

Quitter le nid : entre forces centripètes et centrifuges

Anne Laferrère*

La façon dont les jeunes quittent le domicile de leurs parents s'est modifiée pendant les vingt dernières années sous l'effet de la poursuite massive des études supérieures et des fluctuations du chômage. L'augmentation de la co-résidence avec les parents de 1984 à 1996 est venue pour l'essentiel du développement des études supérieures, même si paradoxalement les étudiants ont de moins en moins co-résidé sur la période. Entre 1996 et 2002 au contraire, la co-résidence a diminué avec la baisse du chômage. Même si le taux de co-résidence des enfants actifs a légèrement augmenté sur la période 1984-2002, le fait pour un enfant de gagner sa vie marque toujours logiquement le signal du départ. En revanche, la manière dont le revenu parental influence le choix des jeunes adultes de quitter le domicile de leurs parents reste mal connue. Certains auteurs trouvent un léger effet positif compatible avec l'hypothèse de parents « altruistes » aidant leur enfant à partir, mais d'autres ont mis en évidence un effet négatif qu'ils interprètent comme le signe que les parents souhaitent retenir leur enfant au domicile. En fait, il semble que l'altruisme peut s'exprimer par plusieurs voies. Soit davantage de revenu parental augmente la consommation de l'enfant indépendant et encourage donc son départ, soit davantage de revenu parental accroît plus sa consommation quand il co-réside et le pousse au contraire à rester. En outre, plus de confort chez les parents, c'est-à-dire un transfert « en nature » sous forme de logement, doit inciter à rester. Ne pas prendre en compte les caractéristiques du logement parental biaise donc les résultats.

En testant ces hypothèses à l'aide de l'enquête *Logement* de 2002, on estime que les enfants des familles les plus modestes et de celles les plus aisées ont le plus de chances de partir. Mais la qualité du logement parental – au sens large – importe. Sa localisation est primordiale. Disposer de moins d'espace pousse à partir, de même que le manque d'intimité lié à la présence d'un beau-parent. Quand on raisonne à qualité du logement des parents égale, les enfants, surtout les plus jeunes, partent d'autant plus que leurs parents peuvent les aider.

* Anne Laferrère appartient au département de la Recherche du CREST (Centre de Recherche en Économie et Statistiques).

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

L'auteur remercie les rapporteurs de la revue pour leurs remarques.

La période du départ des enfants du domicile de leurs parents est liée à des choix essentiels de la vie : poursuivre des études supérieures, rechercher un emploi, fonder un couple, puis une famille. Ces choix sont liés à celui d'un logement ; en effet, l'offre locale d'enseignement et d'emploi influencent le départ et les couples résidant avec leurs parents sont rares. La façon dont les parents interviennent, soit en continuant à héberger leurs enfants, soit en aidant financièrement leur installation, a sans doute une influence sur ces choix. C'est à ces effets du revenu et du logement des parents sur la co-résidence avec leurs enfants que l'on s'intéresse ici.

Allongement de la durée des études et accroissement du chômage des jeunes...

Pour des raisons liées aux données utilisées et qui seront explicitées plus bas, on ne s'attache pas ici directement au choix d'emploi ou d'études supérieures des jeunes. Cependant, l'espacement régulier des enquêtes *Logement* (1984, 1988, 1992, 1996, 2001) permet de broser, à grands traits, la façon dont les jeunes ont choisi de cohabiter plus ou moins avec leurs parents selon ces choix. Deux phénomènes sont remarquables.

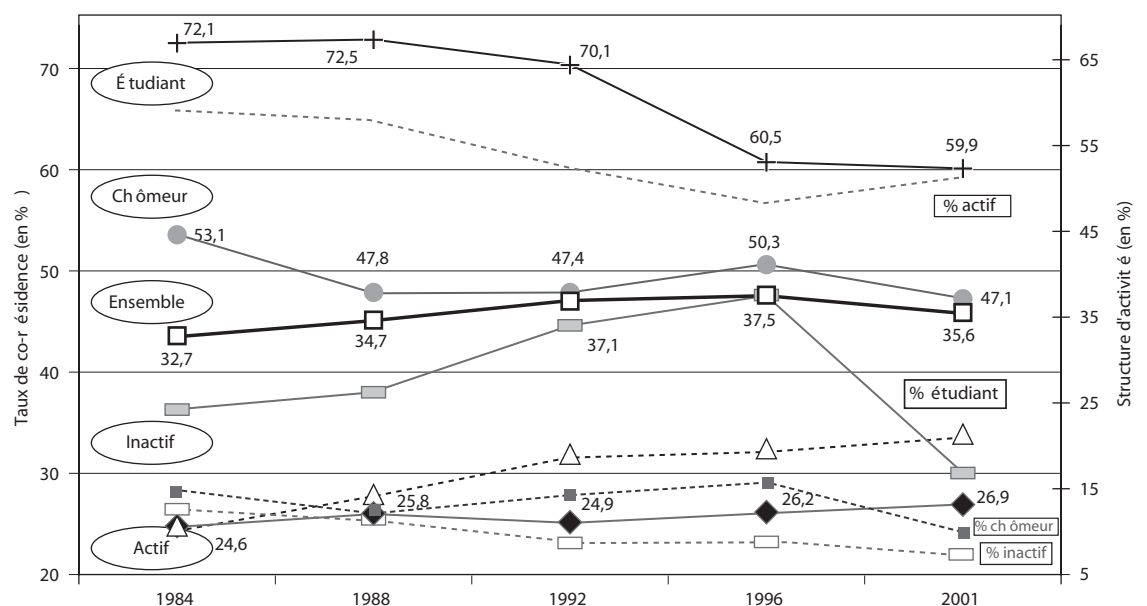
Le premier est la poursuite des études supérieures par les générations arrivées plus nombreuses

au baccalauréat au milieu des années 1980. Le taux d'étudiants parmi les jeunes de 20-29 ans a doublé, passant de 10 % en 1984 à 14 % en 1988, et 18 % en 1992, niveau qui ne croît plus que faiblement ensuite (21 % fin 2001).

Le second est la fluctuation conjoncturelle du marché de l'emploi. Le taux de chômage des jeunes (chômeurs/chômeur + actifs occupés aux enquêtes *Logement*) est stable à 14,4 % entre 1984 et 1988 : la poursuite accrue d'études supérieures n'est donc pas due initialement à des difficultés sur le marché de l'emploi, mais bien à l'arrivée de classes pleines au baccalauréat. Le taux de chômage augmente ensuite jusqu'en 1992 (18,4 %), cette fois-ci en même temps que le taux d'étudiants ; sa progression continue de 1992 à 1996 – pour atteindre 21,5 % – tandis que le taux d'étudiants est stable. Il baisse en fin de période (15,4 % fin 2001), sans que le taux d'étudiants soit modifié : c'est le taux de jeunes actifs occupés qui remonte alors sensiblement avec l'amélioration de la conjoncture (1) (cf. tableau 1 et graphique I, structure d'activité).

1. La suppression du service national des jeunes gens à partir de la génération née en 1979 ne se fait sentir qu'après 1998 et a bénéficié plutôt à l'emploi qu'à la poursuite des études : entre 1998 et 2001, le taux d'étudiants n'augmente pas davantage que celui des étudiantes tandis que le taux d'actifs occupés s'accroît deux fois plus que le taux d'actives. Des sursis étaient en effet largement attribués aux étudiants.

Graphique I
Structure d'activité et taux de co-résidence des jeunes de 20-29 ans



Lecture : l'échelle des ordonnées à gauche est celle du taux de co-résidence (traits pleins). Celle de droite est celle de la structure d'activité (traits pointillés). Par exemple 59,2 % des jeunes sont actifs occupés fin 2001 et 26,9 % d'entre eux co-résident avec leurs parents. Source : enquête Logement, Insee.

... favorisent la co-résidence

Ce sont les étudiants qui co-résident le plus avec leurs parents, devant les chômeurs, puis les actifs occupés, à égalité avec les autres inactifs. La diffusion massive des études supérieures s'est donc accompagnée mécaniquement d'une hausse de la co-résidence. L'évolution du taux de co-résidence entre deux dates peut être décomposée en une évolution à structure d'activité constante (effet 1), et l'évolution de la

structure d'activité elle-même, à comportement de co-résidence constant (effet 2) (2) (cf. tableau 1). Entre 1984 et 1996 (partie haute du tableau 1), le taux de co-résidence a augmenté de 4,8 points dont l'essentiel vient de l'augmentation de la part des étudiants ; la co-résidence elle-même progressant légèrement et seulement

2. Une telle décomposition mécanique suppose que les choix d'activité ne soient pas dictés complètement par les choix de logement.

Tableau 1
Décomposition de l'évolution du taux de co-résidence entre 1984, 1996 et 2001

En %

1984-1996	Taux de co-résidence		Différence 1996-1984 (a)	Structure d'activité 1984 (b)	Effet (1) Comportement de co-résidence (a) (b)	
	1984	1996				
Actif en emploi	24,6	26,2	1,5	0,66	1,02	
Chômeur	53,1	50,3	- 2,8	0,11	- 0,31	
Étudiant	72,1	60,5	- 11,6	0,10	- 1,22	
Autres	24,3	37,7	13,4	0,12	1,67	
Ensemble	32,7	37,5	4,8	1,00	1,16	
	Structure d'activité		Différence 1996-1984	Taux de co-rés. 1996	Effet (2) structure d'activité	Effet total (1) + (2)
	1984	1996				
Actif	0,66	0,57	- 0,09	26,2	- 2,45	- 1,43
Chômeur	0,11	0,16	0,04	50,3	2,26	1,95
Étudiant	0,10	0,19	0,09	60,5	5,30	4,08
Autres	0,12	0,09	- 0,04	37,7	- 1,46	0,21
Total	1,00	1,00			3,65	4,81
1996-2001	Taux de co-résidence		Différence 2001-1996	Structure d'activité 1996	Effet (1) Comportement de co-résidence	
	1996	2001				
Actif	26,2	26,9	0,8	0,57	0,43	
Chômeur	50,3	47,1	- 3,3	0,16	- 0,51	
Étudiant	60,5	59,9	- 0,6	0,19	- 0,12	
Autres	37,7	16,9	- 20,8	0,09	- 1,78	
Total	37,5	35,6	- 2,0	1,00	- 1,98	
	Structure d'activité		Différence 2001-1996	Taux de co-rés. 2001	Effet (2) structure d'activité	Effet total (1) + (2)
	1996	2001				
Actif	0,57	0,61	0,04	26,9	1,09	1,52
Chômeur	0,16	0,11	- 0,04	47,1	- 2,11	- 2,62
Étudiant	0,19	0,21	0,02	59,9	1,34	1,22
Autres	0,09	0,07	- 0,02	16,9	- 0,30	- 2,08
Total	1,00	1,00			0,01	- 1,96
1984-2001	Taux de co-résidence		Différence 2001-1984	Structure d'activité 1984	Effet (1) Comportement de co-résidence	
	1984	2001				
Actif	24,6	26,9	2,3	0,66	1,52	
Chômeur	53,1	47,1	- 6,1	0,11	- 0,67	
Étudiant	72,1	59,9	- 12,2	0,10	- 1,28	
Autres	24,3	16,9	- 7,4	0,12	- 0,92	
Total	32,7	35,6	2,8	1,00	- 1,35	

chez les actifs occupés et les autres inactifs. La co-résidence diminue chez les chômeurs et très sensiblement chez les étudiants dont le taux de co-résidence passe de 72 à 61 % (cf. graphique I). Paradoxalement, le taux de co-résidence s'accroît donc à cause des étudiants, même si ces derniers sont de moins en moins co-résidents, en partie grâce aux aides au logement (Laferrère et Le Blanc, 2004).

Entre 1996 et la fin de 2001 (partie médiane du tableau 1), la co-résidence diminue de 2 points. La reprise de l'emploi se traduit par une baisse du chômage qui fait fléchir le taux de co-résidence, d'autant plus que chômeurs et étudiants vivent de plus en plus de façon indépendante. Seule la hausse (plus faible que sur la période précédente) du taux d'étudiants (qui sont ceux qui co-résident toujours le plus) et celle, légère, de la co-résidence des actifs occupés dont la part augmente, contribuent positivement à l'évolution de la co-résidence. En résumé, sur la période 1984-2001, le taux de co-résidence moyen des jeunes de 20-29 ans augmente de 2,8 points (partie basse du tableau 1) et ce sont les effets de l'allongement des études supérieures qui priment : en l'absence de changement de comportement de co-résidence, les choix d'activité feraient augmenter le taux de co-résidence de 4,2 points, tandis que l'effet « Tanguy », mis en avant par un film de 2001 dans lequel un jeune actif pro-

longe la co-résidence chez des parents excédés, est beaucoup plus faible. L'impact global de la modification des comportements à structure d'activité constante est *négatif* (- 1,4) car la baisse (- 2,9) de la co-résidence chez les étudiants, les inactifs et les chômeurs, l'emporte sur la hausse chez les « Tanguy » actifs (+ 1,5).

L'influence ambiguë du revenu parental

Même si le taux de co-résidence des enfants actifs ayant un emploi a augmenté légèrement sur la période 1984-2002, gagner sa vie marque toujours logiquement pour un enfant le signal du départ. En revanche, la façon dont le revenu parental influence le choix des jeunes adultes de quitter leurs parents demeure mal connue. Les choix du type d'études et d'emploi des jeunes sont pourtant probablement liés à leur possibilité de mobilité géographique et à l'aide éventuelle des parents. Plusieurs influences peuvent se renforcer ou s'annuler mutuellement. D'une part, plus les parents sont riches, plus ils pourront aider leur enfant à se loger ailleurs et donc promouvoir son indépendance. Mais pour ces mêmes familles aisées, le logement parental est sans doute très confortable, ce qui dissuade au contraire l'enfant de partir. L'effet positif centrifuge du revenu des parents sera ainsi tempéré par une force de rappel centripète exercée par la qualité du logement

Tableau 1 (suite)

Décomposition de l'évolution du taux de co-résidence entre 1984, 1996 et 2001

En %

	Structure d'activité		Différence 2001-1984	Taux de co-rés. 2001	Effet (2) structure d'activité	Effet total (1) + (2)
	1984	2001				
Actif	0,66	0,61	- 0,05	26,9	- 1,43	0,09
Chômeur	0,11	0,11	0,00	47,1	0,00	- 0,67
Étudiant	0,10	0,21	0,11	59,9	6,58	5,30
Autres	0,12	0,07	- 0,06	16,9	- 0,96	- 1,88
Total	1,00	1,00			4,20	2,84

Note sur la décomposition du taux de co-résidence entre 1984 et 2001

$$\begin{aligned} \tau_{01} - \tau_{84} &= \sum_{i=1}^4 q_{i01} \tau_{i01} - q_{i84} \tau_{i84} \\ &= \sum_{i=1}^4 (\tau_{i01} - \tau_{i84}) q_{i84} + \sum_{i=1}^4 (q_{i01} - q_{i84}) \tau_{i01} \end{aligned}$$

Le premier terme représente l'évolution du taux de co-résidence à structure d'activité constante et le second l'effet de l'évolution de la structure d'activité, avec q_{in} = part des jeunes dans l'activité i , l'année n . τ_{in} = taux de co-résidence des jeunes de l'activité i , l'année n . Par exemple, entre 1984 et 2001, le taux de co-résidence des étudiants est passé de 72,1 % à 59,9 %, soit une différence de - 12,2 points, tandis que leur part dans la population des jeunes de 20-29 ans passait de 0,10 à 0,21, soit une augmentation de 0,11. L'effet total positif de 5,3 points des étudiants sur l'augmentation de la co-résidence est la somme d'un effet négatif (- 1,28) du comportement de co-résidence et d'un effet positif (6,58) de la structure d'activité.

Champ : jeunes de 20-29 ans.

Source : enquêtes Logement 1984, 1996, 2001, Insee.

parental. À l'autre extrémité de l'échelle des revenus, des parents pauvres non seulement ne pourront pas aider leur enfant à se loger à l'extérieur, mais ne lui offriront pas ou peu d'argent de poche, et un logement étroit ou moins bien situé, et donc peu de gain à la co-résidence. Dans ce cas, un revenu plus bas et une moindre qualité du logement poussent l'enfant à partir ; il restera davantage si le revenu de ses parents s'accroît et si leurs conditions de logement sont meilleures. Intuitivement, si les enfants restent un peu plus longtemps que par le passé au domicile de leurs parents (3), cela peut être lié non seulement au chômage ou à l'allongement des études, mais aussi à des logements parentaux plus confortables qu'auparavant. De fait, des enfants qui partent en 2002 quittent des logements parentaux d'un tiers plus grands que ceux qui partaient dans les années 1970 ou un cinquième plus grands que ceux des années 1980 (le nombre de pièces par personne des ménages de 45-65 ans à l'enquête *Logement* de 2001 est supérieur de 37 % à celui de 1973 et de 19 % à celui de 1984).

