans la mesure où notre modèle *logit* vise principalement à mettre en évidence dans une perspective descriptive des différences (entre types de ménages) et des évolutions (avec l'âge de l'enfant) nous avons décidé de passer outre ces objections¹⁵. Les résultats sont présentés au

14. En remplaçant la typologie de ménages par une simple indicatrice du fait de vivre dans une famille monoparentale dans la régression logistique, on évacue l'objection. Les estimations des coefficients restent cohérentes avec celles obtenues pour les *logit* présentés ici.

15. Nous avons cependant contrôlé, dans toutes les régressions réalisées dans ce travail, pour les effets croisés du nombre d'enfants et du type de ménage, afin d'assurer la robustesse des simulations de taux de pauvreté par nombre d'enfants ventilées par type de ménage.

L'estimation du modèle en revenu déclaré est insensible à l'introduction des contrôles croisés (tous sauf deux sont non significatifs à 5% (statistique de Wald)).

L'estimation du modèle en revenu disponible avec les contrôles conduit à des résultats semblables à ceux obtenus sans contrôles (les signes des coefficients et leur ordre sont conservés; seuls les niveaux varient légèrement: les *odds ratios* des indicatrices de contrôle croisé sont toujours compris entre 1/2 et 3/2). Les contrôles sont cependant significatifs (sauf un). Notons qu'il n'y a là rien de surprenant, la combinaison des variables [nombre d'enfants] et [caractéristiques du ménage] étant un bon *proxy* des critères d'attribution de nombre de transferts sociaux. Il nous faut simplement garder à l'esprit qu'une interprétation directe des *niveaux* des probabilités prédites par le modèle *logit* est sans doute quelque peu téméraire.

tableau 5.

2.2.2 Trois grandes caractéristiques de la pauvreté des enfants

Toutes choses égales par ailleurs, trois grands facteurs de risque de pauvreté des enfants peuvent être mis en évidence, facteurs qui étaient déjà visibles dans les données brutes¹⁶. On voit d'abord que le *type de ménage* auquel appartient l'enfant est un facteur discriminant de son risque de pauvreté. Plus que le type de ménage, c'est même la situation de celui-ci par rapport au marché du travail qui semble déterminant. La «cote du risque de pauvreté» d'un enfant vivant avec une personne isolée sans emploi est plus de 14 fois supérieure à celle de l'enfant de référence; 23 fois pour un enfant vivant dans un couple sans emploi¹⁷. De façon générale, à nombre d'emplois donné dans le ménage, les enfants vivant avec une personne isolée ont un risque de pauvreté inférieur à ceux vivant avec un couple¹⁸: le fait qu'il y ait, en plus des enfants, un adulte supplémentaire à «charge» dans le ménage augmente sensiblement le risque de pauvreté.

Le *nombre d'enfants* dans le ménage est ensuite un facteur de pauvreté important et non monotone. Dans une famille où les enfants sont au moins cinq, la cote du risque de pauvreté est 4 fois supérieure à celle d'un enfant unique. Toutefois, le risque de pauvreté diminue à chaque enfant supplémentaire jusqu'au troisième; c'est uniquement ensuite qu'il augmente rapidement (voir ci-dessous, et figure 7).

L'*âge de l'enfant* est enfin corrélé avec le risque de pauvreté. Les mécanismes mis en jeu sont cependant complexes et nous reviendrons sur le détail de cette corrélation plus loin, le rôle des conventions de mesure (unités de consommation en particulier) pouvant jouer un rôle dans ce résultat. Notons simplement pour l'instant que le risque de pauvreté est croissant avec l'âge de l'enfant: minimal à la naissance, il croît pour être maximal à 17 ans. Nous avons introduit dans une spécification alternative de la régression logistique une variable de *rang* pour tenter de préciser les rapports entre âge et risque de pauvreté. En effet on peut *a priori* penser que selon que l'on est l'aîné ou le benjamin d'une famille de trois enfants, l'évolution du risque de pauvreté avec l'âge n'est pas le même en raison du détail des conditions d'attribution des différentes allocations. Par rapport à la modalité de référence «être l'aîné» seule la modalité polaire «être le benjamin» apparaît alors comme significative et négative (être le benjamin permettrait d'avoir un risque de pauvreté toutes choses égales par ailleurs légèrement plus faible que si l'on est l'aîné).

Une dernière variable qui peut rendre compte de la pauvreté des enfants est le fait que leurs

16. En toute rigueur, dans la logique descriptive adoptée ici, l'expression *toutes choses égales par ailleurs* doit être ici comprise comme «en contrôlant pour toutes les autres variables observées dans la population étudiée».

17. Voir notes de lecture du tableau 5 pour plus de détails sur la «cote du risque de pauvreté».

18. Le risque des couples avec un seul emploi est supérieur à celui des personnes isolées en emploi; le risque des personnes isolées sans emploi est inférieur à celui des couples sans emploi. Notons cependant qu'il ne va pas de soi de comparer les personnes seules en emploi aux couples avec un seul emploi. Si l'on rapporte le nombre d'emplois occupés au nombre d'adultes dans le ménage, les personnes isolées en emploi sont plutôt à comparer aux couples avec deux emplois (100% d'adultes occupés). Le risque de pauvreté des enfants de personnes isolées (en emploi) est alors supérieur à celui des couples (avec deux emplois). Quoi qu'il en soit, parmi les ménages où le «taux d'emploi» est nul, les personnes isolées font courir un risque de pauvreté moindre à leurs enfants que les couples. Nous verrons plus loin, qu'il n'en va pas de même lorsque l'on s'intéresse aux ressources des différents ménages avant transferts.

Risque de pauvreté; seuil à 50%					
VARIABLES	EST. DU PAR.	ECART-TYPE ^a	P-VALUE ^b	PROBA. ESTIMÉE ^c	«RAPPORT DE CHANCES»
Constante	-4,3479	0,0077	< 10 ⁻⁴	1,65%	0,02
Types de ménage					
Couple avec deux emplois	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Couple avec un seul emploi	1,3305	0,0079	< 10 ⁻⁴	5,97%	3,78
Couple sans emploi	3,1239	0,0088	< 10 ⁻⁴	27,62%	22,73
Personne isolée en emploi	1,0490	0,0086	< 10 ⁻⁴	4,57%	2,85
Personne isolée sans emploi	2,6130	0,0084	< 10 ⁻⁴	18,63%	13,64
Présence de frères et sœurs					
Aucun	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Un	-0,0484	0,0073	< 10 ⁻⁴	1,57%	0,95
Deux	-0,0736	0,0086	< 10 ⁻⁴	1,54%	0,93
Trois	0,2936	0,0104	< 10 ⁻⁴	2,20%	1,34
Quatre et plus	1,2970	0,0135	< 10 ⁻⁴	5,79%	3,66
Diplôme de la personne de référence					
Aucun	0,6250	0,0046	< 10 ⁻⁴	3,04%	1,87
Etudes en cours	0,4154	0,0175	< 10 ⁻⁴	2,48%	1,51
BEPC	0,1486	0,0063	< 10 ⁻⁴	1,91%	1,16
CAP, BEP etc.	0,2132	0,0047	< 10 ⁻⁴	2,04%	1,24
Baccalauréat	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Bac + 2	-0,5677	0,0077	< 10 ⁻⁴	0,94%	0,57
Diplôme supérieur	-0,7514	0,0074	< 10 ⁻⁴	0,79%	0,47
Tranche d'unité urbaine de résidence					
Rural	-0,0185	0,0033	< 10 ⁻⁴	1,62%	0,98
moins de 20.000 h.	-0,1210	0,0035	< 10 ⁻⁴	1,47%	0,89
20.000 à 200.000 h.	-0,1285	0,0033	< 10 ⁻⁴	1,45%	0,88
plus de 200.000 hors Paris	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Paris	-0,7494	0,0040	< 10 ⁻⁴	0,79%	0,47
Nationalité de la personne de référence					
Française	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
UE (12)	0,5253	0,0068	< 10 ⁻⁴	2,76%	1,69
Autre	0,8567	0,0034	< 10 ⁻⁴	3,80%	2,36
Autres contrôles					
Propriétaire	0,4844	0,0030	< 10 ⁻⁴	2,65%	1,62
				VALEURS MOYENNES	EFFET MARGINAL SUR LA PROBA. ^d
Age de l'enfant	0,0307	0,0002	< 10 ⁻⁴	8,50	0,05%

Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

Lecture: voir tableau 6.

^a Les écarts types sont sans doute exagérément optimiste dans la mesure où, tous les enfants d'un ménage étant simultanément pauvres ou non pauvres, on est en présence d'autocorrélation des erreurs.

^b Si la vraie valeur du paramètre était nulle, probabilité qu'aurait théoriquement son estimation de prendre la valeur effectivement estimée, ou une valeur plus extrême encore.

^c Les autres variables qualitatives étant fixées à leur situation de référence, et les variables quantitatives à leur moyenne sur l'échantillon

^d Dépend évidemment du point où on le calcule; dans le cas présent on a:

$$\frac{\partial}{\partial \text{âge}} \mathbb{P}[Y = 1] = \beta_{\text{âge}} \cdot \mathbb{P}[Y = 1] \cdot (1 - \mathbb{P}[Y = 1])$$

TAB. 5 – Logit sur le risque de pauvreté (seuil à 50% de la médiane) en revenu disponible (i.e. après impôts et prestations sociales)

- SITUATION DE RÉFÉRENCE: enfant unique vivant dans une agglomération de plus de 200.000 habitants (hors Paris) avec ses deux parents qui occupent tous les deux un emploi. La personne de référence est de nationalité française et titulaire du baccalauréat. Le ménage loue son logement. L'enfant a l'âge moyen sur l'échantillon soit 8 ans et demi.
- COEFFICIENTS: par rapport à la situation de référence, le fait de vivre dans une tranche de zone urbaine différente amoindrit, *toutes choses égales par ailleurs*, le risque de pauvreté. Vivre à Paris diminue cependant plus le risque que de vivre en zone rurale.
- PROBABILITÉS ESTIMÉES: Un enfant de 8 ans 1/2, vivant dans la situation de référence a 1,65% de chances d'être pauvre. Cette probabilité croît de 0,05% lorsque l'enfant vieillit d'une année. Elle s'élève cependant à 18,63%, si toutes choses égales par ailleurs, l'enfant vit avec une personne isolée sans emploi.
- RAPPORTS DE CHANCES (*odds ratio*): Dans la situation de référence, un enfant a $1/0,02 = 50$ fois plus de chances de ne pas être pauvre que d'être pauvre. Par rapport à cette «cote» de référence, un enfant dont seul l'un des deux parents travaille a une «cote du risque de pauvreté» 3,78 fois supérieure: il n'a que 15 fois plus de chance de ne pas être pauvre que d'être pauvre (en effet $5,97/(100 - 5,97) \simeq 1/15 \simeq 0,06$; $0,06/3,78 \simeq 0,02$).

TAB. 6 – Notes de lecture du tableau 5

parents soient propriétaires¹⁹ du logement familial. Un enfant qui grandit dans un logement possédé par ses parents a plus de chances d'être pauvre qu'un enfant qui grandit dans un logement loué. Ce résultat semble relativement contre-intuitif au premier abord puisqu'en première approximation, le fait de posséder son logement pourrait être le reflet d'une situation économique générale plus confortable des parents. Nous verrons plus loin que ce phénomène s'explique lorsque l'on étudie l'effet sur la pauvreté des transferts sociaux.

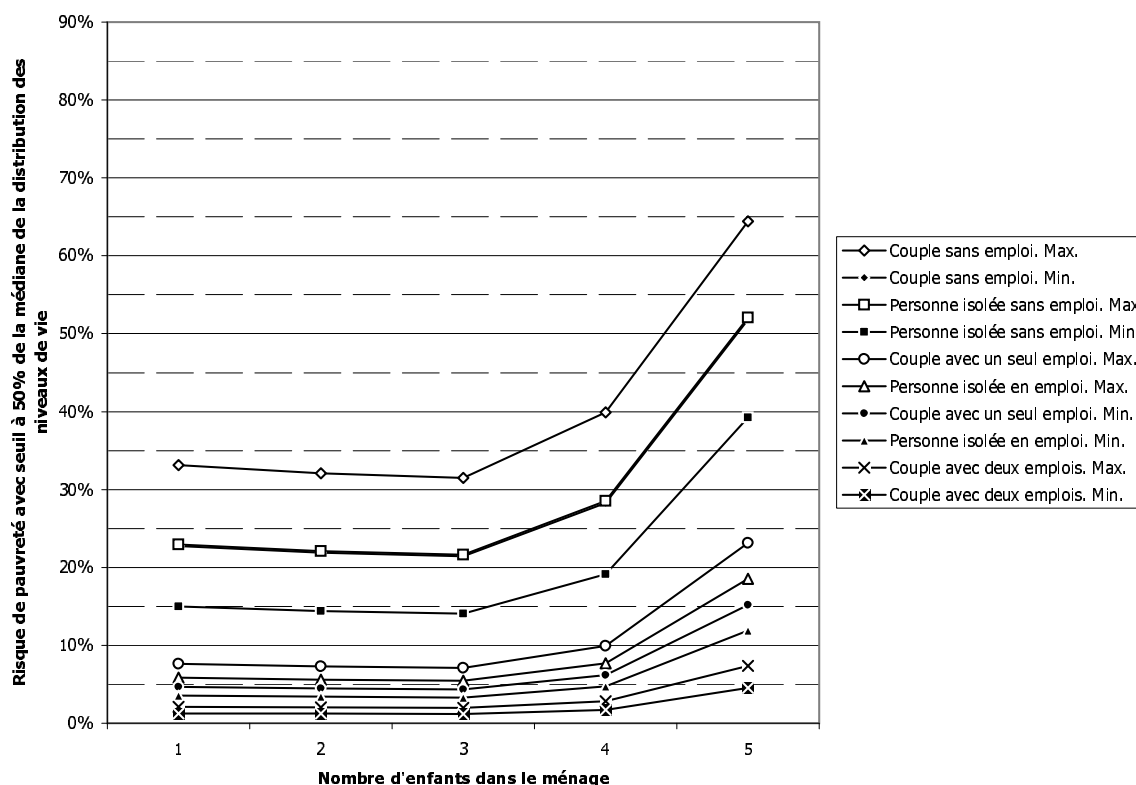
Les autres variables de contrôle utilisées ont sur le risque de pauvreté des enfants l'influence que la statistique descriptive laissait supposer. Pour synthétiser les résultats du modèle *logit*, nous avons calculé les risques de pauvreté grâce aux coefficients estimés par la régression logistique. Ces probabilités permettent de systématiser les résultats présentés ci-dessus (voir figure 7).

2.2.3 Deux types de contextes familiaux

On voit sur la figure 7 qu'à nombre d'enfants constant les couples sans emploi offrent un risque maximal de pauvreté à leurs enfants et les couples avec deux emplois un risque minimal. Cependant on n'a qu'un ordre incomplet des différents types de ménages au regard du risque de pauvreté de leurs enfants: selon l'âge et le nombre de frères et sœurs, certains types de ménages peuvent apparaître successivement comme plus ou moins «risqués» que d'autres. En fait, si l'on se limite aux ménages où trois enfants ou moins vivent, la hiérarchie mise en évidence par le modèle *logit* prévaut quel que soit l'âge et le nombre d'enfants. En revanche, dès qu'un ménage comprend 4 enfants ou plus, l'ordre peut être inversé.

19. Au sens strict, les accédants ne sont pas pris en compte car ils touchent des allocations (voir *infra*).

La figure 7 illustre surtout le lien entre nombre d'enfant et risque de pauvreté. On voit clairement que les ménages avec trois enfants présentent un risque minimal, mais que dès le quatrième enfant, le risque est supérieur même à celui des enfants uniques.



Source: Calculs des risques de pauvreté à partir de la régression logistique sur les enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante et individus ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus. Caractéristiques non précisées fixées à leur situation de référence.

Lecture: Le risque de pauvreté d'un enfant unique vivant dans un couple sans emploi est (car il varie avec l'âge de l'enfant) compris entre 20% et 35% environ. Dans le même ménage, lorsque quatre enfants supplémentaires sont nés, le risque de pauvreté d'un enfant est compris entre 50% et 65%. Les séries «min.» correspondent au risque de pauvreté pour un enfant qui vient de naître, les séries «max.» au risque de pauvreté pour un adolescent de 17 ans.

Note: la courbe «Couple sans emploi; min» est cachée par la courbe «Personne isolée sans emploi; max».

FIG. 7 – Evolution des risques de pauvreté en fonction du nombre d'enfants

Il convient pour conclure de remarquer que les conventions adoptées ici pour mesurer la pauvreté des enfants ont sans doute une influence importante sur nos résultats à deux égards au moins.

En ce qui concerne le nombre d'enfants d'abord, il est possible que nous sous-estimions le niveau de vie des familles nombreuses. Les familles nombreuses ont un mode de fonctionnement *sui generis* qui fait souvent des enfants une ressource plus qu'une charge, par le biais de la production domestique. Ignorer celle-ci, et utiliser pour les familles nombreuses la même échelle

d'équivalence que pour les autres familles, conduit sans doute à sous-estimer de façon sensible le niveau de vie de ces familles particulières.

En ce qui concerne les familles monoparentales ensuite, l'utilisation d'une unique échelle d'équivalence conduit à sur-estimer les économies d'échelles qui sont réalisées dans de telles familles et donc à sur-estimer leur niveau de vie²⁰. Ainsi une femme seule avec un adolescent (1+0,5 u.c.) ne peut espérer un niveau de vie comparable à celui d'un couple sans enfants (1,5 u.c. également), à revenus égaux. L'application pour les familles monoparentales d'une échelle d'équivalence qui prend en compte cette différence permet de se faire une idée de la robustesse des résultats aux conventions utilisées (voir tableau 4). On voit que le taux de pauvreté des familles monoparentales en emploi «passe» de 5,9% à 9,8% et que celui des familles monoparentales sans emploi «passe» de 29,0% à 42,5%.

Il faut enfin remarquer que la prise en compte des problèmes de synchronisation du calendrier des naissances d'une part et de celui de la vie professionnelle d'autre part permettrait sans doute d'avoir une vision plus précise et plus nuancée à la fois de la pauvreté des enfants.

Quoi qu'il en soit, les résultats que nous venons de présenter correspondent en fait à deux étapes dans l'«apparition» de la pauvreté des enfants. La première étape, qui est liée à la situation du ménage sur le marché du travail, conduit à une base d'enfants potentiellement pauvres, avant transferts. La seconde, qui est liée à la structure familiale dans laquelle l'enfant grandit (couple vs. personne isolée, nombre d'enfants, âges), permet à un certain nombre de ces enfants d'échapper à la pauvreté grâce aux transferts sociaux. Étudier cette seconde étape permet simultanément de mieux comprendre le phénomène d'augmentation du taux de pauvreté des enfants au fur et à mesure qu'ils grandissent²¹.