Deux formes de transferts parentaux aux enfants : en « nature » ou monétaire

Les deux formes de transferts parentaux aux enfants, l'une « en nature », sous forme de co-résidence, l'autre directement monétaire, ne sont pas substituables. Il faut donc prendre en compte à la fois le revenu parental et leurs conditions de logement pour espérer observer sans biais l'effet de l'un ou des autres sur le départ des enfants.

En d'autres termes, les parents peuvent soit aider financièrement un enfant indépendant – en lui payant son loyer par exemple –, soit subventionner plus ou moins largement sa consommation quand il partage leur domicile. Comme la consommation de logement présente des économies d'échelle, le mode de co-résidence influence les coûts. Il est moins coûteux de procurer un certain niveau de consommation à l'enfant en l'hébergeant que s'il est logé ailleurs. Les formes d'aide choisies varieront donc avec le revenu des parents. Ces interactions entre revenu des parents et conditions de logement expliquent sans doute que les études antérieures concluent tantôt à un effet positif tantôt à un effet négatif du revenu des parents sur le départ de leurs enfants. L'effet varie peut-être selon les contraintes familiales.

Altruisme des parents et transferts monétaires

Depuis Becker les économistes analysent souvent les rapports entre les parents et leurs enfants adultes à l'aide d'un modèle qualifié d'« altruiste ». Il s'agit de prendre en compte des liens entre deux entités séparées ; formellement, on écrit que l'utilité des parents est influencée positivement par les préférences de l'enfant au travers d'un paramètre β dit paramètre d'altruisme, qui mesure l'utilité marginale de l'utilité de l'enfant pour ses parents. Tout se passe comme si cette dernière était un des éléments du vecteur des consommations des parents.

Les parents peuvent alors faire un transfert de revenu à leur enfant et toute petite modification de la répartition des revenus entre parents et enfants laisse leurs consommations respectives inchangées : des parents qui verraient leur revenu augmenter et celui de leur enfant baisser d'autant ajusteraient leur transfert à la hausse pour que les consommations de chacun ne changent pas. C'est la caractéristique habituelle de mise en commun des revenus dans les modèles altruistes. Dans ce cas d'altruisme effectif, on raisonne comme si le ménage formé par les parents et les enfants constituait une entité économique dont les décisions s'accordent. L'information réciproque est parfaite et l'enfant, sachant que ses parents sont altruistes, sait quel transfert il reçoit, et prend sa décision de consommation en connaissant ce comportement parental. On appelle ici « altruisme standard » ce cas de parents effectuant un transfert monétaire à leur enfant indépendant.

Le terme d'altruisme pour décrire ce schéma très simple ne doit pas prêter à confusion : il n'a pas de connotation morale (voir Laferrère et Wolff (2004) pour plus de détails sur les modèles altruistes). D'ailleurs, il peut y avoir des parents altruistes ($\beta > 0$), qui ne font pas de transfert parce que leur revenu est trop bas comparé à celui de l'enfant.

Ce même schéma altruiste peut être appliqué au cas de parents et d'enfants adultes habitant ensemble. On sépare alors ce qui est transfert monétaire éventuel de ce qui est service de loge-

3. Voir Galland (2000) pour la France, mais aussi les références dans DaVanzo et Kobrin Goldscheider (1990), pour les États-Unis. En réalité, on est plus indépendant en 2002 qu'en 1984 avant 22 ans, et moins au-delà.

ment. On considère qu'il y a en quelque sorte un service d'hébergement de base, qui n'est pas un transfert monétaire, et des services « optionnels » – nourriture, linge, vêtements, sorties, vacances, argent de poche – assimilables à des transferts monétaires. Une partie de la consommation de l'enfant relève de son choix personnel, par l'utilisation de ses propres ressources – petits travaux et emplois, bourses – ou de transfert parentaux. Le modèle proposé ici fait ainsi une première hypothèse : l'enfant co-résidant ne contribue pas aux dépenses de logement de la famille, mais peut participer au financement de sa propre consommation (4). Des parents seront alors altruistes effectifs s'ils financent la consommation de leur enfant co-résidant. On appelle ici cette forme d'altruisme de co-résidence, « altruisme de proximité », par opposition à l'« altruisme standard » entre entités séparées (5). Dans un modèle simple, qui n'isole pas la consommation de logement, ces deux formes d'altruisme se confondent et davantage de revenu des parents altruistes se traduit par davantage de consommation pour leurs enfants, qu'ils co-résident ou non. Mais, étudier les choix de résidence exige de prendre en compte les spécificités du « bien logement ».

Prendre en compte toutes les dimensions de la qualité du logement

La consommation de logement a, en effet, de nombreuses dimensions qui ne peuvent être résumées à une seule. Ainsi, pour un même prix, une grande maison à la campagne ne procure pas le même service qu'un petit appartement en ville. Par rapport au choix des enfants adultes, trois dimensions doivent *a priori* jouer un rôle : la localisation, la taille, mais aussi l'intimité.

Partager le logement de ses parents se traduit par une perte d'intimité et d'autonomie, tout en procurant un environnement moins solitaire et le bénéfice d'une vie familiale. Pour les parents, la compagnie de l'enfant et son éventuelle surveillance sont mises en balance avec la perte d'intimité. Il est important d'évaluer ce prix de l'intimité pour savoir si parents et enfants préfèrent vivre ensemble ou séparément et s'ils sont d'accord (6). Diverses enquêtes en donnent une idée. Selon Manacorda et Moretti (2001) qui utilisent l'*Enquête mondiale sur les valeurs*, les parents italiens sont plus heureux si leurs enfants vivent avec eux, le mode de résidence n'ayant pas d'influence dans le reste de l'Europe (7). Ils suggèrent donc que les parents italiens incitent leurs enfants à rester. D'après

certaines études sociologiques, les enfants vivant avec un beau-parent quittent le domicile plus tôt. Ceci peut être un signe de la perte d'intimité à vivre dans une famille recomposée. Une question de l'enquête *Logement* de 2002 porte sur la satisfaction en matière de conditions de logement. On peut donc comparer les parents qui ont des enfants à leur domicile à ceux dont les enfants de mêmes âges (18 à 29 ans) sont partis. Sur cet échantillon de parents, la présence d'enfants diminue la satisfaction, à conditions égales de logement et de revenu. Pour une famille type virtuelle dont les caractéristiques seraient celles de la moyenne de l'échantillon, la probabilité estimée d'être satisfait est de 0,83 quand on a un enfant au domicile, elle baisse à 0,80 quand ils sont deux, et 0,76 quand ils sont trois. Cet effet négatif décline avec l'âge des enfants et n'est plus significatif quand ils ont plus de 24 ans. Même s'il est difficile de conclure à l'insatisfaction à co-résider à partir d'une question sur l'appréciation des conditions de logement, ceci ne va pas dans le sens de l'hypothèse de parents voulant à tout prix garder leurs enfants chez eux. De même, selon Ville-neuve-Gokalp (1999), moins d'un tiers des parents appréhendent le départ de leurs enfants. Une fois leurs enfants partis, 8 sur 10 mentionnent la satisfaction de les savoir indépendants, tandis que 7 sur 10 se plaignent du vide qu'ils ont laissé. Cependant, les conditions matérielles se sont améliorées pour 40 % des parents et elles n'ont empiré que pour 10 %. Il semble donc, qu'en France, les conditions matérielles de logement jouent un rôle dans le désir des parents de voir leur enfant adulte vivre indépendamment.

Quant au désir des enfants, il peut être inféré de la comparaison de leur consommation de logement avant et après leur départ. Si un enfant est prêt à perdre en qualité de vie, ou à payer davantage pour être indépendant, c'est un signe qu'il y a un coût à co-résider. On observe la consom-

4. Même hypothèse dans Ermisch et DiSalvo (1997), Rosenzweig et Wolpin (1993), Manacorda et Moretti (2002), Le Blanc et Wolff (2003). Il y a, au contraire, mise en commun totale en cas de co-résidence chez Diaz et Guillo (2002), Becker et al. (2002), Börsch-Supan (1986).

5. Un rapporteur suggère les termes plus imagés d'altruismes émancipateur et protecteur. On a cependant préféré conserver des termes plus neutres.

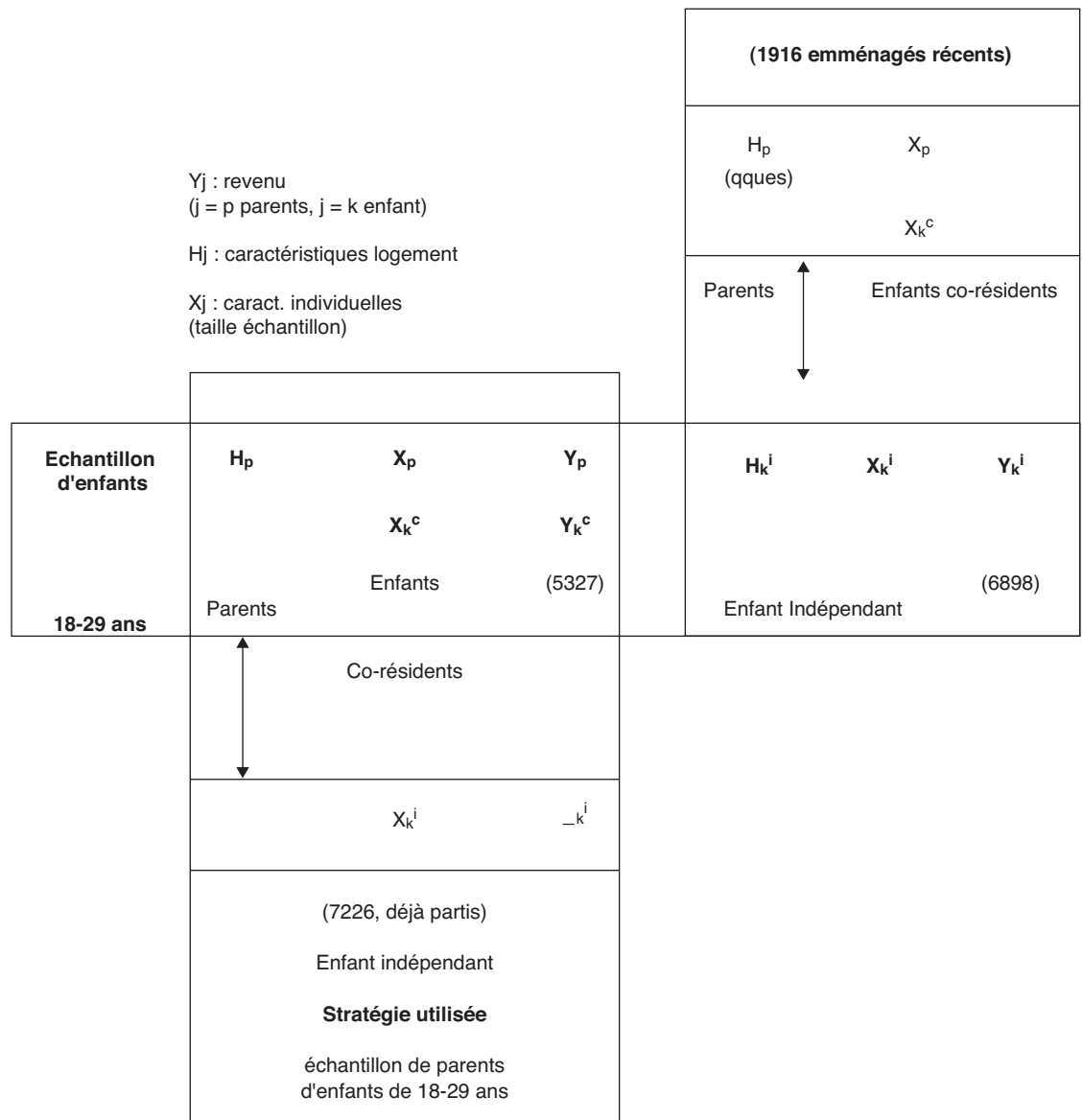
6. Rosenzweig et Wolpin (1993) et Ghidoni (2002) le mentionnent. McElroy (1985) ne considère qu'un bilan financier des coûts et bénéfices. Ermisch et DiSalvo (1997), Becker et al. (2002), ou Fogli (2000) n'en parlent pas. Whittington et Peters (1996) se posent indirectement la question du rôle tutélaire des parents.

7. World Values Survey 1981-1984, enquête menée initialement dans 6 pays européens et aux États-Unis à l'initiative d'un groupe de chercheurs, et étendue depuis à 24 pays. Voir <http://www.worldvaluessurvey.org>.

mation de logement des enfants selon qu'ils vivent seuls ou au domicile de leurs parents, à partir de l'enquête *Logement* selon des stratégies empiriques exposées dans l'encadré 1 et le graphique II. Quand ils quittent le logement parental, les enfants perdent en superficie totale, mais la surface *par tête* varie peu ; elle est seulement un peu plus faible (- 2 m²) que chez les parents pour ceux qui sont partis récemment. Ceux qui vivent hors du domicile des parents disposent de moins de confort sanitaire, souffrent davantage du bruit, se plaignent plus de l'insécurité du quartier que ceux qui co-rési-

dent. Cependant, comme ils partent pour des localisations plus urbaines et des logements plus petits, ils payent, en moyenne, 45 % de plus au m² que les parents des enfants co-résidents (Bessière et Laferrère, 2003). Ce surcoût provient en partie de ce que, nouvellement installés, les enfants acquittent un loyer de relocation plus élevé que celui de leurs parents qui est réduit par l'ancienneté d'occupation. Les enfants semblent donc prêts à payer un prix élevé pour vivre indépendants et finalement rien ne prouve que parents et enfants seraient en désaccord.

Graphique II
Stratégie d'utilisation des données en coupe de l'enquête *Logement*



Source : enquête Logement, Insee.

PALLIER L'ABSENCE DE DONNÉES LONGITUDINALES

Des données longitudinales de panel seraient les mieux adaptées à l'étude des transitions au cours du cycle de vie parce qu'elles suivent parents et enfants dans le temps (1). Cependant, les échantillons sont souvent de petite taille et les questions précises sur le logement peu nombreuses. En outre, l'attrition endogène est importante, puisque le moment où l'enfant adulte quitte le domicile des parents est lié à une plus grande probabilité que le nouveau ménage ne puisse être retrouvé et enquêté. Armé seulement d'une enquête en coupe, on doit donc inventer des solutions de remplacement. C'est ce qui est présenté ici.

Comparaison des enfants co-résidents et indépendants à la date de l'enquête

Une première stratégie envisageable (lue horizontalement sur le graphique II) serait de créer une observation pour chaque jeune adulte, âgé de 18 à 29 ans, dont le ménage a été enquêté, qu'il co-réside avec ses parents ou non. Cet échantillon représentatif de 5 327 enfants de 18-29 ans co-résidents et de 6 898 jeunes indépendants (2) ne peut être utilisé que pour étudier leurs conditions de logement (espace, confort, localisation) et les déterminants purement individuels du départ. On ne sait rien des parents que l'enfant a quitté, ni de leurs conditions de logement. Si I^* est la variable latente qui influence le choix, X_p , H_p les caractéristiques des parents et de leur logement, et X_k , H_k celles de l'enfant et de son logement, cette stratégie permettrait seulement de comparer H_p et H_k , pour les enfants co-résidents et indépendants et de tester des modèles tels que : $I^* = f_1(X_k)$. Pour avoir des informations sur les conditions de logement des jeunes indépendants antérieurement à leur départ, on peut adopter deux autres stratégies.

Enfants indépendants emménagés récents

Pour les enfants indépendants récemment emménagés, de l'information a été collectée sur les caractéristiques du dernier logement. Si on limite l'échantillon à ceux dont le dernier logement était celui de leurs parents (3), on peut éclairer, en partie, les conditions de logement antérieures à leur départ du domicile des parents (ajouter au bloc gauche des enfants co-résidents le bloc vertical à droite sur le graphique II). On sait, par exemple, si le logement était un appartement ou une maison, son année de construction, le nombre de pièces et sa surface, combien de personnes vivaient dans le logement, la taille de l'unité urbaine. Avec les mêmes notations, cette stratégie permet de tester des modèles tels que : $I^* = f_2(H_p, X_k)$. Mais la stratégie appliquée essentiellement dans cet article repose sur des questions supplémentaires posées à tous les parents de la dernière enquête *Logement de 2001-2002*.