20. La prise en compte des aides des grands parents et éventuellement de l'ex-conjoint, ainsi que l'étude de la répartition des ressources à l'intérieur du ménage jouerait toutefois plutôt en sens inverse. Si la notion de famille monoparentale a un sens précis du point de vue du système redistributif, la réalité sociale ainsi désignée est loin d'être uniforme et mériterait sans doute d'être différenciée notamment en fonction du degré auquel la monoparentalité est «subie».

21. Ou plus rigoureusement en fonction de leur âge; rien ne nous permet en effet d'exclure qu'une hétérogénéité individuelle inobservable (liée à la cohorte de l'enfant par exemple) ait un effet sur le risque de pauvreté.

3 Pauvreté des enfants et transferts redistributifs

La physionomie de la pauvreté des enfants avant transferts est sensiblement différente de celle après transferts, que nous venons d'étudier. La figure 2 donne, avec le même seuil que celui utilisé jusqu'ici, les taux de pauvreté avant impôts et prestations sociales. Notons qu'il s'agit d'une situation sans redistribution fictive et uniquement comptable, dans la mesure où, en l'absence réelle de redistribution, nombre de comportements seraient sans doute différents (notamment en ce qui concerne le retrait du marché du travail et l'Allocation Parentale d'Education).

On s'aperçoit tout d'abord que trois fois plus d'enfants sont pauvres avant transferts qu'après: 68% des enfants pauvres avant transferts franchissent le seuil grâce à ceux-ci, contre seulement 59% dans l'ensemble de la population. On voit donc que les transferts profitent plus aux enfants que les adultes, ou de façon équivalente, que la redistribution touche préférentiellement les ménages qui ont des enfants.

On observe ensuite qu'avant transferts, les enfants qui vivent dans des familles monoparentales sans emploi sont le plus souvent pauvres quelle que soit l'échelle d'équivalence adoptée (de l'ordre 90% de risque). Les enfants de familles monoparentales en emploi ont un taux de pauvreté moindre que celui des enfants qui vivent avec deux parents donc un seul travaille. Toutefois, si l'on adopte l'échelle d'équivalence modifiée (voir tableau 4), cette différence disparaît.

L'observation de la pauvreté avant transferts peut être abordée en étudiant l'évolution de la pauvreté avec l'âge. Celle-ci augmente en effet avec l'âge après transferts alors que ce n'est pas le cas avant (voir figure 8).

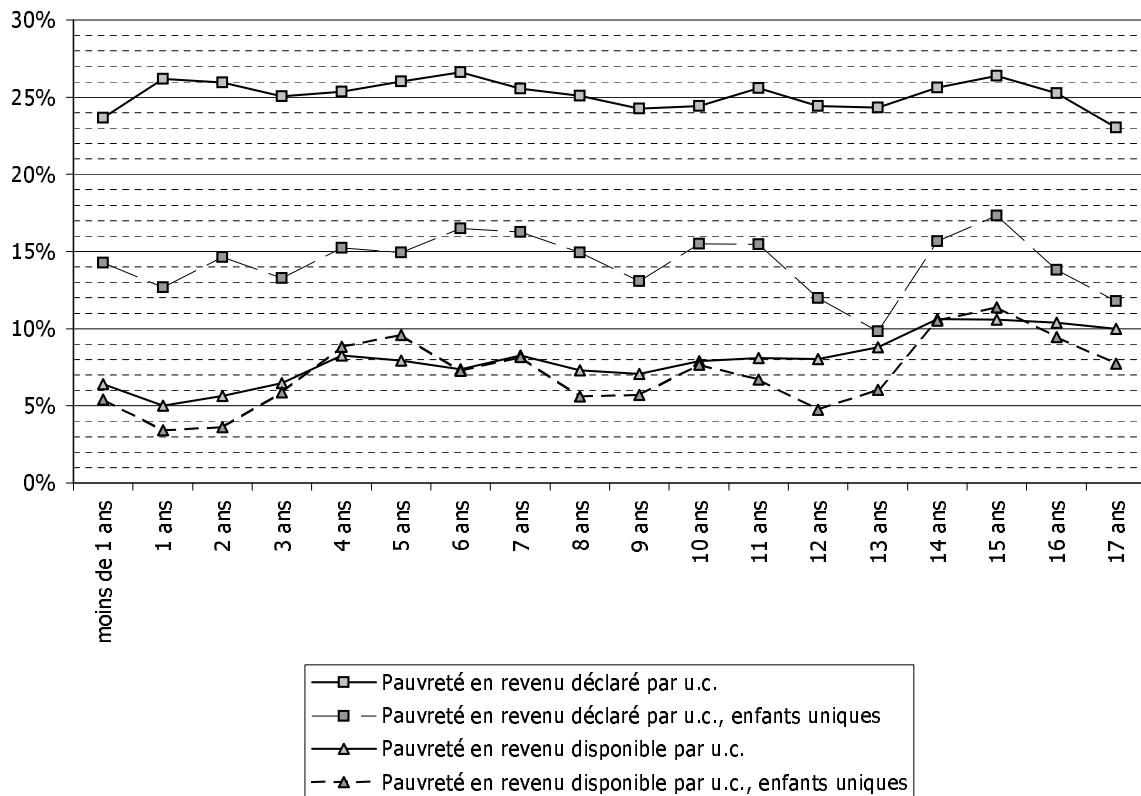
3.1 Du revenu déclaré des parents au niveau de vie des enfants

3.1.1 L'effet des unités de consommation

Il faut tout d'abord remarquer que l'évolution du taux de pauvreté en fonction de l'âge est dépendante des conventions que l'on adopte pour calculer les niveaux de vie à l'intérieur d'un ménage. L'échelle d'équivalence habituellement utilisée à l'INSEE présente un seuil à 14 ans²². Il est donc naturel que le niveau de vie d'un ménage dont un enfant passe le seuil de 14 ans diminue mécaniquement. Les taux de pauvreté des enfants ont donc tendance à augmenter lorsqu'ils arrivent à 14 ans. Cet effet est plus visible lorsque l'on observe le risque de pauvreté des enfants uniques (dans ce cas, le passage du seuil au niveau du ménage n'a lieu que lorsque l'enfant dépasse 14 ans²³). Les courbes en pointillés (enfants uniques) de la figure 8 présentent en effet une augmentation soudaine entre 13 et 14 ans, beaucoup plus nette que celles en trait plein (ensemble des enfants). Assez naturellement, les deux courbes en revenu disponible sont proches en niveau (les allocations compensent le nombre d'enfants de sorte que le niveau moyen et celui des enfants uniques sont relativement égaux) alors que les courbes en revenu déclaré sont distantes (la pauvreté moyenne avant transferts est très supérieure à celle de la catégorie «favorisée» des enfants

22. Il s'agit de l'échelle dite OCDE-modifiée où le premier adulte vaut 1, les suivants 0,5 et les enfants 0,3; un enfant ayant 13 ans ou moins. Voir à ce sujet [HOURRIEZ&OLIER, 1997]

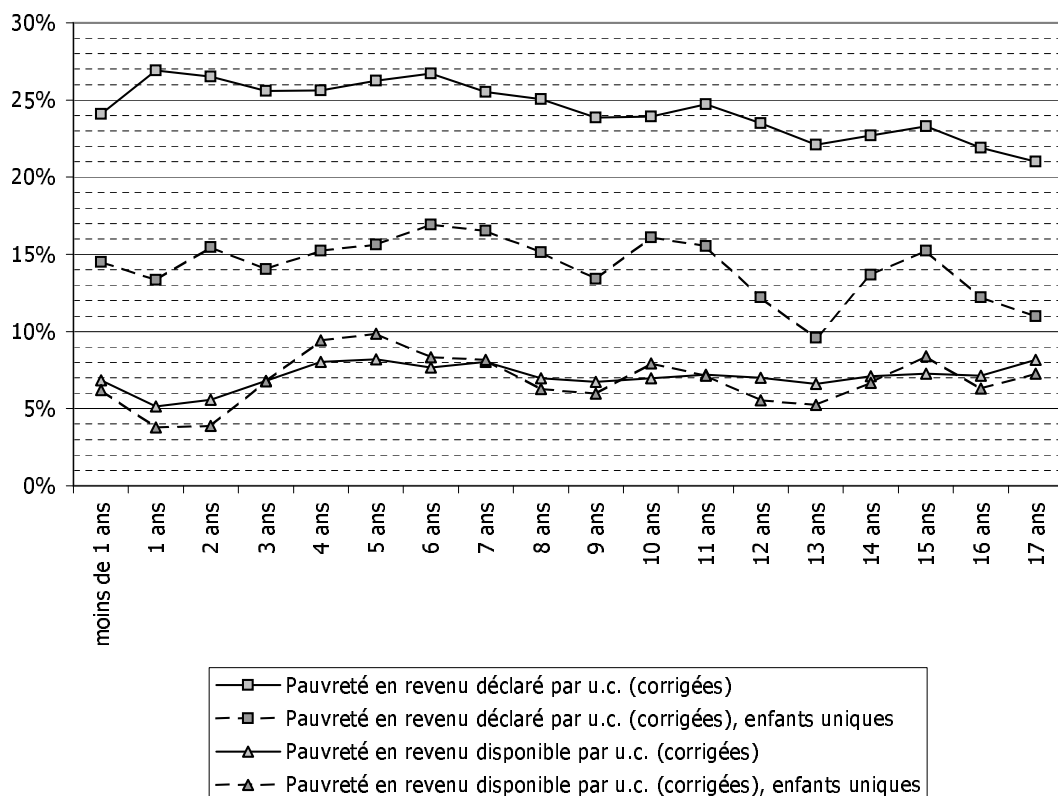
23. Dans une famille de deux enfants, il peut avoir lieu lorsque le cadet atteint 12 ans si son aîné a deux ans de plus *etc.*



Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

FIG. 8 – Variation du risque de pauvreté en fonction de l'âge de l'enfant

uniques). Si l'on modifie les u.c. pour donner le même poids à tous les enfants (0,3 jusqu'à 18 ans) on obtient un image assez différente du phénomène qui nous intéresse (voir figure 9).



Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

Note: les valeurs pour les séries «enfant unique» ne sont pas les mêmes que celles de la figure 8 même avant 14 ans car la modification des u.c. a conduit à modifier le seuil de pauvreté. La variation est cependant minime.

FIG. 9 – Variation du risque de pauvreté en fonction de l'âge de l'enfant; modification des u.c.

Sur la sous population des enfants uniques, l'augmentation brutale du taux de pauvreté entre 13 et 14 ans s'estompe (5,3% à 6,7% contre 6,0% à 10,5% avant modification pour la pauvreté en revenu disponible; 9,6% à 13,7% contre 9,8% à 15,7% avant modification pour la pauvreté en revenu déclaré). Sur l'ensemble des enfants, le taux de pauvreté en revenu déclaré semble diminuer (alors qu'il était constant avant modification des u.c.) alors que le taux de pauvreté en revenu disponible reste relativement constant (alors qu'il était croissant avant modification). On voit donc que la croissance de la pauvreté avec l'âge des enfants peut apparaître comme un simple artefact lié à l'utilisation d'unités de consommations qui reposent en partie sur des choix arbitraires. Toutefois c'est moins le fait que le poids financier d'un enfant augmente lorsqu'il

devient adolescent qui est objet de conventions que la quantification précise de l'augmentation et le moment où elle a lieu. De plus, la variation du profil de pauvreté en fonction de l'âge entre revenu déclaré et revenu disponible demeure et reste à expliquer.

3.1.2 Du revenu déclaré au revenu disponible

La réalisation, d'une régression logistique sur le risque de pauvreté des enfants, en prenant en compte la pauvreté des ménages avant transferts conduit à des résultats assez différents de ceux présentés dans la section 2.

On peut tout d'abord remarquer que la dispersion des risques par rapport à la situation de référence est plus importante. Ainsi, là où la situation familiale pouvait conduire la cote de pauvreté à être multipliée par 14 après transferts, elle conduit avant transferts à des écarts de plus de 120 fois. De même, si, après transferts, un enfant ayant quatre frères et sœurs a une cote 4 fois plus élevée qu'un enfant unique, le même enfant une cote 18 fois plus élevée avant transferts. Les transferts opérés sur le revenu déclaré des ménages où grandissent des enfants pauvres conduisent donc à une réduction sensible des disparités de risque de pauvreté (et des niveaux bien entendu). C'est l'effet redistributif attendu des transferts sociaux qui apparaît clairement ici.

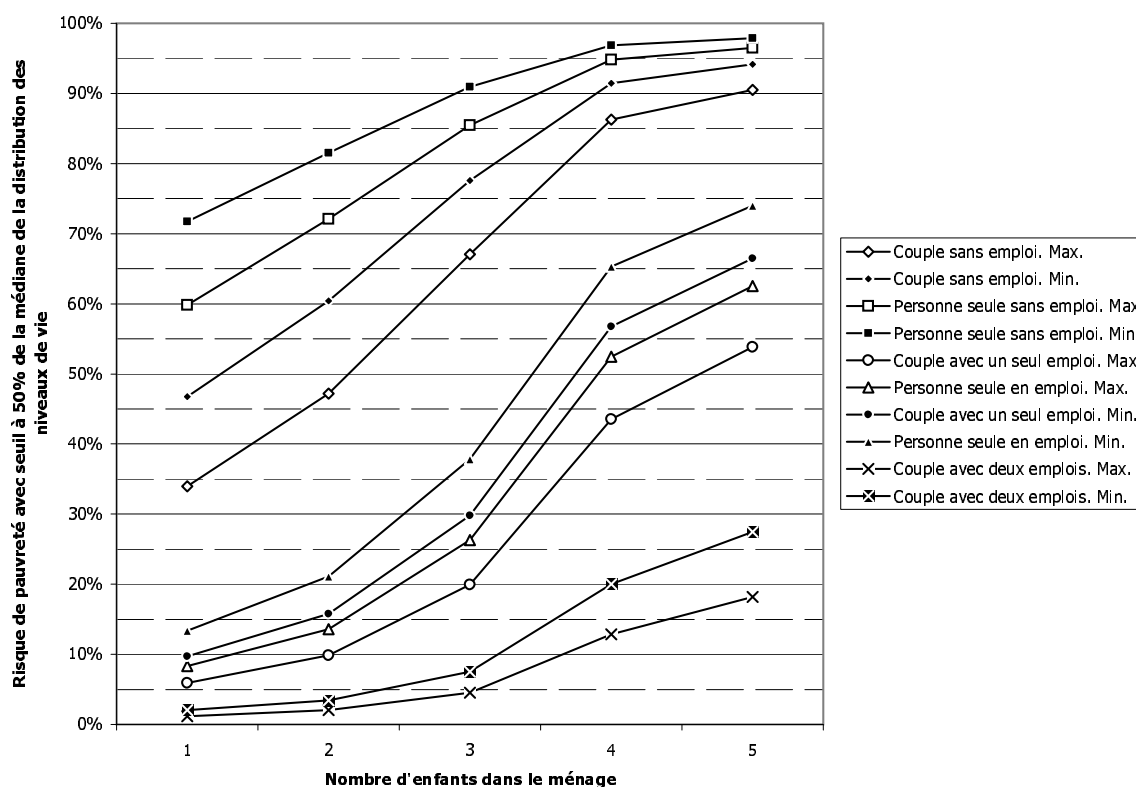
On remarque ensuite que la hiérarchie entre types de ménages au regard du risque de pauvreté des enfants qui y grandissent est modifiée par les transferts. Si l'effet de l'emploi demeure (mieux vaut vivre avec deux adultes employés qu'avec un seul; mieux vaut vivre avec un adulte employé que dans un ménage où personne ne travaille), l'ordre à l'intérieur des classes d'emploi est inversé: il est plus favorable après transferts de grandir avec une personne isolée sans emploi qu'avec un couple où personne ne travaille alors qu'il était plus favorable avant transferts de grandir avec un couple sans emplois qu'avec une personne ne travaillant pas. De même, si, avant transferts, les enfants qui grandissent avec une personne isolée employée ont un risque de pauvreté plus élevé que ceux qui grandissent dans un couple où seule une personne travaille, la situation s'inverse après transferts. Ce sont ainsi les enfants vivant avec des personnes isolées qui semblent bénéficier le plus des transferts: toutes choses égales par ailleurs leur risque de pauvreté diminue de moitié au moins (66% à 19% et 11% à 5%) alors que les enfants vivant dans des couples ne voient leur risque de pauvreté diminuer que d'un quart grâce aux transferts (40% à 28% et 8% à 6%).

L'effet des transferts est aussi particulièrement visible sur la dépendance du risque de pauvreté au nombre d'enfants. En effet, avant transferts, la pauvreté s'accroît avec chaque enfant supplémentaire *dès le premier enfant*: un enfant qui a deux frères et sœurs a, avant prestations, une cote de pauvreté 4 fois supérieure à celle d'un enfant unique alors qu'il a une cote 1,1 fois inférieure après prestations.

Enfin, deux variables ont des effets opposés sur la pauvreté selon qu'on les observe avant ou après redistribution. Le fait que les parents soient propriétaires de leur logement apparaît comme un facteur d'amointrissement du risque de pauvreté des enfants. Ce résultat relativement intuitif s'inverse lorsque l'on observe la pauvreté après transferts (voir section 2). Une explication plausible est que parmi les individus ayant des revenus inférieurs au seuil de pauvreté avant transferts (donc potentiellement pauvres), ceux qui sont locataires peuvent être ramenés au dessus du seuil grâce aux allocations logement (et le cas échéant aux allocations destinées aux accédants) alors

que les propriétaires ne bénéficient pas de tels transferts même si le fait qu'il n'aient pas de loyer à payer rend leur «reste à vivre» identique à celui de locataires. Leurs enfants apparaissent donc pauvres assez artificiellement. Eviter de tels différences de traitement entre ménages propriétaires et ménages locataires nécessiterait d'imputer aux propriétaires des loyers fictifs pour augmenter leur revenu disponible.

Le second facteur qui semble avoir un effet opposé avant et après redistribution est l'âge de l'enfant: avant transferts, la pauvreté des enfants décroît en effet avec l'âge de ceux-ci. L'avancement dans la vie active des parents alors que leurs enfants grandissent conduit à une diminution du risque de pauvreté de ceux-ci, même en prenant en compte l'alourdissement de la charge d'un adolescent après 14 ans. Cet effet disparaît cependant une fois les transferts pris en compte. Il semble donc que le phénomène d'appauvrissement des enfants au fur et à mesure qu'ils grandissent soit intimement lié au fonctionnement de la redistribution.



Source: Calculs des risques de pauvreté à partir de la régression logistique sur les enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante et individus ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus. Caractéristiques non précisées fixées à leur situation de référence.

Lecture: voir figure 7.