Utilisation du module « Enfants hors domicile »

On a demandé à tous les parents s'ils avaient des enfants vivant hors de leur domicile au moment de

l'enquête, et pour chacun de ces enfants, le sexe, l'âge, le niveau d'éducation, le lien à chaque parent et s'il vivait en couple. On peut donc créer un échantillon représentatif des parents d'enfants de 18-29 ans, et par conséquent un autre échantillon, au niveau individuel, de ces mêmes enfants, qu'ils co-résident ou non. Si on connaît peu de chose de leurs caractéristiques individuelles, on en connaît davantage sur leurs parents et sur leurs conditions de logement. On a 5 327 enfants co-résidents et 8 080 indépendants (ceux dont les parents ne pouvaient fournir l'âge ou le niveau d'éducation, et les enfants de parents étrangers vivant à plus de 500 km ont été exclus).

L'échantillon devrait être de taille similaire à celui des enfants enquêtés puisqu'il représente les enfants d'un échantillon représentatif de parents. Il est en fait plus large de 1 182 (8 080 - 6 898) enfants « indépendants » de plus. Il comprend en effet les 3,5 % d'enfants vivant en logement non ordinaires selon le recensement de 1999, absents par construction des enquêtes ménages s'ils n'ont pas été déclarés par un parent. C'est le cas aussi des enfants qui en cas de séparation de leurs parents ont été déclarés comme vivant hors du domicile par leurs deux parents. Par exemple, un père n'ayant pas la garde de sa fille a déclaré qu'elle vit hors de son domicile ; la mère qui en avait eu la garde l'a déclarée aussi. Dans le second cas, la jeune fille a bien quitté le logement observé à l'enquête, mais dans le premier cas elle n'a jamais vécu dans le logement enquêté. Cette possibilité de double-compte est claire sur le graphique ci-dessous. La proportion de jeunes adultes indépendants croît avec l'âge, passant de 11 % à 18 ans à 73 % à 25 ans et 90 % à 30 ans (elle plafonne à 96 % après 37 ans). Quand on utilise le module « enfants hors domicile » (en pointillé sur le graphique) elle est supérieure. Heureusement, les données permettent de définir le lien précis de l'enfant avec les adultes du domicile enquêté : soit il est l'enfant du couple, soit d'un parent vivant seul, soit il a un parent et un beau-parent. Si on

1. La disponibilité du Panel Européen explique la floraison d'études sur le départ du nid parental (Ghidoni, 2002 ; Le Blanc et Wolff, 2003).

2. On classe en enfant co-résidents les enfants de la personne de référence ou de son conjoint, auxquels on ajoute quelques jeunes personnes de référence ou conjoints dont les parents vivent avec eux. Tous les autres jeunes sont supposés indépendants. En réalité un faible pourcentage vit comme dépendant dans un autre ménage. En se basant sur un écart d'âge supérieur à 15 ans et un lien « amis », « autre parent » ou « colocataire », on l'estime à moins de 1 %. Deux domestiques et 48 « petits-enfants » sont laissés de côté, de même que les parents dont le revenu est négatif.

3. 2 028 jeunes ont quitté leurs parents depuis moins de 4 ans. Parmi eux, 1 929 vivaient avec leurs parents en 1997, tandis que les autres étaient déjà indépendants ou en institutions et y sont retournés après (9,2 % de ces 1 929 jeunes ont fait des allers retours). En tout, 13 % des 2 028 jeunes adultes récemment installés et indépendants à la date de l'enquête avaient déjà bougé pour une vie indépendante ou en institution et n'en sont donc pas à leur premier logement hors de chez leurs parents. Comme on a des valeurs manquantes sur le logement parental pour 112 observations, il reste 1 916 jeunes récemment indépendants. →

Les économies d'échelle de la co-résidence

Que les enfants indépendants dépensent plus au mètre carré que leurs parents est un signe des économies d'échelle liées à la consommation de logement. Le logement n'est pas un bien dont la consommation est purement privée – une lampe éclaire toute la pièce –, son prix par personne est une fonction décroissante de sa taille et la production domestique est à rendements croissants. La plupart des études théoriques sur le départ des enfants n'en tiennent pas compte (McElroy, 1985), ou font l'hypothèse que le logement est un pur bien public et qu'il n'y a qu'un seul enfant (Ermisch et DiSalvo, 1997 ; Ermisch, 1999 ; Fogli, 2000). Le Blanc et Wolff (2003), en revanche, introduisent un paramètre pour mesurer l'intensité des économies d'échelle. Dans Rosenzweig et Wolpin (1993), les parents altruistes font un transfert à leur enfant soit sous forme monétaire, soit en les logeant avec eux. À cause des économies d'échelle, le prix marginal

d'un transfert est supérieur si l'enfant vit seul et les parents transféreront moins dans ce cas. Une autre façon d'envisager les économies d'échelle est de considérer qu'en leur présence une maisonnée de n personnes se comporte comme une seule personne face à un prix réduit. Plus il y a d'économies d'échelle au domicile des parents, plus il est coûteux pour l'enfant d'obtenir alors le même niveau de service en vivant indépendamment. On peut donc s'attendre à ce que les enfants dont les parents bénéficient d'une réduction de prix, et en particulier ceux qui sont locataires dans le secteur social subventionné aux loyers inférieurs à ceux du marché, partent moins que les autres. Le transfert « en nature » qu'est la co-résidence est d'autant moins cher pour eux.

La seconde hypothèse est que les parents peuvent être plus altruistes quand l'enfant vit à leur domicile que quand il est parti, c'est-à-dire que le seuil de revenu déclenchant un transfert

Encadré 1 (suite)

sépare l'échantillon par type de famille, le taux d'indépendance apparaît plus élevé pour les enfants de famille monoparentale ou recomposée. Ceci a été vérifié dans de nombreuses études antérieures (Aquilino, 1991 ; Courgeau, 2000 ; Murphy et Wang, 1998 et leurs références), mais l'importance de l'effet peut être surestimée ici. L'enquête ne fournit pas d'indice pour trier parmi ces enfants indépendants « surnuméraires » ceux qui n'ont pas vraiment quitté le logement enquêté. Cependant, comme la garde en cas de séparation est majoritairement attribuée à la mère, ces enfants sont vraisemblablement déclarés par leur père. On a donc éliminé de l'échantillon 597 enfants de pères non veufs ne vivant pas en couple et 257 enfants de pères divorcés vivant avec un conjoint qu'ils n'ont pas épousé, présumant que la garde ne leur avait pas été confiée dans ces cas. Ceci laisse un échantillon de 7 226 enfants indépendants (voir le bloc vertical à gauche sur le graphique II). Sur cet échantillon, le taux d'indépendance est plus vraisemblable (cf. graphique ci-contre). Dans ce qui suit on a vérifié la robustesse des résultats à l'exclusion de ces différentes catégories d'enfants.

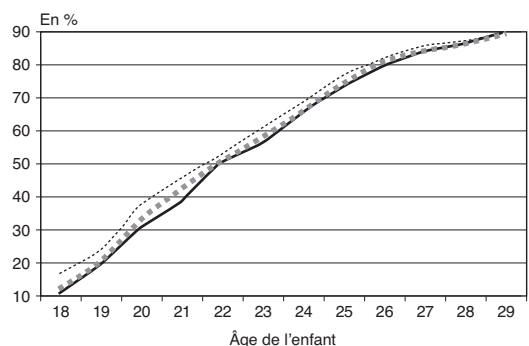
Autre source de biais possible : si les parents ont déménagé depuis le départ de l'enfant, les conditions de logements des parents à la date de l'enquête ne sont pas celles que les enfants avaient connues. On a donc systématiquement dupliqué les résultats sur le sous-échantillon des parents non mobiles depuis 5 ans. Ils sont peu modifiés.

On peut donc étudier les effets de la qualité du logement parental sur la décision de le quitter, en utilisant davantage de variables, telles le statut d'occupation ou la taille de la fratrie. Cette stratégie permet aussi l'étude de l'effet du revenu des parents. De plus, un

revenu peut être imputé à l'enfant indépendant, à partir de son âge, de son sexe et de son niveau d'éducation. Cela permet aussi l'estimation de modèle à effet fixe familial. Avec les mêmes notations que ci-dessus, on peut tester des modèles du type suivant : $I^* = f_3(X_p, H_p, X_k)$.

Comme le modèle théorique exige d'observer à la fois le revenu des parents et leurs conditions de logement, cette stratégie est la seule possible. On n'a employé les autres échantillons qu'à titre de comparaison pour vérifier la stabilité des résultats sur les sous-ensembles communs de variables explicatives.

Graphique Taux de vie indépendante selon l'âge



Lecture : la courbe en trait plein est estimée sur l'échantillon des individus de 18-29 ans. Celle en pointillés fins l'est sur les enfants au domicile et hors domicile avant correction pour double-compte. Celle en pointillés gris est sur ce même échantillon (celui utilisé ici) une fois ôtés les enfants qui n'ont pas co-résidé avec le mono-parent avant leur départ. Sources : enquête Logement.

monétaire vers l'enfant peut être plus bas. Les enquêtes montrent que le niveau de l'argent de poche donné aux enfants co-résidants est élevé (8). L'intuition est que les liens créés par le simple fait de vivre ensemble, ou l'habitude, puisque l'enfant a grandi près de parents qui ont pris soin de lui depuis toujours, entraîne un paramètre d'altruisme plus grand sous la co-résidence que quand on vit séparément. Ceci pourrait aussi provenir du fait que les parents désirent contrôler le comportement ou la consommation de l'enfant et sont prêts à le récompenser s'il se conforme à leur désir, ou encore que l'enfant a un plus fort pouvoir de négociation présent qu'absent.

Quitter ses parents : un processus fait aussi d'allers et retours

Près de 13 % des 18-20 ans mentionnent qu'ils utilisent plus d'un logement régulièrement, qu'ils soient co-résidants ou indépendants. Entre 21 et 24 ans, plus d'un co-résident sur dix et 3 % des jeunes indépendants vivent aussi ailleurs. Ceci suggère que le processus de départ du logement est dynamique, une forte minorité de jeunes ayant deux logements, surtout s'ils sont étudiants. Par ailleurs, parmi les 18-29 ans qui co-résident, 12,7 % ont eu un logement indépendant dans le passé et sont revenus chez leurs parents. Même si on exclut ceux qui étaient partis pour leurs études, 6,3 % des jeunes qui co-résident sont « revenus au nid ». Parmi ceux qui sont partis au moins une fois, 8,6 % (9) sont revenus à la date de l'enquête. Le taux d'enfants qui reviennent au moins une fois pendant leur vie est sans doute bien supérieur (10). La longueur du processus de départ, avec allers et retours, et les coûts très élevés de déménagement font que les parents ont peu de chance d'ajuster leur consommation de logement au moment du départ des enfants. De fait, en France, les parents ne réduisent pas leur consommation de logement à ce moment-là (Le Blanc *et al.*, 2000) et le départ des enfants est associé à moins de déménagements (Debrand et Taffin, 2004). Le modèle théorique suppose donc que les parents ne réajustent pas leur consommation de logement au moment du départ de leurs enfants (11). Cette troisième hypothèse de permanence du logement des parents, dont la consommation a été choisie quand l'enfant était plus jeune, signifie aussi que les parents ne vendent pas leur logement pour consommer davantage ou aider leur enfant à partir. En d'autres termes, alors que les parents peuvent effectuer un transfert monétaire à leur enfant, ils ne peuvent

transférer la part de leur revenu qui est affectée au logement. Cette non-transférabilité permet d'identifier empiriquement des effets logements distincts des effets revenus (cf. *infra*).

Le modèle théorique de co-résidence retenu

Le modèle théorique de co-résidence proposé comporte donc des parents altruistes qui peuvent héberger ou non leur enfant adulte et lui faire plus ou moins de transferts monétaires. Selon les circonstances, le revenu des parents pourra alors avoir un effet positif (plus de revenu aide l'enfant à partir) ou négatif (plus de revenu incite l'enfant à rester) sur le départ de l'enfant. Ce modèle est présenté en détail en annexe et ses prédictions sont résumées dans le tableau 2 qui isole l'effet de six variables : le revenu des parents, le paramètre d'altruisme – au domicile et en cas d'indépendance –, le nombre de frères et sœurs co-résidents, l'intensité des économies d'échelle et le niveau de consommation de logement au domicile des parents.

Dans le cas de parents effectivement altruistes standard (première ligne du tableau 2), davantage de revenu des parents, ou un altruisme élevé vis-à-vis d'un enfant indépendant, incite ce dernier à partir, ce qui correspond bien à l'effet intuitif attendu de l'altruisme standard. Dans le cas inverse, où les parents ne peuvent faire un transfert à leur enfant que s'il habite avec eux, on prédit un effet négatif du revenu parental et du paramètre d'altruisme « au domicile » sur la probabilité de vie indépendante (ligne 2). La consommation privée de l'enfant est en effet davantage subventionnée par ses parents s'il habite avec eux que dans le cas contraire. Non seulement il profite du loge-

8. Selon Barnet-Verzat et Wolff (2001), 87 % des jeunes co-résidants reçoivent de l'argent de poche, dont le montant était de 1 967 € en 1992, ce qu'on peut comparer à un revenu individuel déclaré à l'enquête Logement de 3 764 € en 2001 (soit 3 301 € en 1992).

9. Nombre d'enfants « revenus au domicile parental » divisé par le nombre de jeunes indépendants dans l'enquête Logement (échantillon pondéré).

10. Selon la National Longitudinal Survey of Youths, Aassve et al. (2002) estiment que 15 % des jeunes américains retournent chez leurs parents au moins une fois. Ermisch (1999) mentionne un taux de retour annuel de 2,7 % à partir du British Household Panel Study. Voir aussi Villeneuve-Gokalp (1997). DaVanzo et Goldscheider (1990) insistent sur le rôle de refuge du logement parental.

11. Ermisch et Di Salvo (1997), Le Blanc et Wolff (2003) supposent que les parents ajustent leur consommation de logement (leur modèle est par ailleurs proche du nôtre). Dans Börsch-Supan (1986), la consommation de logement est, au contraire, fixe. Becker et al. (2002) supposent que l'enfant ne peut revenir.

ment familial, mais il reçoit une part des autres ressources. Par exemple, si un enfant habite avec ses parents, ceux-ci lui paieront plus facilement ses vêtements, ce qu'ils ne feront pas nécessairement si l'enfant n'est pas là, à revenus égaux des uns et des autres, tout simplement parce que leurs préférences ne sont pas les mêmes. Finalement, dans le cas de parents non altruistes effectifs (ligne 3), le revenu parental ou les paramètres d'altruisme sont sans effet sur la probabilité de partir. Le modèle propose donc bien deux canaux d'expression de l'altruisme parental. L'un est standard : on aide l'enfant à faire face à ses dépenses quand il est indépendant. L'autre canal est la subvention plus élevée de la consommation de l'enfant au domicile que hors du domicile, à cause d'un altruisme plus grand dans la première situation (12). En fait, ce modèle permet assez naturellement d'obtenir un effet du revenu des parents qui peut être positif ou négatif, à cause des différentes façons pour les parents d'exprimer leur altruisme, selon qu'ils habitent avec l'enfant (effet négatif dû à un « altruisme de proximité ») ou non (effet positif de l'« altruisme standard »).

Mais le but est aussi de prévoir l'effet des conditions de logement des parents indépendamment de celui de leur revenu. Dans le modèle théorique, ces conditions sont résumées par deux paramètres : le nombre de personnes partageant le logement et l'intensité des économies d'échelle. Plus le logement est peuplé, plus on est incité à le quitter, ce qu'on interprète comme

un effet du manque d'intimité et d'espace. Plus il y a d'économies d'échelle au logement parental, moins l'enfant est incité à partir puisque le gain de la co-résidence est plus grand. La dépense de logement des parents elle-même peut être vue comme un paramètre puisqu'elle a été décidée antérieurement : plus elle est élevée, moins on partira. Un autre effet lié est celui du prix des logements : plus il est élevé, moins les enfants partiront. Dans tous les cas, de meilleures conditions de logement incitent à rester chez ses parents. Par conséquent, en cas d'altruisme standard, l'effet positif centrifuge du revenu parental, qui pousse l'enfant dehors, est contrarié par un effet logement centripète qui le retient. Au contraire, quand les parents sont altruistes de proximité, l'effet négatif de leur revenu, qui maintient l'enfant au domicile, jouera dans le même sens que l'effet de la qualité du logement dont l'augmentation incite toujours à rester. La spécification économétrique du modèle est exposée en encadré 2.