FIG. 10 – Evolution des risques de pauvreté (en revenu déclaré) en fonction du nombre d'enfants

On voit que les caractéristiques des enfants pauvres reflète précisément leur plus ou moins

Risque de pauvreté; seuil à 50% ^a					
VARIABLES	EST. DU PAR.	ÉCART-TYPE	P-VALUE	PROBA. ESTIMÉE	«RAPPORT DE CHANCES»
Constante	-3,8847	0,0043	< 10 ⁻⁴	1,55%	0,02
Types de ménage					
Couple avec deux emplois	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Couple avec un seul emploi	1,655305	0,0023	< 10 ⁻⁴	7,62%	5,23
Couple sans emploi	3,7536	0,0040	< 10 ⁻⁴	40,19%	42,67
Personne isolée en emploi	2,0145	0,0032	< 10 ⁻⁴	10,56%	7,50
Personne isolée sans emploi	4,8159	0,0049	< 10 ⁻⁴	66,04%	123,46
Présence de frères et sœurs					
Aucun	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Un	0,5525	0,0028	< 10 ⁻⁴	2,66%	1,74
Deux	1,3740	0,0029	< 10 ⁻⁴	5,86%	3,95
Trois	2,5015	0,0050	< 10 ⁻⁴	16,12%	12,20
Quatre et plus	2,9153	0,0045	< 10 ⁻⁴	22,52%	18,46
Diplôme de la personne de référence					
Aucun	1,2454	0,0032	< 10 ⁻⁴	5,19%	3,47
Etudes en cours	ns.	ns.	ns.	ns.	ns.
BEPC	0,3999	0,0044	< 10 ⁻⁴	2,30%	1,49
CAP, BEP etc.	0,6912	0,0032	< 10 ⁻⁴	3,05%	2,00
Baccalauréat	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Bac + 2	-0,7764	0,0052	< 10 ⁻⁴	0,72%	0,46
Diplôme supérieur	-1,3566	0,0053	< 10 ⁻⁴	0,40%	0,26
Tranche d'unité urbaine de résidence					
Rural	0,1338	0,0020	< 10 ⁻⁴	1,77%	1,14
moins de 20.000 h.	ns.	ns.	ns.	ns.	ns.
20.000 à 200.000 h.	ns.	ns.	ns.	ns.	ns.
plus de 200.000 hors Paris	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Paris	-0,6453	0,0027	< 10 ⁻⁴	0,82%	0,52
Nationalité de la personne de référence					
Française	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
UE (12)	ns.	ns.	ns.	ns.	ns.
Autre	1,1201	0,0033	< 10 ⁻⁴	4,60%	3,07
Autres contrôles					
Propriétaire	-0,4898	0,0025	< 10 ⁻⁴	0,96%	0,61
				VALEURS MOYENNES	EFFET MARGINAL SUR LA PROBA. ^b
Age de l'enfant	-0,0313	0,0002	< 10 ⁻⁴	8,50	-0,05%

Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

Lecture: voir figure 5

^a Il s'agit de 50% de la médiane de la distribution des revenus *disponible*: le seuil employé est le même que celui de la régression logistique présentée dans le tableau 5

^b Dépend évidemment du point où on le calcule; dans le cas présent on a:

$$\frac{\partial}{\partial \text{âge}} \mathbb{P}[Y = 1] = \beta_{\text{âge}} \cdot \mathbb{P}[Y = 1] \cdot (1 - \mathbb{P}[Y = 1])$$

TAB. 7 – Logit sur le risque de pauvreté (seuil à 50% de la médiane) en revenu déclaré (i.e. avant impôts et prestations sociales)

grande propension à être «sortis de la pauvreté» par les transferts sociaux. La capacité des transferts sociaux à faire échapper les ménages à la pauvreté dépend cependant de façon cruciale de la «distance» que ceux-ci doivent parcourir pour franchir le seuil de pauvreté. Or le taux de pauvreté ne mesure pas cette «profondeur» de la pauvreté. Il faut donc avoir recours à un autre indicateur: l'*intensité moyenne de la pauvreté*, définie comme suit:

$$I(y) = \frac{1}{q} \sum_{i \in S(z)} \frac{z - y_i}{z}$$

qui rend compte de l'écart moyen en pourcentage au seuil de pauvreté mais reste toujours insensible au nombre de pauvres²⁴.

L'intensité de la pauvreté avant transferts selon les types de ménages est donné dans le tableau 3. On voit que les transferts ont un effet égalisateur très net: les disparités d'intensité qui existent avant transfert sont gommées lorsque l'on observe le revenu disponible.

Avant transferts, les enfants dont la pauvreté est la plus profonde sont les enfants vivant dans des familles où personne ne travaille. Notons que ce sont également ces enfants qui ont la plus grande probabilité d'être pauvre avant transferts (voir tableau 7). Les enfants pauvres qui grandissent avec une personne isolée sans emploi sont en moyenne à plus de 70% en dessous du seuil, ceux qui grandissent dans un couple sans emploi à plus de 60%. En revanche, les autres enfants pauvres ont une intensité de pauvreté de l'ordre de 30%. Après redistribution, tous les enfants qui sont restés pauvres ont une intensité de pauvreté de l'ordre de 15-20%.

En observant simultanément le risque de pauvreté et l'intensité de celle-ci, on s'aperçoit qu'avant transferts, et le risque de pauvreté des enfants et l'intensité de la pauvreté des enfants varient de façon identique pour les différents types de ménages: non seulement les enfants de personnes isolées sans emploi ont un risque maximal d'être pauvre, mais, lorsqu'ils sont pauvres, ils ont une intensité de pauvreté maximale. Après transferts en revanche, si les risques de pauvreté restent très différents, les intensités sont relativement identiques.

Cette constatation confirme l'idée d'une redistribution dont les effets ne sont pas identiques sur les différents types d'enfants pauvres. Une régression logistique sur la probabilité de ne pas être pauvre en revenu disponible, sachant qu'on était pauvre en revenu déclaré permet de résumer clairement ce phénomène, en contrôlant pour l'intensité de la pauvreté avant transferts (voir tableau 8).

L'intensité de la pauvreté a bien entendu, *toutes choses égales par ailleurs* un effet négatif important sur la probabilité de franchir le seuil de pauvreté grâce aux transferts. La présence de frères et sœurs a en revanche un effet positif sur la probabilité de «sortie» de la pauvreté grâce aux transferts. Ce résultat illustre clairement l'effet compensateur des prestations familiales sur le risque de pauvreté. Il est par ailleurs cohérent avec le fait que le risque de pauvreté n'est plus

24. q désigne le nombre absolu d'individus pauvres, z désigne le seuil de pauvreté; $S(z)$ les individus i dont le revenu y_i est inférieur au seuil. En version continue:

$$D(y) = \int_0^z \left(\frac{z - y}{z} \right) f(y) dy$$

Probabilité d'échapper à la pauvreté; seuil à 50% ^a					
VARIABLES	EST. DU PAR.	ECART-TYPE	P-VALUE	PROBA. ESTIMÉE	«RAPPORT DE CHANCES»
Constante	6,1793	0,0090	< 10 ⁻⁴	90,70%	9,76
Types de ménage					
Couple avec deux emplois	-3,1411	0,0072	< 10 ⁻⁴	29,67%	0,04
Couple avec un seul emploi	-2,6948	0,0059	< 10 ⁻⁴	39,73%	0,07
Couple sans emploi	-2,8971	0,0056	< 10 ⁻⁴	35,00%	0,06
Personne isolée en emploi	-1,3830	0,0074	< 10 ⁻⁴	70,99%	0,25
Personne isolée sans emploi	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Présence de frères et sœurs					
Aucun	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Un	0,5199	0,0054	< 10 ⁻⁴	94,26%	1,68
Deux	1,7980	0,0057	< 10 ⁻⁴	98,33%	6,04
Trois	2,2004	0,0063	< 10 ⁻⁴	98,88%	9,03
Quatre et plus	2,0735	0,0064	< 10 ⁻⁴	98,73%	7,95
Propriétaire	-1,9458	0,0050	< 10 ⁻⁴	58,23%	0,14
				VALEURS MOYENNES	EFFET MARGINAL SUR LA PROBA.
Age de l'enfant	-0,1197	0,0003	< 10 ⁻⁴	8,40	-1,01%
Intensité de la pauvreté	-6,5872	0,0080	< 10 ⁻⁴	43,78%	-55,55%

Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

Lecture: comme pour les tableaux 5&7, les probabilités sont calculées en la moyenne sur l'échantillon des variables quantitatives continues. La probabilité de franchir le seuil de pauvreté grâce aux transferts est donc ici de 90,70% pour un individu dans la situation de référence et pour lequel l'intensité de sa pauvreté avant transferts est de 44% environ. Notons qu'en l'occurrence l'intensité moyenne observée pour les ménages de la catégorie de référence (personne isolée sans emploi) est bien supérieure: 73% environ.

^a Il s'agit de 50% de la médiane de la distribution des revenus *disponible*: le seuil employé est le même que celui de la régression logistique présentée dans le tableau 7.

TAB. 8 – *Logit* sur la probabilité de ne plus être pauvre (seuil à 50% de la médiane) en revenu disponible alors qu'on l'était déjà en revenu déclaré («sortie» de pauvreté grâce aux transferts)

croissant avec le nombre d'enfants après transferts (avant le quatrième enfant) alors qu'il l'est avant transferts.

Les transferts semblent par ailleurs jouer davantage en faveur des enfants qui grandissent dans des familles monoparentales.

En prenant comme type de ménage de référence les familles monoparentales sans emploi, qui sont avant transferts les plus propices à la pauvreté des enfants qui y grandissent, il apparaît que tous les autres types de ménages sont *toutes choses égales par ailleurs* moins aidés par les prestations. La probabilité pour un enfant d'une famille monoparentale sans emploi de franchir le seuil de pauvreté grâce aux transferts est en effet de 90%. Celle des enfants de personnes isolées sans emploi est d'environ 70%. En comparaison de ces deux probabilités de franchissement du seuil, celles des enfants qui grandissent dans les autres types de ménages sont sensiblement inférieurs (entre 30% et 40%)²⁵.

Outre les effets favorables aux familles monoparentales²⁶ et aux familles nombreuses des prestations, on retrouve deux autres effets sensibles: d'une part les enfants de propriétaires ont une probabilité moindre de franchir le seuil de pauvreté grâce aux prestations que les enfants de locataires; d'autre part l'âge des enfants joue de façon négative sur la probabilité de «sortie» de la pauvreté grâce aux transferts. Ces deux effets permettent de comprendre pourquoi les variables [avoir des parents propriétaires de leur logement] et [âge de l'enfant] jouent en faveur de la pauvreté en revenu disponible alors qu'elles jouent en défaveur de la pauvreté en revenu déclaré.

Une étude approfondie de l'effet des différentes prestations devrait nous permettre de mettre plus précisément en évidence les mécanismes qui sous-tendent ces transformations de la pauvreté des enfants lors du versement des transferts sociaux, en fonction de leur âge.

3.2 Le rôle des différentes allocations

Lorsque l'on décompose le profil de pauvreté en fonction de l'âge des enfants en ajoutant au revenu déclaré les allocations successives, on observe différentes transformations du profil.

Le versement des allocations familiales et du complément familial diminue le taux de pauvreté des plus âgés. L'effet de l'APE et de l'APJE, qui influe surtout sur la pauvreté des plus jeunes inverse cependant le profil: à l'issue du versement des prestations familiales, les enfants les plus âgés sont plus souvent pauvres que les plus jeunes, principalement car les plus jeunes sont comparativement plus aidés (voir figure 11).

25. Lorsque l'on compare les résultats de la régression logistique avec les intensités du tableau 3, il convient de garder à l'esprit que les intensités après transferts sont par définition calculées sur les personnes qui n'ont pas franchi le seuil: l'observation des intensités après transferts doit être accompagnée de celle du taux de franchissement du seuil grâce aux transferts. Ainsi, les enfants de personnes isolées sans emploi ont un taux de franchissement important (66%) qui reflète le fait que, malgré l'intensité importante de leur pauvreté avant transferts, ils ont une probabilité de franchissement importante (90%). A l'inverse, les enfants de couples avec un seul emploi ont un taux de franchissement élevé (80%) qui est en grande partie lié à leur intensité de pauvreté relativement faible avant transferts plus qu'à leur probabilité *toutes choses égales par ailleurs* de franchir le seuil (40%). Enfin, le fait que les enfants de couples sans emplois voient leur intensité de pauvreté diminuer de manière importante grâce aux transferts (de 60% à 17%) n'est pas contradictoire avec le fait que leur probabilité de franchissement soit faible.

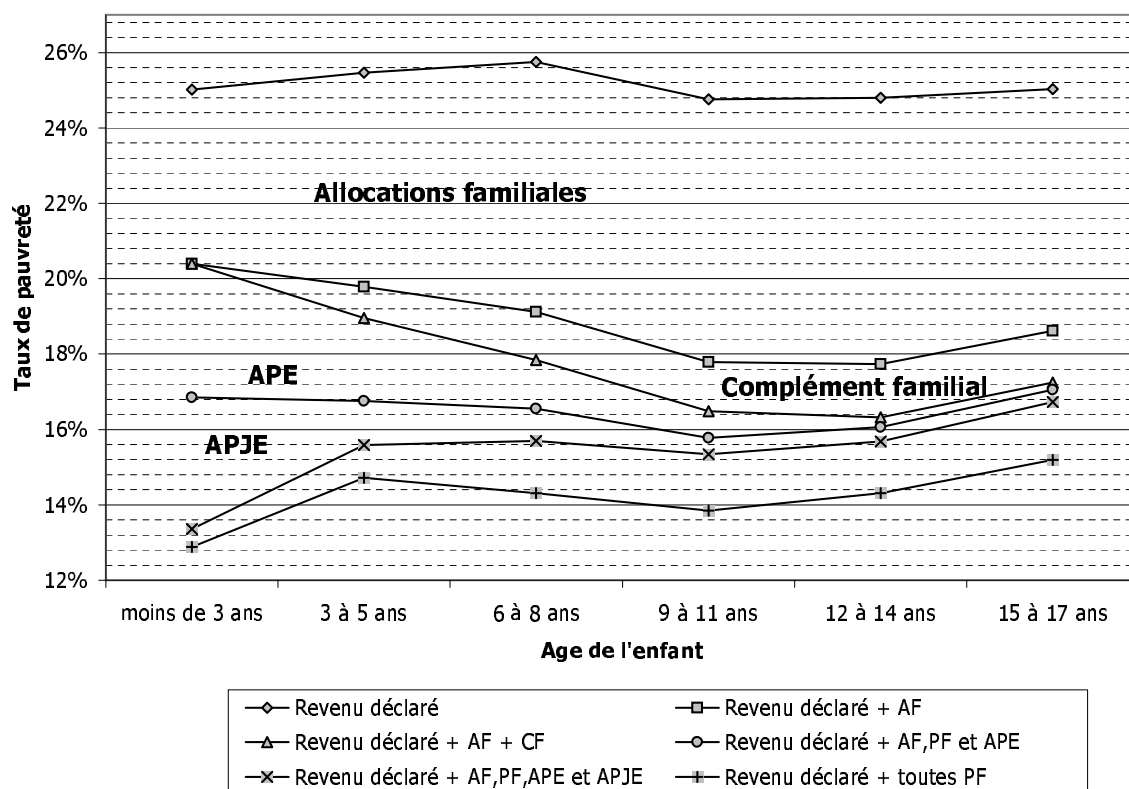
26. Avec l'échelle d'équivalence standard; avec une échelle d'équivalence modifiée pour prendre en compte la spécificité, les résultats ne seraient pas nécessairement aussi nets voir notamment tableau 4.

Cette modification du profil est accentuée par les autres transferts: les allocations logement et l'API. Les premières semblent toucher davantage les enfants jeunes. Ceci peut s'expliquer par le fait que les enfants jeunes ont une probabilité plus élevée d'avoir des parents jeunes qui ont eux mêmes une probabilité moindre d'être propriétaires (et donc de ne pas toucher d'allocations logement). L'API quant à elle touche également plus les jeunes enfants (c'est naturel étant données les conditions auxquelles son attribution est soumise: la moitié des bénéficiaires de l'API touchent l'API dite «longue», soumise à la condition d'avoir au moins un enfant de moins de trois ans). Le RMI quant à lui ne semble pas avoir un effet différent sur les jeunes enfants et sur les enfants plus âgés. Le graphique de la figure 13 permet de se rendre compte de la contribution de chacun des transferts au franchissement du seuil de pauvreté en fonction de l'âge des enfants. On retrouve le double mouvement de décroissance de la part de l'APE, de l'APJE et de l'API; et de croissance des Allocations familiales.

L'effet des prestations familiales n'est cependant pas le même suivant la taille de la famille auxquelles elles s'appliquent. Les graphiques de la figure 14 permettent de se faire une idée des différentes situations. Pour les enfants uniques (voir figure 14(a)), l'APJE ne joue qu'avant 3 ans puisque seul l'enfant observé pour ouvrir droit à l'allocation. L'APE elle n'intervient pas (puisque elle suppose deux enfants au moins), pas plus que les allocations familiales. Ce sont les allocations logement, le RMI et l'AAH qui contribuent de façon majoritaire au franchissement du seuil de pauvreté grâce aux transferts, ainsi que l'API pour les jeunes enfants.

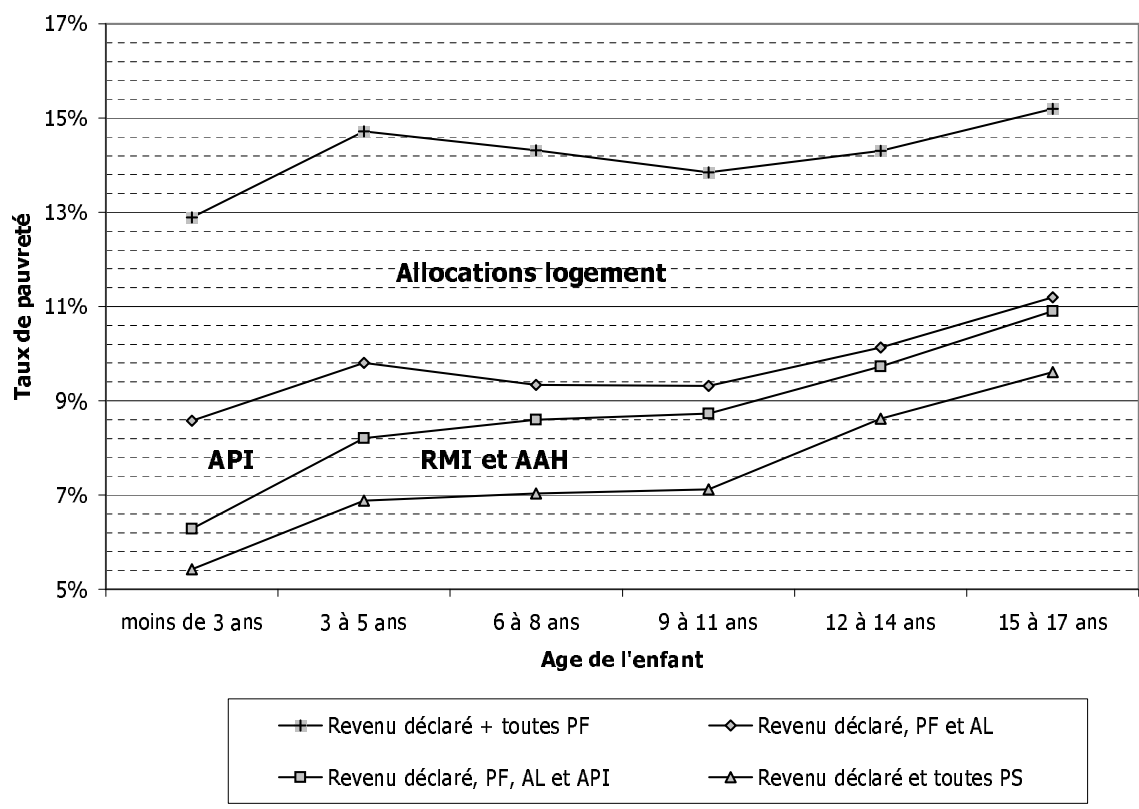
Si l'on observe maintenant les enfants qui ont un frère ou une sœur, l'APE et les allocations familiales commencent à jouer un rôle, et l'APJE touche des enfants plus âgés (les aînés de cadets ouvrant droit). En revanche, les allocations logement, l'API, le RMI et l'AAH jouent un rôle bien plus modeste. Ce phénomène s'accroît encore pour les enfants ayant deux frères et sœurs (voir figure 14(c)), où le complément familial commence à jouer un rôle.