Même si le but de cette étude n'est pas l'estimation de l'effet des caractéristiques de l'enfant, on commence par vérifier que l'influence de son sexe, de son âge et de son revenu est bien conforme aux résultats des études antérieures. La

12. Même si les parents réagissent à toute augmentation du revenu de l'enfant par une réduction de leurs transferts, le modèle capte aussi indirectement la possibilité que l'enfant « consomme » davantage au domicile de ses parents, c'est-à-dire par exemple épargne avant de partir.

Tableau 2
Effet du revenu, des préférences et du logement parental sur le départ des enfants : prédictions du modèle théorique

	Revenu	Paramètre d'altruisme		Nombre de frères et sœurs	Économies d'échelle	Consommation de logement
		Au domicile	Si indépendance			
Altruisme standard : les parents effectuent un transfert financier à leur enfant indépendant qu'il soit indépendant ou qu'il co-réside						
(1) $T^c > 0$ et $T^i > 0$	+	-	+	+	-	-
Altruisme de proximité : les parents n'effectuent un transfert financier à leur enfant que s'il co-réside						
(2) $T^c > 0$ et $T^i = 0$	-	-	0	+	-	-
Les parents n'effectuent pas de transfert financier à leur enfant						
(3) $T^c = 0$ et $T^i = 0$	0	0	0	+	-	-
T^c = transfert en cas d'altruisme standard ; T^i = transfert en cas d'altruisme de proximité.						

Lecture : ce tableau résume l'effet théorique attendu des variables sur la probabilité d'indépendance de l'enfant. Ainsi dans le cas (1) d'altruisme standard, le revenu des parents a un effet positif (davantage de revenu favorise le départ), au contraire, dans le cas (2) d'altruisme de proximité, qui correspond à $\beta^c > \beta^i$, le revenu a un effet négatif (davantage de revenu retarde le départ). Dans tous les cas, davantage de consommation de logement au domicile des parents a un effet négatif et diminue la probabilité d'indépendance.

comparaison des 18-29 ans co-résidant et vivant seuls (cf. tableau 3, modèle 1), montre un fort effet de l'âge. Plus l'enfant grandit plus il a de chance d'être indépendant. Le désir d'intimité et d'affranchissement croît naturellement avec l'âge. On trouve aussi, classiquement, que les jeunes filles sont plus enclines à quitter leurs

parents que les jeunes gens, l'intimité étant plus recherchée par elles que par les garçons puisqu'elles se marient plus tôt (13). Il y a un

13. À cause de la contrainte temporelle sur leur fécondité, entre autres raisons. L'effet demeure quand on contrôle par le fait de vivre en couple.

Encadré 2

LA SPÉCIFICATION ÉCONOMÉTRIQUE DU MODÈLE

Le modèle théorique suggère le modèle empirique suivant, où I^* est la variable latente de propension à l'indépendance :

$$I^* = (Y_k, Y_p, \beta, n, \bar{H}, \delta, \rho_k)$$

Le fait, pour l'enfant adulte, d'être indépendant dépend de son revenu Y_k , du revenu de ses parents Y_p , et de leur paramètre de préférence β qui à eux trois déterminent le niveau des transferts des parents à l'enfant. Son indépendance dépend aussi de n , \bar{H} , et δ , respectivement la taille de la famille, la consommation de logement des parents et l'intensité des économies d'échelle au domicile des parents. Le prix du logement ρ_k auquel l'enfant fait face est aussi crucial dans sa décision.

Deux remarques s'imposent. La première est que le modèle théorique prédit que l'altruisme parental se manifeste par des transferts, alors que ceux-ci ne sont pas observés dans les données. Une telle observation n'est pas nécessaire, à la condition de connaître Y_k , Y_p et β , puisque les transferts sont fonction du ratio du revenu des parents à celui de l'enfant et du paramètre d'altruisme β . Pour connaître à la fois le revenu des parents et des enfants, y compris quand ceux-ci sont indépendants, on utilise le module sur les enfants hors domicile de l'enquête *Logement* (cf. encadrés 1 et 3). Un paramètre de préférence tel que β n'est pas observable. Il sera approché par les caractéristiques de la famille : sexe et âge de l'enfant, âge des parents, le fait d'avoir des parents immigrés (nés à l'étranger et non français de naissance) et le type de famille (l'enfant a ou avait au domicile ses deux parents, un seul parent ou un parent et un beau-parent). C'est essentiellement au vu du signe de l'effet du revenu parental qu'on parlera du type d'altruisme des parents. Ce signe permettra de présumer de l'existence d'un transfert. On ne mesure pas l'altruisme à proprement parler, mais seulement si les parents sont plus ou moins contraints dans son expression. Le terme d'altruisme n'a ici aucune connotation morale. On pourrait parler alternativement d'une règle de partage du revenu plus ou moins favorable à l'enfant, règle qui peut changer selon que l'enfant habite ou non avec ses parents.

La deuxième remarque est la suivante. Il se pourrait que les choix des parents en matière de logement ne soient pas complètement indépendants de leur désir en matière de co-résidence avec leurs enfants. Des parents qui veulent garder leur enfant chez eux auront adapté leur logement en conséquence, et inversement. Mais un logement qui ne convient pas à un jeune

de 20 ans pourra être parfait pour l'accueil des futurs petits-enfants : l'horizon temporel de la décision familiale joue probablement un rôle. On ne sait donc pas si un meilleur logement vient d'un plus haut revenu ou d'un plus fort désir de garder son enfant au domicile. Cependant si ce goût inobservable des parents pour la co-résidence est bien indépendant de leur revenu, cette possible endogénéité des choix de logement n'empêchera pas d'identifier séparément des *effets logements* et des *effets revenus* sur le départ des enfants (cf. annexe). Comme on n'a pas d'élément pour savoir si riches ou pauvres ont plus ou moins de goût à vivre avec leurs enfants adultes, on fait l'hypothèse que cet aspect des préférences ne dépend pas du revenu.

La consommation de logement des parents \bar{H} pourrait être appréhendée par leur loyer ou le prix de leur logement. Mais comme on l'a vu, cette consommation a plusieurs dimensions. On a donc préféré introduire un vecteur de qualités du logement : maison ou appartement, nombre de chambres par enfant et localisation (taille de l'unité urbaine). Le nombre de chambres par enfant et le fait que les parents soient locataires du secteur social sont des indicateurs de δ , l'intensité des économies d'échelle au domicile des parents (1). La structure familiale est sans doute un signe à la fois de la « qualité » du logement, à travers le prix de l'intimité, et de l'altruisme. Le prix du logement ρ_k auquel l'enfant fait face est inconnu, par construction dans le cas où l'enfant n'est pas indépendant puisqu'on ne sait où il va s'installer, et parce qu'il n'est pas dans les données pour les enfants indépendants. La plupart des études ne s'intéressent pas au choix de localisation et celles qui le font admettent l'hypothèse implicite que l'enfant vit près de ses parents et fait face au même marché du logement qu'il co-réside ou non (voir par exemple Haurin *et al.*, 1993). On ne s'y intéresse pas directement non plus ici, mais les prix des logements sont approchés par la taille de l'unité urbaine où vivent les parents. On verra qu'elle capte à la fois la qualité du voisinage du domicile parental et les prix, pour les enfants qui s'installent dans des grandes villes. On utilise des modèles à probabilité linéaire dans lesquels la variable dépendante vaut 1 si l'enfant est indépendant et 0 s'il co-réside (2).

1. Introduire la dépense de logement des parents plutôt que ce vecteur de caractéristiques, ou ajouter la dépense à ce vecteur ne modifie pas les résultats.

2. On a aussi estimé des modèles Logit qui donnaient qualitativement les mêmes résultats (Laferrère et Bessière, 2003).

fort effet positif du revenu de l'enfant (14). Ces résultats sont conformes à ce qui est trouvé dans les autres études et demeurent inchangés si on ajoute les caractéristiques des parents et de leur foyer. Avoir un parent immigrant retarde le départ, ce qui peut correspondre à un moindre réseau d'information sur les universités, les emplois ou les logements dans ces familles (15).

Le revenu de l'enfant peut être considéré comme endogène. En particulier des caractéristiques individuelles inobservées des familles agissent probablement à la fois sur l'investissement en capital humain de l'enfant, et donc son revenu, et sur les modalités de son départ plus ou moins précoce. De fait dans un modèle à effet fixe familial (cf. tableau 3, dernière colonne), qui corrige donc parfaitement de ces caractéristiques inobservables, l'effet du revenu de l'enfant est moins fort, même s'il demeure important. Ce qui nous intéresse ici est toutefois l'effet des caractéristiques des parents de l'enfant. On a donc conservé le revenu de l'enfant dans les spécifications suivantes, tout en vérifiant que son omission ne modifiait en rien les résultats.

La plupart des parents n'aident pas leurs enfants à partir

Comme le modèle théorique prévoit que le revenu parental peut avoir un effet positif ou

négatif, il doit être introduit de façon la plus flexible possible. Après avoir testé des formes non paramétriques, on a choisi un polynôme du cinquième degré. On utilise le revenu parental par unité de consommation (UC) mesuré à la date de l'enquête, faute de connaître celui au départ des enfants. On a reconstitué le nombre d'unités de consommation (UC) d'avant le départ des enfants. Comme la date de départ est inconnue, on a supposé qu'ils étaient partis par rang d'âge. Utiliser un revenu non déflaté par UC donne des résultats voisins (Laferrère et Bessière, 2003). Le modèle fait l'hypothèse que le revenu des parents est exogène, c'est-à-dire qu'il n'est pas affecté par le départ de leur enfant. De fait, selon l'*Enquête Emploi*, le taux d'activité des mères ne se modifie pas avec l'âge du dernier enfant adulte. Quant aux décisions de retraite, elles sont en général prises après le départ des enfants. Les revenus de transferts peuvent dépendre du nombre d'enfants, aussi les allocations logement sont-elles exclues ici. Le premier modèle n'introduit

14. Estimer le modèle sur l'échantillon des individus de 18-29 ans de l'enquête Logement donne les mêmes résultats que sur cet échantillon utilisant les enfants hors domicile, avec un effet plus faible du revenu de l'enfant. Comme ici le revenu est imputé (cf. encadré 3), il se rapproche d'un revenu permanent, d'où l'intensité plus forte de l'effet.

15. Courgeau (2000) l'attribue à l'attitude protectrice des familles immigrantes dans un environnement difficile. La discrimination à l'embauche ou sur le marché du logement pourrait avoir le même effet.

Tableau 3
Modèles d'indépendance : variables enfants et type de famille

Variable	Tous parents						Parents non mobiles	
	Modèle 1		Modèle 2		Effet fixe		Effet fixe	
	Coef.	Pr > t	Coef.	Pr > t	Coef.	Pr > z	Coef.	Pr > z
Constante	- 0,3084	0,000	- 0,3504	0,000	- 0,4030	0,000	- 0,4030	0,000
Âge	0,0186	0,000	0,0189	0,000	0,0241	0,000	0,0273	0,000
Femme	0,1980	0,000	0,1960	0,000	0,1950	0,000	0,1969	0,000
Revenu (1 000 €)	0,0569	0,000	0,0560	0,000	0,0470	0,000	0,0481	0,000
Revenu au carré	- 0,0009	0,001	- 0,0009	0,001	- 0,0007	0,000	- 0,0006	0,000
Beau-père			0,1885	0,000	0,1092	0,007	0,0793	0,083
Belle-mère			0,2962	0,000	0,1958	0,000	0,1869	0,000
Mère seule			0,0698	0,000				
Père seul			- 0,1499	0,000				
<i>Deux parents</i>			<i>Réf.</i>					
R ²	0,4081		0,4378		0,4032		0,4130	
Nombre d'observations	12 553		12 553		8 754		6 830	
Nombre de familles	7 612		7 612		3 813		2 982	

Lecture : la variable dépendante vaut 1 si l'enfant vit indépendamment et 0 s'il co-réside avec ses parents. Dans les modèles 1 et 2, les écarts-types tiennent compte du fait que des enfants peuvent appartenir à la même famille. Dans le modèle à effet fixe (qui ne prend donc en compte que les familles qui ont au moins deux enfants de 18-29 ans), le type de famille de référence regroupe les enfants avec deux parents et ceux avec un parent vivant seul à son domicile.

Source : Calculs de l'auteur à partir l'enquête Logement 2001-2002, Insee.

Encadré 3

LES DONNÉES DE L'ENQUÊTE LOGEMENT 2001-2002

Les enquêtes *Logement* ont lieu régulièrement tous les 4 ans en général (1984, 1988, 1992, 1996, 2001). La dernière été menée entre décembre 2001 et mars 2002 sur un échantillon représentatif de 45 000 logements. Chaque habitant d'une résidence principale est classé selon son lien à la personne de référence du ménage, ce qui permet d'estimer le taux de co-résidence des enfants avec leurs parents.

On a demandé à chaque individu s'il utilisait plus d'un logement régulièrement pendant la semaine, et de quel type. Les enfants adultes ont également mentionné s'ils étaient déjà partis pour vivre indépendamment dans le passé, ainsi que la raison de leur retour. Une question s'intéresse aussi au degré de satisfaction des conditions de logement : « *Trouvez-vous vos conditions de logement : 1. Très satisfaisantes, 2. Satisfaisantes, 3. Acceptables, 4. Insuffisantes, 5. Très insuffisantes* ». Sont considérés ici comme satisfaits ceux qui ont donné la réponse 1 ou 2.

De plus, chaque adulte personne de référence ou conjoint a mentionné l'existence d'éventuels enfants

vivant indépendamment. On ne sait malheureusement pas si ces enfants sont ou non étudiants. En dépit de cette lacune, cette interrogation permet de constituer un échantillon original. On utilise donc surtout ici, non pas directement les individus de 18-29 ans présents dans les ménages interrogés, mais les parents d'individus de 18-29 ans, qui indirectement permettent de reconstituer un échantillon d'individus de 18-29 ans (c'est la stratégie présentée dans l'encadré 1). La description de cet échantillon se trouve dans le tableau ci-dessous.

Imputation du revenu des enfants indépendants

À partir de l'observation des jeunes indépendants de 18-29 ans (revenu, âge, vie en couple, sexe, niveau d'éducation), on estime une équation de revenu ($R^2 = 0,2523$). Ensuite les paramètres estimés (tous significatifs à 1 %) ont servi à imputer un revenu aux enfants indépendants dont les parents ont été enquêtés (enfants hors domicile).

Tableau
Description de l'échantillon

	Stratégie 1		Stratégie 2		Stratégie 3	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Caractéristiques de l'enfant adulte						
Indépendant	0,562	0,496	0,260	0,439	0,576	0,494
Âge	23,481	3,569	21,947	3,169	23,416	3,520
Femme	0,513	0,500	0,461	0,499	0,485	0,500
Vie en couple	0,388	0,487	0,171	0,376	0,359	0,480
Revenu (1 000 € par an)	7,517	8,752	5,462	7,277	7,766	6,337
Caractéristiques du foyer parental						
Nombre de personnes			3,082	1,323	3,509	1,482
1 autre personne			0,281	0,449	0,195	0,396
2 autres personnes			0,338	0,473	0,328	0,469
3 autres personnes			0,193	0,394	0,244	0,430
4 autres personnes ou plus			0,115	0,319	0,190	0,392
Appartement			0,283	0,450	0,275	0,447
Nombre de pièces			5,014	1,473	4,916	1,519
50 000 à 100 000 habitants			0,068	0,252	0,072	0,259
100 000 à 200 000 hab.			0,056	0,230	0,058	0,234
> 200 000 habitants			0,255	0,436	0,243	0,429
Région parisienne			0,149	0,356	0,120	0,325
Nombre de chambres/enfant					1,152	0,775
Beau-père					0,089	0,285
Belle-mère					0,051	0,221
Mère seule					0,170	0,376
Père seul					0,019	0,138
Âge des parents					51,715	7,008
Immigrant					0,122	0,328
1 frère/sœur					0,355	0,479
2 frères/sœurs					0,213	0,409
3 frères/sœurs					0,080	0,272
4 frères/sœurs ou plus					0,063	0,242
Locataire secteur social					0,187	0,390
Locataire privé					0,133	0,340
Propriétaire occupant					0,680	0,466
Revenu parental/UC (1 000 €/an)					13,724	10,953
Loyer (réel ou imputé, 100 €/an)					5,345	1,866
Nombre d'observations	12 272		7 290		12 553	

que le revenu des parents sans leurs conditions de logement (cf. tableau 4, modèle 1). Ce revenu a une influence significative sur le départ de l'enfant mais son effet est extrêmement faible comparé à celui de l'enfant et non monotone. Le graphique III, comme les graphiques suivants, représente l'effet du revenu parental sur le taux estimé d'indépendance de l'enfant, en un point moyen de l'échantillon (c'est-à-dire pour un enfant fictif qui aurait les caractéristiques moyennes des enfants de l'échantillon). Pour la grande majorité des

familles, jusqu'au troisième quartile de revenu, plus haut est ce revenu, plus l'enfant a de chances de co-résider (cf. graphique III, trait fin). Au-dessus, le revenu n'a pas d'effet significatif sur le départ de l'enfant. On ne trouve un effet positif que pour les très hauts revenus, et cet effet est faible. Cela tendrait à prouver que la plupart des parents n'aident pas leurs enfants à partir, et qu'au contraire, la plupart des enfants restent d'autant plus qu'ils bénéficient de davantage de consommation grâce à des parents plus aisés.