Cette analyse des contributions des différents transferts fait cependant abstraction de l'importance du phénomène (le franchissement par les enfants du seuil de pauvreté) auquel il contribue. L'analyse détaillée de l'effet des différentes prestations sur le niveau de vie des enfants nécessite de prendre systématiquement en compte du rang de l'enfant dans le ménage. Cette prise en compte nécessite de recourir à des micro-simulations qui isolent pour des cas types l'effet «pur» de la législation. Enfin, les phénomènes comportementaux ne sont pas pris en compte ici: on ignore l'effet de certains transferts sur le revenu déclaré (reprise d'activité en l'absence de transferts par exemple).



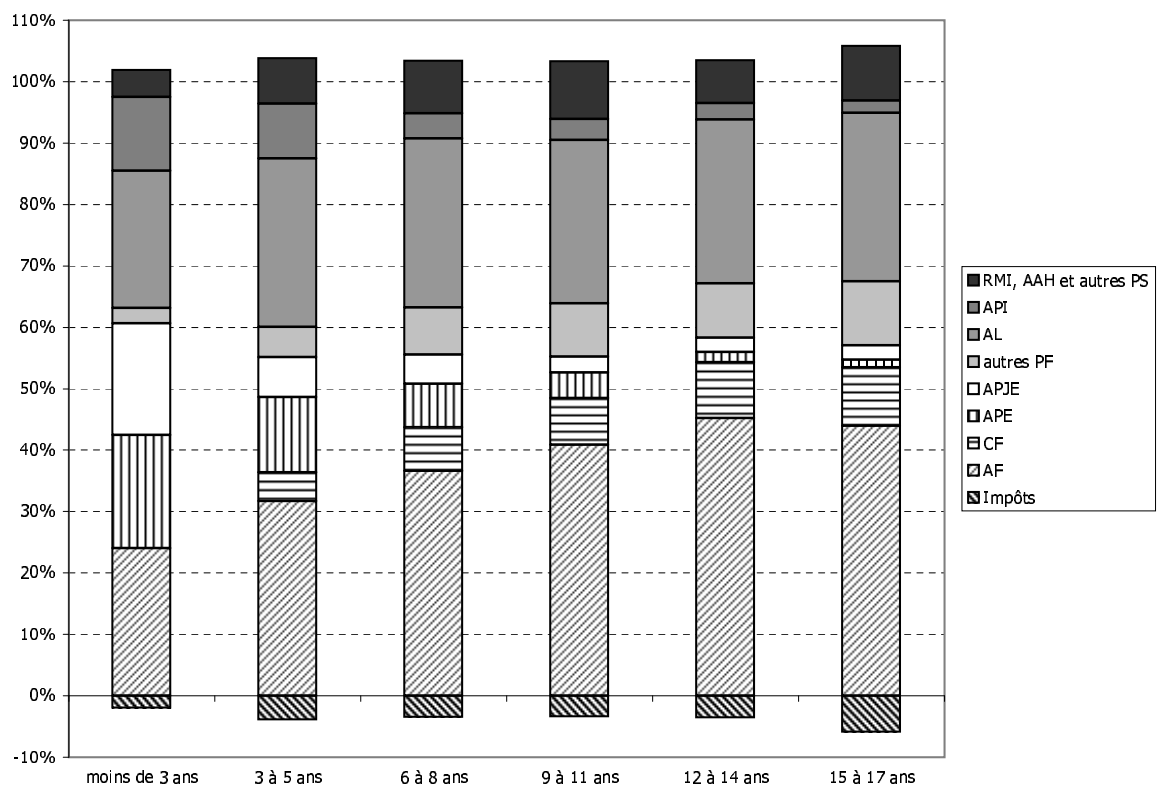
Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

FIG. 11 – Taux de pauvreté des enfants pauvres après versement successif des différentes allocations familiales: en fonction de l'âge



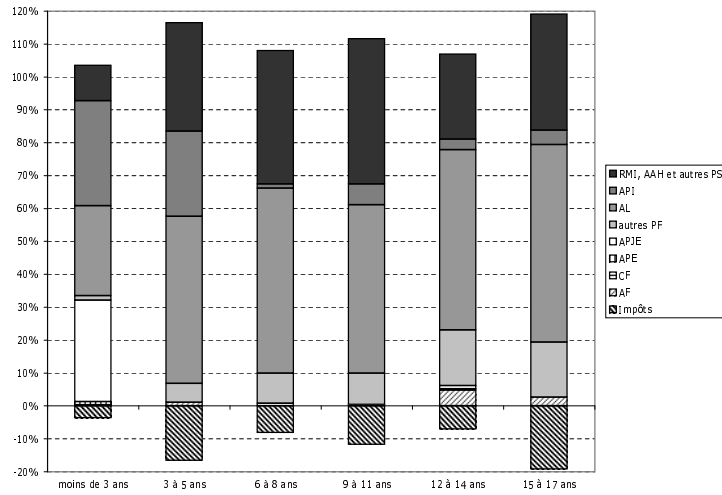
Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

FIG. 12 – Taux de pauvreté des enfants pauvres après versement successif des autres transferts: en fonction du nombre de frères et sœurs

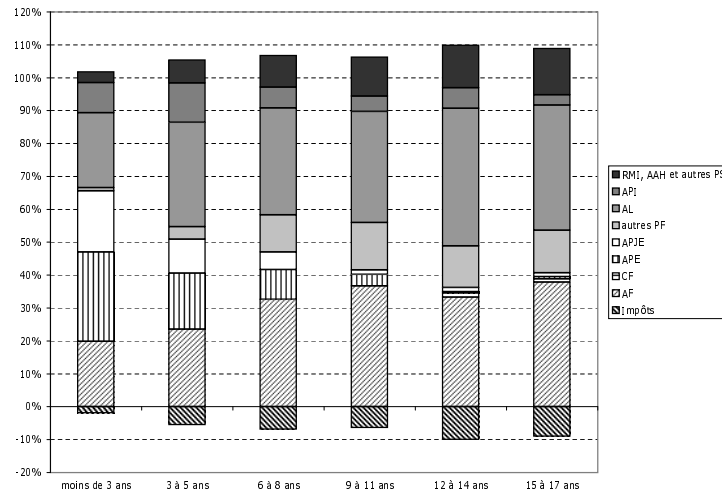


Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

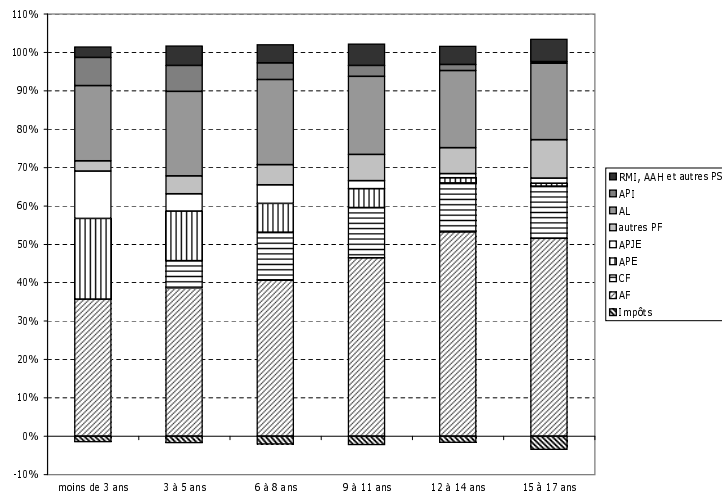
FIG. 13 – Part des différentes allocations dans la réduction du taux de pauvreté lors des transferts: population entière



(a) Un enfant



(b) Deux enfants



(c) Trois enfants

Source: INSEE-DGI. Enquêtes «Revenus Fiscaux» 1998 et 1999. Ménages dont la personne de référence est étudiante ou ayant déclaré des revenus strictement négatifs exclus.

FIG. 14 – Part des différentes allocations dans la réduction du taux de pauvreté lors des transferts: différentes tailles de familles

Conclusion

L'étude de la pauvreté monétaire des enfants oblige le chercheur à étudier précisément les liens qui unissent pauvreté et structures familiales dans la France d'aujourd'hui. Ces liens sont en grande partie déterminés par la physionomie du système redistributif actuel. Etudier la pauvreté des enfants conduit à observer une image plus contrastée de la pauvreté que celle que l'on connaît; une image plus changeante aussi selon qu'on l'observe avant ou après la redistribution. Si la redistribution permet proportionnellement plus aux enfants qu'aux adultes de franchir le seuil de pauvreté (68 % contre 59 %), elle agit cependant de manière sélective.