Tableau 4
Modèles d'indépendance (caractéristiques des parents et de l'enfant)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3 (en croisant avec le type de famille)							
	Coef.	Prob > T	Coef.	Prob > T	Coef.	Prob > T	Deux parents		Beau-parent		Parent seul	
							Coef.	Prob > T	Coef.	Prob > T	Coef.	Prob > T
Constante	- 0,1297	0,003	- 0,2679	0,000	- 0,4392	0,000						
Âge	0,0191	0,000	0,0186	0,000	0,0237	0,000	- 0,0024	0,573	0,0146	0,0408		
Femme	0,1971	0,000	0,1934	0,000	0,1918	0,000	0,1864	0,000	0,1719	0,000		
Revenu (1 000 €)	0,0557	0,000	0,0548	0,000	0,0531	0,000	0,0994	0,000	0,0855	0,000		
Revenu au carré	- 0,0008	0,001	- 0,0008	0,001	- 0,0007	0,000	- 0,0036	0,000	- 0,0027	0,000		
Beau-père	0,1688	0,000	0,1470	0,000			0,7434	0,000				
Belle-mère	0,2844	0,000	0,2480	0,000			0,8451	0,000				
Mère seule	0,0368	0,0003	0,0444	0,000					0,1826	0,105		
Père seul	- 0,1548	0,000	- 0,1555	0,000					0,0127	0,913		
Caractéristiques des parents												
Âge	- 0,0011	0,079	0,0011	0,089	0,0004	0,636	0,0023	0,059	0,0040	0,002		
Immigrant	- 0,0974	0,000	- 0,1005	0,000	- 0,0842	0,000	- 0,0488	0,139	- 0,1055	0,000		
ypuc (revenu 1 000 €)	- 0,0232	0,000	- 0,0153	0,000	- 0,0073	0,017			- 0,0281	0,000		
Ypuc2*10e-3	0,8877	0,000	0,6982	0,000	0,3800	0,003	- 0,6729	0,007	1,3900	0,000		
Ypuc3*10e-3	- 0,0125	0,000	- 0,0105	0,000	- 0,0058	0,005	0,0319	0,012	- 0,0207	0,000		
Ypuc4*10e-6	0,0714	0,000	0,0615	0,000	0,0341	0,006	- 0,4594	0,027	0,0928	0,000		
Ypuc5*10e-6	- 0,0001	0,000	- 0,0001	0,000	- 0,0001	0,007	0,0021	0,058				
Caractéristiques du logement des parents												
Locataire secteur privé			0,0597	0,000	0,0692	0,001	0,0084	0,793	0,0598	0,004		
Propriétaire			0,0334	0,006	0,0402	0,015	0,0109	0,705	0,0369	0,085		
U.U. > 200 000 hab.			- 0,0395	0,000	- 0,0425	0,000	- 0,0152	0,457	- 0,0286	0,102		
Région parisienne			- 0,1301	0,000	- 0,1340	0,000	- 0,0708	0,015	- 0,1041	0,000		
Appartement			0,0338	0,001	0,0230	0,100	0,0198	0,409	0,0484	0,011		
Nb de chambre par enfant			- 0,0464	0,000	- 0,0256	0,001	- 0,1019	0,000	- 0,0945	0,000		
Nombre de frères et sœurs												
Aucun			Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	Réf.		
Un			0,0084	0,430	0,0163	0,211	- 0,0600	0,049	0,0287	0,182		
Deux			0,0225	0,081	0,0303	0,064	- 0,0242	0,429	0,0445	0,098		
Trois			0,0844	0,000	0,1030	0,000	- 0,0070	0,844	0,0768	0,030		
Quatre et plus			0,0807	0,000	0,0903	0,002	- 0,0150	0,695	0,1186	0,007		
Nombre d'observations	12 553		12 553		12 553							
Nombre de familles	7 612		7 612		7 612							
R ²	0,4468		0,4610		0,4798							

Lecture : la variable dépendante vaut 1 si l'enfant vit indépendamment et 0 s'il co-réside avec ses parents, Ypuc2 est le revenu parental (en milliers d'euros par unité de consommation) élevé au carré, ypu3 est le terme cubique, etc. Les écarts-types tiennent compte de ce que plusieurs enfants peuvent appartenir à la même famille.

Par rapport à un enfant dont les parents vivent en zone rurale ou dans une unité urbaine de moins de 200 000 habitants, un enfant dont les parents vivent en région parisienne a 13 % moins de chances d'avoir quitté ses parents.

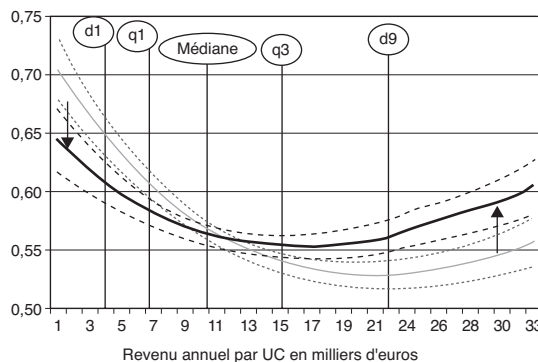
Source : calculs de l'auteur à partir l'enquête Logement 2001-2002, Insee.

Localisation, espace et statut d'occupation du logement influencent le départ

Comme argumenté plus haut, l'aide parentale peut prendre la forme de l'hébergement, et la consommation de logement des parents est fixe et non fongible. Il ne peuvent transférer leur propre logement pour aider leur enfant à se loger dehors. Dans une telle situation, la mesure de l'effet revenu des parents est biaisée si on ne prend pas en compte leur consommation de logement (cf. encadré 2). On ajoute donc les caractéristiques du logement des parents dans un second modèle (cf. tableau 4, modèle 2). On peut les regrouper en trois groupes : localisation, espace et statut d'occupation ; toutes ont une forte influence sur le choix des enfants.

- La localisation du logement est primordiale : les enfants dont les parents vivent dans une ville de plus de 200 000 habitants, et en région parisienne sont les moins susceptibles de partir. L'interprétation en termes de consommation de logement est que les villes procurent une offre d'enseignement supérieur et d'emploi, ce que recherchent les jeunes adultes. Ainsi la « mauvaise qualité » du domicile parental que fuient les enfants est le manque de ces services (16). Ces services se traduisent en un prix des terrains plus élevé, les prix des logements montent donc avec le degré d'urbanisation, d'où un second effet qui renforce le premier : les enfants sont d'autant plus enclins à rester chez leurs parents que ceux-ci vivent dans une zone de prix plus élevés (17).

Graphique III
Taux d'indépendance relatif selon le revenu parental (tous parents)



Lecture : les taux sont estimés à partir du tableau 4 modèles 1 et 2. En maigre, modèle n'incorporant pas de variables de contrôle logement, en gras, modèle complet. Certains quantiles de revenu sont indiqués. En pointillés les intervalles de confiance des estimations.

Source : enquête Logement, Insee.

- L'espace compte aussi : diviser par deux le nombre de chambres par enfant (qui est de 1,15 en moyenne) augmente la co-résidence de 2,5 points (18). En outre, un appartement a plus de chance d'être quitté qu'une maison. Il se peut qu'il apporte moins d'intimité à ses occupants. Au-delà d'un frère ou sœur, en avoir un de plus augmente la probabilité de partir de 2,2 points, deux de plus de 8,4 points, ce qui suggère à la fois des contraintes d'espace et d'intimité.

- Avoir des parents locataires du secteur social augmente la co-résidence, de 6 points par rapport au secteur locatif libre et de 3,3 points par rapport à la propriété occupante. Ceci est compatible avec le fait que pour eux les économies d'échelle sont les plus fortes, comme le loyer est subventionné, et qu'il est donc relativement plus coûteux à l'enfant de partir (19). Ce sont les enfants des locataires du secteur privé qui partent le plus, encore plus que ceux dont les parents sont propriétaires. Il se pourrait que leurs parents soient potentiellement les plus mobiles, et donc les plus à même de gagner en consommation en déménageant, davantage en tous cas que les parents en HLM qui auraient sans doute du mal à en retrouver un autre s'ils voulaient changer, surtout s'ils sont devenus non éligibles.

Une fois introduites les caractéristiques du logement dans le modèle, le profil de l'effet du revenu parental est modifié (cf. graphique III, trait plein). Jusqu'à la médiane, l'effet est toujours négatif (compatible avec l'altruisme de proximité) ; au-delà, pour environ un tiers des parents, l'effet est nul ; finalement pour les 12 % au revenu le plus haut l'effet est positif. Les parents des plus hauts déciles de revenu sont suffisamment altruistes ou riches comparés à leurs enfants pour influencer leur départ par des transferts en argent. Notons une fois de

16. Martinez-Granado et Ruiz-Castillo (2002) trouvent, au contraire, que vivre en ville augmente la propension à l'indépendance parce qu'ils regardent le lieu de logement de l'enfant. Ici l'interprétation n'est pas que les enfants restent dans les zones rurales, mais qu'ils sont partis pour les villes.

17. Ermisch (1999) trouve qu'un niveau de prix régional élevé retarde le départ.

18. Comme pour les unités de consommation, on a redéfini le nombre d'enfants tel qu'il était avant le départ. Utiliser le nombre total de pièces au lieu de celui des chambres par enfant donne le même résultat. On a préféré le nombre de chambres parce que certaines études sociologiques ont montré l'importance de la chambre comme « territoire » du jeune adulte (Ramos, 2002).

19. Ermisch (1999) trouve la même chose en Grande-Bretagne. L'effet peut bien sûr être renforcé s'il y a discrimination à l'embauche pour les jeunes en provenance de quartiers HLM, indépendamment de leur origine étrangère qui est ici une variable de contrôle (voir note 17).

plus que le transfert lui-même n'est pas observé. Son existence est seulement présumée, au vu du signe de l'effet du revenu parental. Cependant l'intensité de l'effet revenu demeure faible. Le tableau 5 présente un résumé des taux estimés d'indépendance en un point moyen de l'échantillon, puis en faisant varier le revenu parental. Ainsi selon le premier modèle qui n'introduit pas les conditions de logement (col. 1, non) un enfant avec des parents au niveau d9, c'est-à-dire à la limite des 10 % les plus riches a moins de chance d'être indépendant qu'un enfant dont les parents sont à la médiane (- 2,7 points). Mais selon le second modèle, le taux estimé d'indépendance de ce même enfant (col. 2) est supérieur de 1,1 point. C'est que l'effet centrifuge de 1,1 point exercé par le revenu de parents riches est plus qu'annulé par l'effet inverse centripète du logement de - 3,8 points. Si on définit un effet significatif comme une pente telle qu'un écart de 1 000 € de revenu annuel par UC des parents modifie la probabilité de partir de plus de 0,25 point, le tableau 5 fournit aussi une estimation du pourcentage d'enfants dont les parents peuvent être qualifiés d'altruistes

« standard » (leur revenu aide l'enfant à être indépendant), ou altruistes de « proximité » (moins il y a de revenu plus l'enfant part). Au vu du premier modèle, on conclurait que seulement 7 % des parents sont altruistes standard et aident leurs enfants à devenir indépendants. Les variables logement une fois introduites, on trouve que 12 % des parents les aident à partir (cf. tableau 5, tous enfants, deux dernières lignes, colonnes oui et non). Le premier modèle est donc biaisé contre l'altruisme standard. Comme les « bons » logements sont souvent détenus par les parents aisés, on observe bien la force de rappel prédite : un fort revenu pousse les enfants hors du logement, mais un meilleur logement les retient. Quant à l'effet négatif du revenu des parents sur le départ pour la moitié des enfants, il est compatible soit avec l'altruisme de proximité, soit avec des parents qui essaient de retenir leur enfant (l'interprétation « italienne » non altruiste, voir Manacorda *et al.*, 2002 ou Becker *et al.*, 2002). Mais que l'effet soit positif pour les moins contraints des parents réfute l'idée qu'en général les parents cherchent à garder leurs enfants.

Tableau 5
Taux d'indépendance estimé

	Tous enfants		2 parents	Beau-parent	Un seul parent	2 parents					
	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	18-22 ans		23-25 ans		26-29 ans	
						Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
Référence médiane q2	56,1	56,0	52,9	70,3	54,4	44,9	45,4	54,6	54,9	63,4	62,6
(écart-type)	(0,4)	(0,4)	(0,5)	(1,1)	(1,1)	(2,9)	(2,9)	(1,4)	(1,5)	(2,7)	(2,7)
Écart par rapport à la référence											
1 ^{er} décile (d1)	7,7	4,2	1,2	3,5	7,5	0,4	- 1,4	8,7	5,7	5,3	2,4
1 ^{er} quartile (q1)	3,9	1,9	0,5	2,2	3,9	- 0,2	- 1,3	4,3	2,6	3,1	1,4
3 ^e quartile (q3)	- 2,6	- 0,7	0,4	- 2,4	- 2,6	1,8	3	- 2,9	- 0,9	- 3,6	- 1,9
9 ^e décile (d9)	- 2,7	1,1	2,2	- 3,5	- 2,5	5,6	8,1	- 2,8	1,2	- 6,8	- 3,8
Chambre/enfant div. 2		2,5	1,5	5,9	5,4	0,1		2,0		2,4	
U.U. > 100 000 hab.		- 1,4	- 1,6	- 0,3	- 0,9	- 3		- 1,3		0,2	
Région parisienne		- 10,5	- 10,8	- 5,9	- 8,5	- 10,6		- 15,8		- 6,1	
Reste de la France		2,7	2,6	1,2	1,9	3,1		3,5		1,1	
% altruisme standard	7	12	15	0	10	45	66	10	20	0	0
% altruisme de proximité	75	50	20	70	75	15	< 5	75	60	92	86

Taux calculés à partir des modèles 2 et 3 du tableau 4, ou d'un modèle similaire.

Référence : revenu parental médian de la catégories, autres caractéristiques à la moyenne de l'échantillon.

Non : sans contrôles pour les conditions de logement.

Altruisme standard (de proximité) : proportion d'enfants pour lesquels une hausse de 1 000 € de revenu annuel par UC des parents augmente (diminue) la probabilité de partir de plus de 0,25 point.

Lecture : pour les enfants qui vivent avec leurs deux parents le taux d'indépendance de la situation de référence (enfant ayant les caractéristiques moyennes de l'échantillon) est de 53 %. Il est de 2,2 points plus élevé pour ceux dont les parents appartiennent au décile supérieur de revenu, et de 10,8 points moins élevé pour ceux dont les parents vivent en région parisienne. Pour 45 % des enfants de 18-22 ans qui vivent avec leurs deux parents, l'effet du revenu de ces derniers est compatible avec un comportement altruiste standard. C'est le cas pour 66 % d'entre eux si on raisonne à conditions de logements des parents égales.

Source : calculs de l'auteur à partir l'enquête Logement 2001-2002, Insee.

Pour résumer :

- Pour les jeunes dont le revenu des parents est inférieur à la médiane, davantage de revenu parental incite à rester plus longtemps au domicile.
- Pour les 12 % dont les parents sont les plus riches davantage de revenu parental aide au contraire à partir.
- Dans tous les cas, une localisation en région parisienne ou urbaine des parents, plus d'espace à leur domicile, la vie en logement social incitent à rester.

Pour vérifier la robustesse des résultats, on les a reproduits sur le sous-échantillon des enfants dont les parents n'avaient pas déménagé pendant les cinq dernières années. On s'assure ainsi que les conditions de logement observées sont bien celles qu'avait connu l'enfant parti. Les résultats sont qualitativement inchangés (cf. tableau 6, modèle 1 et 2, et graphique IV, parents non mobiles) (20). Autre test de robustesse, exclure le revenu de l'enfant des modèles à cause de son endogénéité potentielle conduit à un profil identique des effets du revenu des parents qui sont toutefois légèrement atténués au profit des effets des caractéristiques du logement. En particulier, les effets région parisienne et HLM sont accentués.

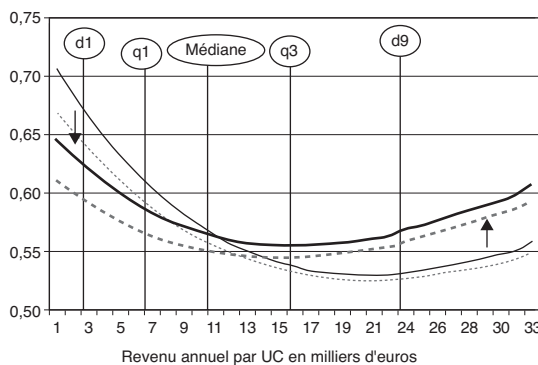
L'effet de la structure familiale

On a aussi introduit dans les modèles le type de famille : soit les deux parents vivent ensemble,

soit il y a un seul parent, ou encore un parent et un beau-parent. L'effet de cette structure familiale est très important. Comparée à la vie avec deux parents, celle avec un beau-père augmente la probabilité de vivre indépendamment de 15 points, vivre avec une belle-mère de 25. Ceci peut être interprété comme un coût d'intimité. En outre, il pourrait y avoir moins de services rendus aux enfants dans les familles recomposées quand ils co-résident (21). Les enfants d'une mère vivant seule (veuve, divorcée ou célibataire) ont aussi plus de chance d'être partis, mais l'effet est beaucoup plus faible. Il se peut que l'effet du type de famille soit surestimé si certains des enfants indépendants vivent en réalité avec leur autre parent (cf. encadré 1). Cependant d'autres études confirment ce résultat (22). Dans un modèle à effet fixe familial (avant-dernière colonne du tableau 3), où par construction toutes les autres variables familiales (revenu des parents, conditions de logement) sont les mêmes, les variables beaux-parents sont encore très significatives. Les effets du type de famille sont proches sur un sous-échantillon de parents non mobiles (dernière colonne du tableau 3, tableau 6 et graphique IV). Une autre interprétation est que les préférences, l'altruisme en particulier, diffèrent quand deux parents sont impliqués, par le nombre même des parents (deux est plus que un, ou parce que les liens sont plus étroits qu'après un divorce ou un remariage). Pour approfondir cette question, dans les spécifications suivantes (modèle 3 des tableaux 4 et 6), tous les effets peuvent varier avec le type de famille.

L'effet du revenu parental est encore non linéaire, mais il diffère selon le type de famille

Graphique IV
Taux d'indépendance estimé selon le revenu parental (tous parents et parents non mobiles)



Lecture : les taux sont estimés à partir des tableaux 4 et 5 modèles 1 et 2. En maigre, modèle n'incorporant pas de variables de contrôle logement, en gras, modèle complet. En continu les modèles sur l'ensemble de l'échantillon. En pointillés, ceux sur les enfants de parents non mobiles seulement. Certains quantiles de revenu sont indiqués.

Source : enquête Logement, Insee.

20. Pour tester la stabilité des résultats, on a appliqué le même modèle au sous-échantillon d'individus de l'enquête Logement dont le domicile antérieur était celui de leurs parents (on ne connaît alors pas le revenu des parents, voir encadré 1). Les résultats sont étonnamment proches (pour les détails, voir Laferrère et Bessière, 2003).

21. Voir Case et al. (2000), pour une étude sur la consommation de nourriture. Diaz et Guillo (2002) proposent un modèle avec des parents altruistes et un bien public familial produit par la mère dans lequel les jeunes restent d'autant plus que leur mère produit ce bien public et ne travaille pas à l'extérieur.

22. Voir par exemple Aquilino (1991). Que les parents soient ou non légalement mariés n'a pas d'influence sur le départ des enfants. Une autre source de biais pourrait être que l'enfant a des ressources non observées en provenance de son autre parent absent. Dans ce cas, la plus grande chance de partir pour un enfant de famille séparée ou recomposée proviendrait de cette aide parentale. Cependant, seuls 2 % des enfants résidant avec un beau-parent et 3,5 % de ceux résidant avec un mono-parent mentionnent la perception de pension alimentaire. De telles pensions ne peuvent être isolées dans les données et sont incluses dans le revenu des parents. Aux Etats-Unis, dans les années 1980, des contacts fréquents avec le parent absent n'étaient maintenus que dans 17 % des familles (Furstenberg et al., 1983).

(cf. graphique V). Pour les familles à deux parents ou monoparentales, l'effet global a le même profil convexe. Pour un enfant avec un beau-parent, le profil est soit descendant, et alors plus de revenu parental pousse à rester, ou plat, le revenu étant sans effet. Il n'y a donc pas de signe d'altruisme standard envers les enfants indépendants dans les familles recomposées. Qu'une influence négative du revenu parental soit plus fréquente dans ces familles est une

seconde raison de rejet de l'interprétation en termes de parents « soudoyant » l'enfant pour qu'il reste : un tel comportement aurait peu de raison d'être plus fréquent dans les familles recomposées que dans les familles à deux parents. Le graphique fournit aussi les écarts-types des taux d'indépendance estimés. Les différences entre types de famille sont claires, même si l'effet du revenu parental ne doit pas être exagéré. Le point important est que les graphiques présen-

Tableau 6
Modèles d'indépendance (caractéristiques des parents et de l'enfant) : parents non mobiles

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3 (croisant avec le type de famille)					
	Coef.	Prob. > T	Coef.	Prob. > T	Coef.	Prob. > T	Coef.	Prob. > T	Coef.	Prob. > T
					Deux parents		Beau-parent		Parent seul	
Constante	- 0,2757	0,000	- 0,4052	0,000	- 0,4948	0,000				
Âge	0,0226	0,000	0,0224	0,000	0,0250	0,000	- 0,0002	0,961	0,0228	0,000
Femme	0,2012	0,000	0,1977	0,000	0,1985	0,000	0,1723	0,000	0,1732	0,000
Revenu (1 000 €)	0,0532	0,000	0,0525	0,000	0,0519	0,000	0,1076	0,000	0,0784	0,000
Revenu au carré	- 0,0008	0,000	- 0,0008	0,000	- 0,0007	0,000	- 0,0040	0,000	- 0,0025	0,000
Beau-père	0,1474	0,000	0,1355	0,000			0,6555	0,000		
Belle-mère	0,2659	0,000	0,2414	0,000			0,7520	0,000		
Mère seule	0,0082	0,506	0,0284	0,028					0,0301	0,823
Père seul	- 0,1841	0,000	- 0,1768	0,000					- 0,1585	0,250
Caractéristiques des parents										
Âge	- 0,0005	0,469	0,0015	0,044	0,0005	0,577	0,0029	0,047	0,0048	0,002
Immigrant	- 0,0744	0,000	- 0,0715	0,000	- 0,0610	0,000	- 0,0213	0,591	- 0,0861	0,006
<i>y</i> pu _c (revenu 1 000 €)	- 0,0183	0,000	- 0,0116	0,000	- 0,0057	0,090			-	0,000
									31,7600	
<i>y</i> pu _c 2*10e-3	0,7014	0,000	0,5566	0,000	0,3096	0,034	- 0,2969	0,359	1,6100	0,000
<i>y</i> pu _c 3*10e-3	- 0,0098	0,000	- 0,0084	0,000	- 0,0047	0,043	0,0145	0,370	- 0,0249	0,000
<i>y</i> pu _c 4*10e-6	0,0554	0,000	0,0493	0,000	0,0276	0,048	- 0,1808	0,489	0,1130	0,000
<i>y</i> pu _c 5*10e-6	- 0,0001	0,000	- 0,0001	0,000	- 0,0001	0,049	0,0006	0,647		
Caractéristiques du logement des parents										
Locataire secteur privé			0,0274	0,129	0,0505	0,036	- 0,0415	0,334	0,0066	0,834
Propriétaire			0,0153	0,284	0,0270	0,150	- 0,0116	0,722	0,0201	0,442
U.U. > 200 000 hab.			- 0,0453	0,000	- 0,0441	0,000	- 0,0351	0,153	- 0,0251	0,274
Région parisienne			- 0,1321	0,000	- 0,1384	0,000	- 0,0792	0,036	- 0,0717	0,030
Appartement			0,0164	0,189	0,0152	0,341	- 0,0088	0,788	0,0249	0,301
Nb de chambre par enfant			- 0,0324	0,000	- 0,0162	0,059	- 0,0838	0,000	- 0,0707	0,000
Nombre de frères et sœurs			<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
<i>Aucun</i>										
Un			0,0111	0,361	0,0211	0,138	- 0,0462	0,194	0,0093	0,733
Deux			0,0383	0,010	0,0485	0,006	0,0042	0,902	0,0477	0,178
Trois			0,0877	0,000	0,1015	0,000	0,0129	0,755	0,0620	0,159
Quatre et plus			0,0664	0,009	0,0846	0,012	- 0,0197	0,692	0,0601	0,311
Nombre d'observations	9 784		9 784		9 784					
Nombre de familles	5 936		5 936		5 936					
R ²	0,4493		0,4605		0,4719					

Lecture : la variable dépendante vaut 1 si l'enfant vit indépendamment et 0 s'il co-réside avec ses parents, *y*pu_c2 est le revenu parental (1 000 € par unité de consommation) élevé au carré, *y*pu_c3 est le terme cubique, etc. Les écarts-types tiennent compte de ce que plusieurs enfants peuvent appartenir à la même famille.

Champ : enfants de 18-29 ans dont les parents ont emménagé avant 1997.

Source : calculs de l'auteur à partir l'enquête Logement 2001-2002, Insee.

tent un minimum pour les enfants avec deux ou un seul parents. Ces minima sont autour de 13 000 € pour un enfant avec ses deux parents, et de 14 000 € pour un enfant avec un seul, des niveaux voisins compte tenu des écarts-types. En termes de quantiles, pour un enfant avec ses deux parents, la pente devient significativement positive pour les 15 % de parents les plus riches, tandis que c'est seulement pour les 10 % les plus riches de ceux qui ont un seul parent. Dans ce dernier cas, la contrainte vient peut-être d'un revenu parental plus bas, alors qu'elle pouvait venir d'un altruisme plus faible en cas de familles recomposées. L'altruisme de proximité est crucial pour faire rester les enfants des familles monoparentales : un enfant dont le parent est au plus bas décile (d1) a un taux estimé d'indépendance de 10 points de plus qu'un enfant dont le parent appartient au troisième quartile (q3) (cf. tableau 6, un seul parent). Pour eux consommer plus chez leur parent pousse à rester. La pente négative de l'influence du revenu parental est plus forte pour un enfant avec un seul parent que pour celui avec un beau-parent : la différence d1-q3 n'est que de 5,9 points dans ce dernier cas (cf. tableau 6, beau-parent). On pourrait l'interpréter comme davantage d'altruisme de proximité dans le premier cas.

La qualité du logement importe dans toutes les situations familiales, mais l'effet peut varier (cf. tableau 4, modèle 3). La vie en HLM n'a d'influence que dans les cas de deux parents ou un seul. Le nombre de chambres par enfant semble plus crucial dans les familles recomposées

ou monoparentales, où l'effet double. L'effet du nombre de frères et sœurs est moindre dans les familles recomposées. Sur le sous-échantillon des parents qui n'ont pas déménagé récemment, il n'y a aucun effet du revenu parental dans les familles recomposées une fois prise en compte la qualité du logement, comme si le seul transfert fourni l'était à travers la consommation de logement. Les résultats demeurent au contraire inchangés pour les enfants avec un seul parent ou leurs deux parents (cf. tableau 6).

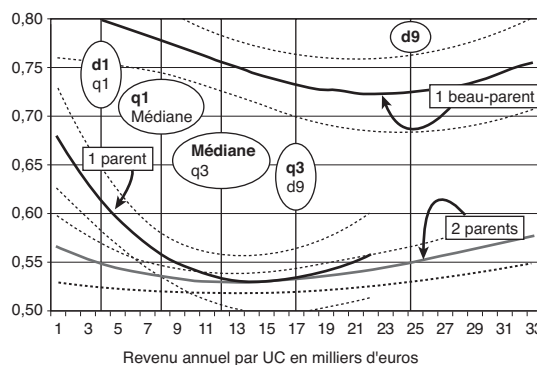
Les préférences changent avec l'âge de l'enfant

On a vu que le désir d'indépendance des enfants augmentait avec l'âge, mais on peut se demander si les formes d'altruisme parental et le goût pour l'intimité varient avec l'âge de l'enfant. Pour le tester, on interagit toutes les variables des modèles précédents avec l'âge de l'enfant. On se limite aux enfants avec leurs deux parents. Trois groupes d'âge sont considérés : 18-22, 23-25 et 26-29 ans. Comme auparavant, deux spécifications sont testées, avec et sans la qualité du logement. Les résultats sont résumés dans le tableau 5 (panneau 2) et les graphiques VI.

- L'influence du revenu des parents se fait sentir à tout âge mais diffère. Le revenu influence positivement l'indépendance des plus jeunes (18-22 ans) : accroître le revenu parental du premier au troisième quartile ajoute 4,3 points au taux d'indépendance estimé. L'effet est au contraire négatif pour les enfants plus âgés : le même accroissement du revenu fait baisser le taux d'indépendance de 3,5 points pour les 23-25 et de 3,3 points pour les 26-29 ans.

- L'altruisme standard décline quand l'enfant vieillit et disparaît quand il a plus de 26 ans. Quand l'enfant a moins de 22 ans, l'effet du revenu est positif pour les deux tiers de la distribution des revenus parentaux (distributions calculées par âge). Pour un enfant de 23-25 ans, l'altruisme est moins fréquent, l'effet n'est positif que pour le quart le plus riche des parents, et son intensité est plus faible. Pour des enfants de plus de 25 ans, l'altruisme standard est absent. Si on se rappelle que l'altruisme standard équivaut à une mise en commun des ressources entre parents et enfant *indépendant*, il n'est pas absurde qu'une telle mise en commun soit plus rare pour un enfant plus âgé (23).

Graphique V
Taux d'indépendance estimé selon le revenu parental et le type de famille



Lecture : les taux sont estimés à partir du tableau 4 modèle 3 et les intervalles de confiance à partir de la matrice de variance-covariance des coefficients. Certains quantiles de revenu sont indiqués :

- en gras, ceux sur les échantillons d'enfants de famille monoparentale ou avec un beau-parent,
- en maigre, ceux pour les enfants avec les deux parents.

Source : enquête Logement.

23. Un enfant qui vit indépendamment à, par exemple, 27 ans, peut avoir quitté ses parents à 21 ans avec leur aide. Mais ceux qui sont partis avant 27 ans n'ont pas des parents plus riches que ceux qui ne sont pas partis, toutes choses égales par ailleurs.

- Quant à l'altruisme de proximité, il est quasi inexistant pour les 18-22 ans. À ces âges, on ne cherche pas à quitter ses parents à cause de leur faible revenu. Pour un enfant âgé de 23 à 25 ans, cet effet devient primordial pour la moitié dont les parents sont les plus pauvres. Au-delà de 25 ans, une large majorité d'enfants sont d'autant plus enclins à co-résider que leurs parents sont plus riches, mais l'intensité de l'impact est faible et décline quand le revenu monte. En vieillissant, l'enfant ne reste que s'il peut bénéficier de suffisamment de consommation chez ses parents, et ces derniers semblent en financer de moins en moins avec l'âge (au-delà de la fourniture du logement proprement dit).