Grand nombre d'enfants, parents isolés et dans une moindre mesure jeunes enfants définissent le contexte dans lequel apparaît la pauvreté des enfants, avant transferts. Face à cette situation, le système redistributif semble cibler particulièrement les familles monoparentales et les familles nombreuses ainsi que les jeunes enfants.

Le système redistributif va cependant au delà d'une simple compensation du niveau de vie des ménages où grandissent fréquemment des enfants pauvres: à l'issue des transferts, les familles nombreuses et monoparentales ne sont plus les plus pauvres. Surtout, ce sont les enfants plus âgés et les adolescents qui se retrouvent proportionnellement plus souvent sous le seuil de pauvreté.

Toutefois, ces résultats sont extrêmement dépendant des conventions de mesure qu'il faut adopter pour pouvoir mesurer une pauvreté monétaire relative. Conventions sur les économies d'échelles réalisables au sein d'un ménage (échelle d'équivalence) et qui sont précisément mal adaptées et aux familles nombreuses et aux familles monoparentales. Ce sont également les conventions concernant le revenu adopté qui peuvent déformer l'image que l'on a de la pauvreté: dissymétrie entre locataires et propriétaires, non prise en compte de la production domestique, des aides en nature, des aides locales et des bourses.

Des études ciblées sur certains contextes particuliers dans lesquels grandissent les enfants pauvres seraient sans doute nécessaires pour affiner nos analyses.

Table des figures

1	Les enfants pauvres et les autres enfants	12
2	Pauvreté des enfants en fonction du nombre d'enfants dans le ménage	13
3	Variation du risque de pauvreté en fonction de l'âge de la personne de référence .	14
4	Diplôme de la personne de référence et pauvreté des enfants	16
5	Tranche d'unité urbaine	17
6	Tranche d'unité urbaine	18
7	Evolution des risques de pauvreté en fonction du nombre d'enfants	22
8	Variation du risque de pauvreté en fonction de l'âge de l'enfant	25
9	Variation du risque de pauvreté en fonction de l'âge de l'enfant; modification des u.c.	26
10	Evolution des risques de pauvreté (en revenu déclaré) en fonction du nombre d'enfants	28
11	Taux de pauvreté des enfants pauvres après versement successif des différentes allocations familiales: en fonction de l'âge	34
12	Taux de pauvreté des enfants pauvres après versement successif des autres trans- ferts: en fonction du nombre de frères et sœurs	35
13	Part des différentes allocations dans la réduction du taux de pauvreté lors des transferts: population entière	36
14	Part des différentes allocations dans la réduction du taux de pauvreté lors des transferts: différentes tailles de familles	37

Liste des tableaux

1	Les enfants pauvres face à l'ensemble de la population pauvre en France en 1998-1999. Pauvreté en revenu disponible <i>i.e.</i> après impôts et prestations sociales . . .	9
2	Les enfants pauvres face à l'ensemble de la population pauvre en France en 1998-1999. Pauvreté en revenu déclaré <i>i.e.</i> avant impôts et prestations sociales	10
3	L'intensité de la pauvreté des enfants pauvres; taux de franchissement du seuil . . .	10
4	Effet d'une modification de l'échelle d'équivalence sur le taux de pauvreté des familles monoparentales	11
5	Logit sur le risque de pauvreté (seuil à 50% de la médiane) en revenu disponible (<i>i.e.</i> après impôts et prestations sociales)	20
6	Notes de lecture du tableau 5	21
7	Logit sur le risque de pauvreté (seuil à 50% de la médiane) en revenu déclaré (<i>i.e.</i> avant impôts et prestations sociales)	29
8	Logit sur la probabilité de ne plus être pauvre (seuil à 50% de la médiane) en revenu disponible alors qu'on l'était déjà en revenu déclaré («sortie» de pauvreté grâce aux transferts)	31

Références

- [BANE&ELLWOOD, 1986] BANE, M. J. & D. T. ELLWOOD, «Slipping into and out of poverty: the dynamics of spells», *Journal of Human Resources*, 21, 1986, pp. 1-23.
- [BRADBURY *et al.*, 2001] BRADBURY, B., S. P. JENKINS & J. MICKLEWRIGHT *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, Cambridge University Press, 2001.
- [CANTÓ&MERCADER-PRATS, 2001] CANTÓ, O. & M. MERCADER-PRATS, «Young people leaving home: the impact on poverty in Spain», *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, BRADBURY *et al.* (eds), 2001.
- [CHAMBAZ, 1997] CHAMBAZ, C. «La pauvreté en France et en Europe», *Insee Première*, n°533, juillet 1997.
- [DUNCAN, 1997] DUNCAN, G. J. & J. BROOKS-GUNN (eds.), *Consequences of Growing Up Poor*, Russel Sage Foundation, New-York, 1997.
- [ERMISCH *et al.*, 2001] ERMISCH, J., M. FRANCESCONI & D. J. PEVALIN, «Outcomes for Children Poverty», *Research Report of the DWP*, n°158, 2001.
- [FLEURBAEY *et al.*, 1997] FLEURBAEY, M., N. HERPIN, M. MARTINEZ & D. VERGER, «Mesurer la pauvreté?», *Economie et Statistique*, n°308/309/310, 1997.
- [GOTTSCHALK&DANZIGER, 2001] GOTTSCHALK, P. & S. DANZIGER, «Income mobility and exits from poverty of American children», *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, BRADBURY *et al.* (eds), 2001.
- [HOTZ *et al.*, 1997] HOTZ, V. J., J. A. KLERMAN & R. J. WILLIS «The economics of fertility in developed countries», *Handbook of Population and Family Economics*, 1997.
- [HOURRIEZ&LEGRIS, 1997] HOURRIEZ, J.-M. & B. LEGRIS «L'approche monétaire de la pauvreté: méthodologie et résultats», *Economie et Statistique*, n°308/309/310, 1997.
- [HOURRIEZ&OLIER, 1997] HOURRIEZ, J.-M. & L. OLIER «Niveau de vie et taille du ménage: estimations d'une échelle d'équivalence», *Economie et Statistique*, n°308/309/310, 1997.
- [HERPIN&OLIER, 1996] HERPIN, N. & L. OLIER «Pauvreté des familles, pauvreté des enfants», *Insee Première*, n°499, décembre 1996.
- [HERPIN&VERGER, 1997] HERPIN, N. & D. VERGER «Les étudiants, les autres jeunes, leur famille et la pauvreté», *Economie et Statistique*, n°308/309/310, 1997.
- [JENKINS *et al.*, 2001] JENKINS, P., C. SCHLUTER & G. WAGNER «Child Poverty in Britain and Germany», *DIW Research Notes*, n°9.
- [LAPINTE, 2002] LAPINTE, A. «Niveau de vie et pauvreté des enfants en Europe», *Etudes et Résultats*, n°201, novembre 2002.
- [LOLLIVIER&VERGER, 2002] LOLLIVIER, S. & D. VERGER, *Erreurs de mesure et entrées-sorties de pauvreté*, Séminaire Recherche INSEE, juin 2002.
- [NOLAN *et al.*, 2001] NOLAN, B., B. MAÎTRE & D. WATSON «Child Income Poverty and Deprivation Dynamics in Ireland», *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, BRADBURY *et al.* (eds), 2001.
- [PIKETTY&SAEZ, 2001] PIKETTY, T. & E. SAEZ, «Income Inequality in the United States, 1913-1998», *Quarterly Journal of Economics* 118, pp.1-39 (2003)

- [PIKETTY&SAEZ, 2001] PIKETTY, T. & E. SAEZ, «Income Inequality in the United States, 1913-1998», *Quarterly Journal of Economics* 118, pp.1-39 (2003)
- [ALBOUY&ROTH, 2001] ALBOUY, V. & N. ROTH, *Les aides publiques en direction des familles, Ampleur et incidences sur les niveaux de vie*, février 2003
- [THÉLOT&VILLAC, 2001] THÉLOT, C. & M. VILLAC, *Politique familiale, bilans et perspectives*, mai 1998
- [ZOYEM, 2002] ZOYEM, P. «La dynamique des bas revenus: une analyse des entrées-sorties de pauvreté», *Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, G2002/11, 2002.

Table des matières

Introduction	1
1 La pauvreté des enfants: état des connaissances et problèmes de mesure	3
1.1 Données utilisées et mesures de la pauvreté	3
1.1.1 Une pauvreté parmi d'autres: la pauvreté monétaire	3
1.1.2 Quels enfants?	4
1.2 La pauvreté des enfants: rapide état des lieux	5
1.2.1 L'étude de la pauvreté en France: des enfants oubliés?	5
1.2.2 La pauvreté des enfants dans les autres pays développés	5
2 Qui sont les enfants pauvres?	8
2.1 Une pauvreté très contrastée	8
2.2 Les caractéristiques des enfants pauvres	15
2.2.1 Régression logistique et endogénéité du nombre d'enfants	15
2.2.2 Trois grandes caractéristiques de la pauvreté des enfants	19
2.2.3 Deux types de contextes familiaux	21
3 Pauvreté des enfants et transferts redistributifs	24
3.1 Du revenu déclaré des parents au niveau de vie des enfants	24
3.1.1 L'effet des unités de consommation	24
3.1.2 Du revenu déclaré au revenu disponible	27
3.2 Le rôle des différentes allocations	32
Conclusion	38
Liste des figures	40
Liste des tableaux	41
Bibliographie	42