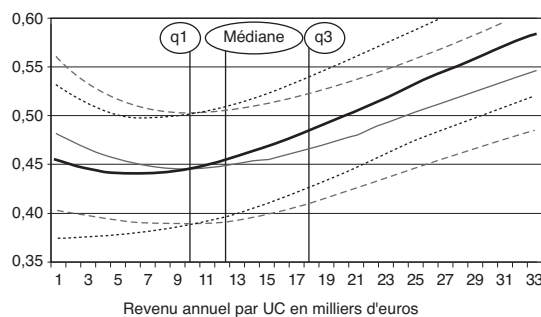
L'importance du revenu parental dans les choix des très jeunes adultes rejaille sans doute sur leur choix d'études supérieures. Si l'enseignement supérieur est disponible à proximité, étudier n'implique pas de quitter ses parents. Hors le revenu des parents, la localisation de leur logement a donc une grande influence. Ce résultat souligne aussi l'importance de l'aide paren-

tales dans les choix. Le choix du jeune est en réalité bien davantage que celui d'un logement indépendant : il est probablement entre étudier et travailler, et entre étudier à proximité, ou étudier plus loin, ce qui peut différer en termes de niveau et de qualité des études. Comme les étudiants ne peuvent être isolés dans les données, on ne peut aller plus loin ici dans l'étude des choix d'études supérieures (voir Laferrère et Le Blanc (2004) pour une étude de la co-résidence des étudiants).

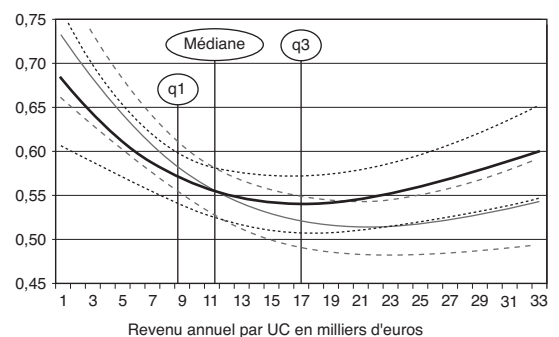
- Le besoin d'intimité croît avec l'âge : non seulement parce qu'on part davantage en vieillissant, mais parce que moins de chambres par enfant ne devient une incitation au départ qu'après 22 ans. L'effet de la géographie est, au contraire, important dès un âge précoce, ce qui est probablement lié aux études. Après 25 ans, seuls les parisiens co-résident plus fréquemment, ce qui peut être dû au prix des logements en région parisienne. Quant à la force centripète qui retient les enfants en logement social, elle n'est active que chez les plus jeunes. Ceci sug-

Graphique VI
Taux d'indépendance estimé selon le revenu parental (enfants avec leurs deux parents)

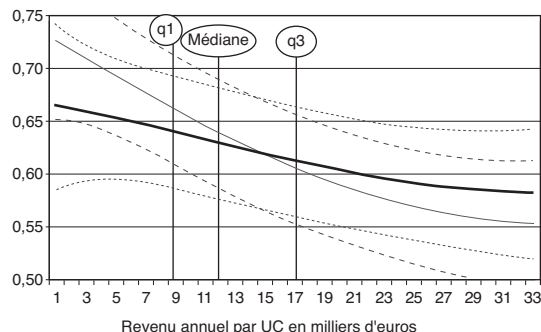
A - Pour les 18-22 ans



B - Pour les 23-25 ans



C - Pour les 26-29 ans



Lecture : estimés à partir d'un modèle où toutes les variables du tableau 4 modèle 2 sont croisées avec le groupe d'âge de l'enfant. En maigre : sans contrôle pour les caractéristiques du logement des parents. En gras : en contrôlant pour ces caractéristiques.
Source : enquête Logement, Insee.

gère que le logement social pourrait freiner la mobilité géographique des jeunes au moment des études supérieures et du premier emploi, et par là être un des facteurs explicatifs du fort taux de chômage dans certains quartiers à forte densité en HLM.

- Ne pas contrôler pour les caractéristiques du logement des parents biaise les résultats contre l'altruisme standard, et en faveur de celui de proximité à tout âge : une bonne part des transferts parentaux se font sous la forme de l'hébergement des enfants adultes.

La logique des retours

On peut repérer dans l'enquête *Logement* les enfants qui ont été indépendants – hors départ pour le service national – et qui sont revenus vivre chez leurs parents. En les comparant à ceux qui sont toujours indépendants à la date de l'enquête, on peut estimer des modèles voisins de ceux du départ. On en tire trois enseignements principaux.

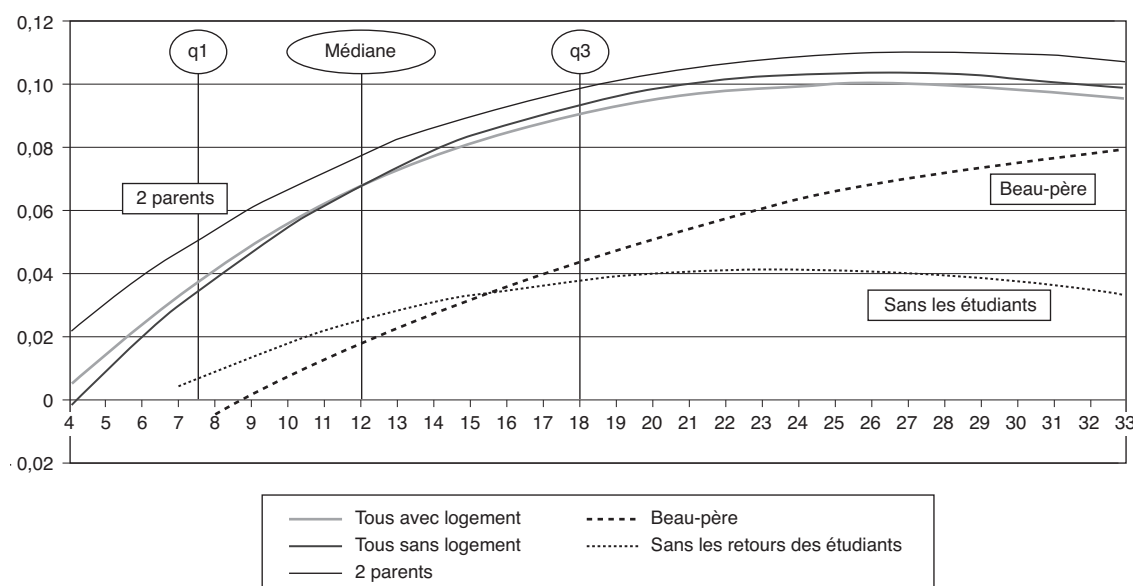
(1) Tout d'abord, plus le revenu des parents est élevé, plus on revient et l'effet est monotone croissant jusqu'à un niveau de revenu aux alentours du troisième quartile, soit 17 000 € par an. Un enfant dont les parents sont dans les premiers déciles ne revient pas ; au niveau du pre-

mier quartile le taux de retour estimé est de 3,4 % contre 8,7 %, deux et demi fois plus, pour des parents au troisième quartile. On a donc un altruisme de proximité dont l'effet est bien logiquement symétrique de celui sur les départs. Au-delà, le profil est plat : même les enfants de parents aisés reviennent au bercail (cf. graphique VII).

(2) Ensuite il y a bien un effet pur de logement, mais plus faible que pour le départ : les deux courbes du graphique VII, avec et sans contrôle des caractéristiques du logement, sont assez proches. Diviser le nombre de chambres par enfant par deux fait baisser le taux de retour de 0,8 point. Il n'y a pas d'effet géographique, mais on revient d'autant plus que les parents sont propriétaires, ce qui peut être lié soit à la qualité du logement soit à un revenu permanent des parents plus élevé. Avoir des frères et sœurs encourage à rentrer, sans que leur nombre lui-même ait un effet.

(3) Un facteur important semble être l'intimité : on revient moins au domicile de sa mère en présence d'un beau-père. L'effet est important : 6 points de moins. Mais le profil de l'effet revenu n'est pas modifié (cf. graphique VII). Contrairement à ce qui se passe pour le départ, on revient d'autant plus que le revenu parental est élevé, quelle que soit la structure familiale.

Graphique VII
Taux de retour estimé au domicile des parents selon leur revenu



Source : enquête Logement, Insee.

Par ailleurs, l'enfant revient d'autant plus que son revenu est faible. Le logement parental joue donc un rôle de refuge en cas de difficultés. Une bonne partie des retours sont d'ailleurs ceux des étudiants. Les enfants qui sont revenus après être partis pour faire des études peuvent être isolés et enlevés de l'échantillon : ceci diminue bien sûr le taux de retour mais ne modifie pas les résultats (24). Les réponses aux questions posées à ceux qui sont revenus après être partis pour un autre motif que les études sont à cet égard éclairantes. Un sur cinq n'a pas pu donner de raison classable, mais parmi ceux qui ont donné une raison précise, un quart (26 %) mentionnent une rupture (divorce, séparation), un autre quart (24 %) la perte d'un emploi (licenciement ou démission), un cinquième (21 %) un changement de lieu de travail et 17 % des difficultés financières. Des problèmes de santé sont évoqués par 4 %, un logement inadéquat par 6 %. Tout ceci confirme l'image du logement-refuge.

*
* *

Cette étude suggère quelques raisons pour lesquelles on peut trouver des résultats contradictoires sur l'effet du revenu des parents sur le départ de leurs enfants. En effet, soit les parents aident leur enfant à s'installer par un transfert monétaire lié positivement à leur revenu, soit ils offrent gîte et couvert, d'où l'effet alors négatif de leur revenu. Un test empirique d'un tel modèle à partir de l'enquête *Logement* de 2002 montre bien une influence, significative mais faible, du revenu des parents : une minorité (12 %) de parents aisés peut aider ses enfants à être indépendants, tandis que dans la moitié des cas, davantage de revenu parental accompagne une plus grande fréquence de co-résidence. De meilleures conditions de logements chez les parents (plus de chambres par enfant en particulier) incitent à la co-résidence, d'où un effet logement qui renforce (altruisme de proximité) ou contrecarre (altruisme standard) celui du revenu parental. Mais la *qualité* des logements est à interpréter en un sens très large. La localisation a une grande influence : l'enfant partira moins dans une grande ville ou en région parisienne, à la fois parce que l'indé-

24. On ne peut malheureusement isoler les étudiants parmi les enfants indépendants et donc les enlever de ceux qui sont revenus.

pendance est alors plus coûteuse, et parce que le domicile parental permet de poursuivre des études supérieures ou d'accéder à un emploi. Un logement social est aussi moins souvent quitté : il pourrait être un frein à la mobilité des enfants.

L'amplitude des effets du logement parental est plutôt plus grande que celle du revenu. Par exemple, pour un enfant vivant avec ses deux parents, le fait qu'ils résident en région parisienne diminue le taux d'indépendance de 13 points par rapport à celui dont les parents habitent une ville de moins de 200 000 habitants ou une zone rurale. Diviser par deux le nombre de chambres par enfant le fait augmenter de 1,5 point, comparé à une hausse de 0,4 point quand le revenu des parents augmente de 5 600 € (c'est-à-dire passe de la médiane au troisième quartile de la distribution) ou une hausse de 2 points quand le revenu augmente de 7 600 € de plus (du troisième quartile au plus haut décile de la distribution). Partager un logement implique plus que des gains ou coûts purement matériels. Il semble que la perte d'intimité à vivre avec un beau-parent soit importante.

Il est important de regarder de près l'âge de l'enfant et les structures familiales pour comprendre ce qui se passe au sein des familles, et d'aller au-delà du pur revenu monétaire des parents pour comprendre l'importance de la consommation de logement et les deux types d'altruisme. Les parents altruistes suffisamment riches aident leurs jeunes adultes à partir : c'est le cas dans les deux tiers des cas pour les enfants de moins de 23 ans vivant avec leurs deux parents. Dans les familles recomposées, où globalement les enfants restent moins longtemps, plus de revenu parental incite l'enfant à rester et non à partir. Un faible revenu et de mauvaises conditions de logement poussent alors l'enfant à partir. Finalement, les enfants dont les parents sont aux deux extrémités de l'échelle des revenus partent plus que ceux des classes moyennes. Quant aux retours, ils sont toujours plus probables chez des parents plus à l'aise et dont le logement offre davantage de place. Des études futures devraient s'intéresser aux conséquences pour l'enfant d'un départ plus ou moins précoce, et explorer les liens entre la localisation du logement parental, la structure familiale, la qualité du logement et la décision de l'enfant de poursuivre des études supérieures ou de travailler. □

BIBLIOGRAPHIE

- Aassve A., Burgess S., Chesher A. et Propper C. (2002)**, « Transitions from Home to Marriage of Young Americans », *Journal of Applied Econometrics*, n° 17, pp. 1-23.
- Aassve A., Billari F.C. et Ongaro F. (2001)**, « The Impact of Income and Employment Status on Leaving Home: Evidence from the Italian ECHP sample », MPIDR Working Paper 2000-012.
- Aquilino W.S. (1991)**, « Family Structure et Home-Leaving, a Further Specification of the Relationship », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 53, n° 4, pp. 999-1010.
- Barnet-Verzat C. et Wolff F.-C. (2001)**, « L'argent de poche versé aux jeunes : l'apprentissage de l'autonomie financière », *Économie et Statistique*, n° 343, pp. 51-72.
- Becker S.O., Bentolila S., Fernandes A. et Ichino A. (2002)**, « Job Insecurity et Children's Emancipation: The Italian Puzzle », document de travail 0404, CEMFI, Madrid.
- Börsch Supan A. (1986)**, « Household Formation, Housing Prices, and Public Policy Impact », *Journal of Public Economics*, n° 30, pp. 145-164.
- Case A., Lin I.F. et McLanahan S. (2000)**, « How Hungry is the Selfish Gene?, *Economic Journal*, vol. 110, n° 466, pp. 781-804.
- Courgeau D. (2000)**, « Le départ de chez les parents : une analyse démographique sur le long terme », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 37-60.
- DaVanzo J. et Kobrin Goldscheider F. (1990)**, « Coming Home again: Returns to the Parental Home of Young Adults », *Population Studies*, vol. 44, n° 2, pp. 241-255.
- Debrand T. et Taffin C. (2004)**, « La mobilité résidentielle depuis 20 ans : des facteurs structurels aux effets de la conjoncture », dans ce numéro.
- Diaz A. et Guillo M.D. (2000)**, « Family Ties and Unemployment », *mimeo*, Universidad de Alicante.
- Ermisch J.F. (1996)**, « Parental Support for Human Capital Investment by Young Adults », Discussion Paper 1536, CEPR.
- Ermisch J.F. (1999)**, « Prices, Parents, and Young People's Household Formation », *Journal of Urban Economics*, n° 45, pp. 47-71.
- Ermisch J.F. (2003)**, *An Economic Analysis of the Family*, Princeton University Press.
- Ermisch J.F. et Di Salvo P. (1997)**, « The Economic Determinants of Young People's Household Formation », *Economica*, n° 64, pp. 627-644.
- Fogli A. (2000)**, « Endogenous Labor Market Rigidities et Family Ties », document de travail non publié.
- Furstenberg Jr. F.F., Nord C.W., Peterson J.L. et Zill N. (1983)**, « The Life Course of Children of Divorce: Marital Disruption and Parental Contact », *American Sociological Review*, n° 48, pp. 656-668.
- Galland O. (2000)**, « Entrer dans la vie adulte : des étapes toujours plus tardives mais resserrées », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 13-36.
- Ghidoni M. (2002)**, « Determinants of Young Europeans's Decision to Leave the Parental Logementhold », Workink Paper.
- Giannelli G.C. et Monfardini C. (2003)**, « Joint Decisions on Household Membership and Human Capital Accumulation of Youths, the Role of Expected Earnings and Local Markets », *Journal of Population Economics*, n° 16, pp. 265-285.
- Haurin D.R., Hendershott P.H. et Kim D. (1993)**, « The Impact of Real Wages on Household Formation », *The Review of Economics and Statistics*, n° 75, pp. 284-293.
- Jacquot A. (2003)**, « De plus en plus de maisons individuelles », *Insee Première*, n° 885.
- Laferrère A. et Bessièrè S. (2003)**, « Nest-living and Nest-leaving: Does the Nest matter? », *mimeo*, Crest.
- Laferrère A. et Le Blanc D. (2004)**, « Gone with the Windfall: How Do Housing Allowances Affect Student Co-residence? », *CESifo Economic Studies*, vol. 50, n° 3, pp. 451-477.

Le Blanc D., Neiss M. et Omalek L. (2000), « Confort de l'habitat et cycle de vie », *Insee Première*, n° 727.

Le Blanc D. et Wolff F.-C. (2003), « Leaving Home in Europe: The Role of Parents' and Children's Income », *mimeo*, Crest.

McElroy M.B. (1985), « The Joint Determination of Household Membership and Market Work: The Case of Young Men », *Journal of Labor Economics*, vol. 3, n° 3, pp. 293-316.

Manacorda M. et Moretti E. (2005), « Intergenerational Transfers and Household Structure: Why do most Italian Youths Live with Their parents? », *Journal of the European Economic Association*, à paraître.

Martinez-Granado M. et Ruiz-Castillo J. (2002), « The Decisions of Spanish Youths: A Cross-section Study », *Journal of Population Economics*, n° 15, pp. 305-330.

Ramos E. (2002), *Rester enfant, devenir adulte : la cohabitation des étudiants chez leurs parents*, Éditions de L'Harmattan.

Rosenzweig M.R. et Wolpin K. (1993), « Intergenerational Support and the Life-cycle Income of Young Men and their Parents: Human Capital Investments, Co-residence and Intergenerational Transfers », *Journal of Labor Economics*, vol. 11, n° 1, pp. 84-112.

Villeneuve-Gokalp C. (1997), « Le départ de chez les parents : définitions d'un processus complexe », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 149-162.

Villeneuve-Gokalp C. (1999), « Le départ des enfants : satisfaction et désarroi des parents », *Insee Première* », n° 676.

Whittington L.A. et Peters H.E. (1996), « Economic Incentives for Financial and Residential Independence », *Demography*, vol. 33, n° 1, pp. 82-97.

LES ÉTUDES ANTÉRIEURES ET LE MODÈLE PROPOSÉ

1. Des études antérieures aux conclusions contradictoires

Alors qu'un effet positif du revenu de l'enfant sur son départ est universellement attendu, l'effet du revenu des parents demeure une question ouverte aussi bien en théorie qu'en pratique. Selon un modèle altruiste simple, avec un seul bien de consommation, quand l'enfant souhaite quitter le domicile parental et que l'utilité des parents altruistes est une fonction croissante de celle de l'enfant, un plus fort revenu des parents aide l'enfant à partir. On fait en général l'hypothèse que l'enfant décide s'il part ou non, sachant que ses parents sont altruistes. Ces derniers choisissent un montant de transfert financier croissant avec leurs ressources et le paramètre d'altruisme, et décroissant avec le revenu de l'enfant (Manacorda et Moretti, 2002 ; Becker *et al.*, 2002) (1). Cependant, si dans un modèle altruiste on ajoute un second bien de consommation – le logement – les prédictions sont moins simples. Le Blanc et Wolff (2003) insistent sur le fait que l'effet du revenu parental sur la co-résidence est ambigu quand les fonctions d'utilité sont de forme générale. Ils montrent que quand les parents font des transferts à leur enfant indépendant l'effet de leur revenu est nul avec des fonctions de type Cobb-Douglas. Ermisch et Di Salvo (1997) et Ermisch (1999) avec un modèle pourtant très voisin mais où le logement est un pur bien public, prédisent un effet *négligé* du revenu parental.

Empiriquement, la situation n'est pas moins obscure. Manacorda et Moretti (2002) trouvent que les parents italiens qui ont subi un choc de revenu exogène positif ont davantage gardé leurs enfants à leur domicile, et ils suggèrent que les parents ont pu « acheter » leurs enfants pour qu'ils restent. Becker *et al.* (2002) ne mettent pas en évidence d'effet de la richesse ni de l'éducation des parents sur le départ, mais un faible effet négatif du fait que le père a vécu une expérience d'insécurité de l'emploi : ils l'interprètent comme une absence d'altruisme des parents. Ermisch (1999) trouve aussi un effet négatif du revenu des parents sur le départ mais il l'interprète en sens inverse comme un signe d'altruisme des parents (2). Le Blanc et Wolff (2003) à partir des données sur l'évolution du revenu des parents dans le *Panel Européen*, trouvent une élasticité faible mais positive : face à une augmentation de revenu, les parents gardent moins leurs enfants chez eux dans tous les pays d'Europe, ce qu'ils jugent compatible avec de l'altruisme (3). À l'exception de Ermisch (1999), aucune de ces études n'a de données détaillées sur la consommation de logement.

Un modèle théorique de choix de la résidence

On suggère un modèle statique de choix de résidence qui permet de prédire l'effet du revenu et du logement des parents sur le départ du domicile parental. Le modèle est assez proche de celui de Le Blanc et Wolff (2003) ou Ermisch (1999, 2003) mais s'en distingue par deux hypothèses supplémentaires soulignées plus bas. Les parents p et l'enfant adulte k ont respectivement les préférences U et V pour deux biens. L'un est la consommation privée C_j , l'autre est le logement H_j ($j = k, p$), on écrit $Hn^{\delta-1}$, où n est le nombre de personnes dans le domicile des parents. Le logement n'est pas un pur bien

public ($0 \leq \delta \leq 1$). Les parents et l'enfant ont un revenu exogène Y_p ou Y_k . Ils maximisent une fonction d'utilité collective qui est la somme pondérée des préférences individuelles. La pondération exogène $\beta^m < 0,5$ peut s'interpréter comme un paramètre d'altruisme. On fait l'hypothèse supplémentaire que $\beta^c \geq \beta^j$, c'est-à-dire que l'altruisme peut être plus grand quand on vit ensemble ($m = c$) que quand on vit séparément ($m = j$). Les parents font un transfert $T^m \geq 0$ à leur enfant adulte.

Quand l'enfant était jeune, les parents avaient décidé le niveau de la consommation de logement de la famille de n individus. $H_p = \bar{H}$ est choisi à un moment où les parents subviennent aux besoins de tous. Ils peuvent avoir en tête le futur départ de leurs enfants, mais cet élément de leurs préférences est indépendant de leur revenu (cf. *infra*). Entre ce moment et celui où l'enfant est adulte, des chocs exogènes se sont produits : l'enfant peut avoir trouvé un emploi, ou il est simplement plus âgé et ses préférences et celles de ses parents (altruisme ou goût pour l'intimité par exemple) ont changé. Alors l'enfant adulte choisit s'il réside au non avec ses parents. Ces derniers ne modifient pas leur consommation de logement, même si l'enfant part (deuxième hypothèse supplémentaire).

La co-résidence

Si parents et enfant adulte co-résident, les parents décident de la consommation privée des membres de la famille en maximisant la somme pondérée des préférences individuelles :

$$\begin{aligned} \max_{C_p, C_k} & U(C_p, \bar{H}n^{\delta-1}) + \beta^c V(C_k, \bar{H}n^{\delta-1}) \\ & C_p + \rho_p \bar{H} = Y_p - T^c \\ \text{s.t.} & C_k = Y_k + T^c \\ & T^c \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

L'enfant ne finance pas son gîte mais seulement sa consommation privée. ρ représente le prix unitaire du logement. On distingue deux cas. Si $T^c = 0$ la consommation privée de l'enfant est financée par son propre revenu ($C_k = Y_k$). Si $T^c > 0$, les contraintes de budget peuvent être fusionnées, les parents sont des altruistes actifs non contraints, et les conditions du 1^{er} ordre donnent C_p^c et C_k^c en cas de co-résidence.

1. Selon un modèle différent, où l'enfant est à la recherche d'un partenaire, un haut revenu parental sera le signe qu'il est un « bon parti » et augmentera la formation de couples et aussi le taux de départ (Aasve *et al.*, 2002). Cependant, empiriquement Aasve *et al.* (2002) trouvent que des ressources parentales plus élevées retardent le départ des jeunes américains.
2. Au contraire, Ermisch (1996) et Ermisch et DiSalvo (1997) obtiennent un effet positif de la variable qu'ils utilisent comme approximation du revenu parental.
3. Selon Ghidoni (2002), l'effet est positif dans le nord de l'Europe, négatif dans le sud. Pour Whittington et Peters (1996), l'effet est négatif pour les enfants les plus jeunes, positif après 18 ans. Aasve *et al.* (2001) trouvent un effet nul pour les hommes et négatif pour les femmes. L'effet (d'un proxy) est positif chez Giannelli et Monfardini (2003). Mc Elroy (1985) trouve un effet négatif du taux de salaire des parents et positif de leur fortune.

L'indépendance résidentielle

Si les parents et l'enfant adulte ne co-résident pas, le choix de H_k s'ajoute au problème et on maximise :

$$\begin{aligned} \max_{C_p, H_k, C_k} & U(C_p, \bar{H}(n-1)^{\delta-1}) + \beta^i V(C_k, H_k) \\ & C_p + \rho_p \bar{H} = Y_p - T^i \\ \text{s.t.} & C_k + \rho_k H_k = T^i + Y_k \\ & T^i \geq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

Si $T^i > 0$, les conditions du 1^{er} ordre donnent C_p^i , C_k^i et H_k^i . Si $T^i = 0$, $C_p = Y_p - \bar{H}$ et l'enfant choisit sa consommation en maximisant $V(C_k, H_k)$ sous $C_k + \rho_k H_k = Y_k$. Pour prendre sa décision de résidence, l'enfant compare ses niveaux d'utilité s'il co-réside V^c (avec et sans transferts parentaux T^c) et s'il est indépendant V^i (avec et sans transferts parentaux T^i). Il choisit l'indépendance si $V^i > V^c$. Si on fait l'hypothèse que les préférences ont une forme Cobb-Douglas, on peut calculer explicitement les transferts et la consommation dans chaque cas, au prix d'une simplification des choix entre logement et autres consommations, et on peut déterminer les signes des dérivées de $V^i - V^c$, et donc l'effet de Y_p , Y_k , β^c , β^i , n , δ et \bar{H} sur le départ du domicile parental.

Le cas Cobb-Douglas

Les parents habitant avec de jeunes enfants maximisent $\gamma_y \ln C_p + (1 - \gamma_y) \ln H_p$ sous la contrainte $C_p + (\rho H_p - Y_p) Y_k = 0$. Il n'est pas utile d'introduire un paramètre d'altruisme car le revenu de l'enfant est si bas que les parents lui assurent toute sa consommation. Alors $H_p = \frac{1 - \gamma_y}{\rho} (Y_p + Y_k)$ que l'on suppose égal à

$\bar{H} = \frac{1 - \gamma_y}{\rho} Y_p$. Quelques années plus tard, l'enfant est devenu un adulte. S'il est toujours co-résidant, ses parents maximisent :

$$\gamma \ln C_p + \phi \ln H_p + \beta^c [\alpha \ln C_k + (1 - \alpha) \ln H_k]$$

sous :

$$\begin{aligned} C_p + T^c &= \bar{Y}_p \\ C_k &= Y_k + T^c \\ T^c &\geq 0 \end{aligned}$$

avec $\beta^c + \gamma + \phi = 1$, $H_p = \bar{H}$, fixé et $\bar{Y}_p = Y_p - \rho \bar{H}$. Si

$T^c > 0$, les conditions du 1^{er} ordre donnent $\frac{\gamma}{C_p} = \frac{\beta^c \alpha}{C_k}$,

d'où l'on déduit :

$$C_k^c = \frac{\beta^c \alpha}{\gamma + \beta^c \alpha} (\bar{Y}_p + Y_k)$$

$$T^c = \frac{\beta^c \alpha}{\gamma + \beta^c \alpha} \bar{Y}_p - \frac{\gamma}{\gamma + \beta^c \alpha} Y_k$$

T^c est positif si $\frac{\bar{Y}_p}{Y_k} > \frac{\gamma}{\beta^c \alpha}$. Mais si le ratio du revenu des enfants à celui des parents s'élève, ou si β^c ou α sont bas, $T^c = 0$. Alors l'enfant profite toujours gratuitement du logement des parents mais paie ses dépenses privées et $C_k = Y_k$.

Quand l'enfant est indépendant, les parents choisissent C_p , C_k et H_k en maximisant

$\gamma \ln C_p + \phi \ln H_p + \beta^c [\alpha \ln C_k + (1 - \alpha) \ln H_k]$, sous les contraintes :

$$\begin{aligned} C_p - \bar{Y}_p + T^i &= 0 \\ C_k + \rho_k H_k - Y_k - T^i &= 0 \\ T^i &\geq 0 \end{aligned}$$

À nouveau, deux cas doivent être distingués. Si $T^i > 0$, $C_p - \bar{Y}_p + C_k + \rho_k H_k - Y_k = 0$. Les conditions du

1^{er} ordre sont, $\frac{\gamma}{C_p} = \frac{\beta^i \alpha}{C_k} = \frac{\beta^i (1 - \alpha)}{\rho_k H_k}$, d'où l'on déduit :

$$H_k^i = \frac{\beta^i (1 - \alpha)}{\rho_k (\gamma + \beta^i)} (\bar{Y}_p + Y_k)$$

$$C_k^i = \frac{\beta^i \alpha}{\gamma + \beta^i} (\bar{Y}_p + Y_k)$$

$$T^i = \frac{\beta^i}{\gamma + \beta^i} \bar{Y}_p - \frac{\gamma}{\gamma + \beta^i} Y_k$$

ce qui détermine la condition pour T^i positif : $\frac{\bar{Y}_p}{Y_k} > \frac{\gamma}{\beta^i}$.

Plus haut est le revenu ou l'altruisme parental, moins les parents mettent de poids sur leur consommation, plus faible est le revenu de l'enfant, plus un transfert monétaire aura lieu.

Si $T^i = 0$, l'enfant maximise $(1 - \gamma) \ln C_k + \gamma \ln H_k$, sous la contrainte $C_k + \rho_k H_k - Y_k = 0$ ce qui donne :

$$H_k^i = \frac{1 - \alpha}{\rho_k} Y_k$$

$$C_k^i = \alpha Y_k$$

Si $\beta^c = \beta^i = \beta$, il y a trois régimes de transferts possibles.

Si $\frac{\gamma}{\beta} < \frac{\bar{Y}_p}{Y_k} < \frac{\gamma}{\beta \alpha}$, alors $T^i > 0$ et $T^c = 0$

Si $\frac{\bar{Y}_p}{Y_k} > \frac{\gamma}{\beta \alpha}$, alors $T^i > 0$ et $T^c > 0$

Si $\frac{\bar{Y}_p}{Y_k} < \frac{\gamma}{\beta}$ alors $\frac{\bar{Y}_p}{Y_k} < \frac{\gamma}{\beta \alpha}$ d'où $T^i = 0$ et $T^c = 0$

Si $\beta^c > \beta^i$, et plus précisément si $\beta^c > \frac{\beta^i}{\alpha}$, le premier régime n'existe pas et il est remplacé par celui caractérisé par $T^c > 0$ et $T^i = 0$ quand $\frac{\gamma}{\beta^c \alpha} < \frac{\bar{Y}_p}{Y_k} < \frac{\gamma}{\beta^i}$. C'est l'hypothèse qui est privilégiée ici.

On a donc les quatre niveaux possibles d'utilité de l'enfant (5) :

$$\begin{aligned} V^c|_{T^c=0} &= \alpha \ln Y_k + (1-\alpha) \ln \bar{H} + (1-\alpha) \ln n^{\delta-1} \\ V^c|_{T^c>0} &= \alpha \ln \frac{\beta^c \alpha}{\gamma + \beta^c \alpha} + \alpha \ln (\bar{Y}_p + Y_k) + (1-\alpha) \ln \bar{H} + (1-\alpha) \ln n^{\delta-1} \\ V^i|_{T^i=0} &= \alpha \ln \alpha + \ln Y_k + (1-\alpha) \ln ((1-\alpha)/\rho_k) \\ V^i|_{T^i>0} &= \alpha \ln \frac{\beta^i \alpha}{\beta^i + \gamma} + \ln (\bar{Y}_p + Y_k) + (1-\alpha) \ln \frac{\beta^i (1-\alpha)}{\rho_k (\beta^i + \gamma)} \end{aligned} \quad (3)$$

L'effet du revenu

1. Si les parents ne sont pas contraints, $T^c > 0$ et $T^i > 0$:

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial Y_p} = \frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial Y_k} = \frac{1-\alpha}{\bar{Y}_p + Y_k} > 0$$

Ce cas correspond à de l'altruisme standard. L'effet du revenu des parents a le même signe si $T^i > 0$ et $T^c = 0$:

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial \beta^i} = \frac{\gamma}{\beta^i (\gamma + \beta^i)} > 0$$

2. Si les parents ne sont pas contraints quand l'enfant co-réside, mais seulement quand il est parti, $T^c > 0$ et $T^i = 0$:

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial Y_p} = \frac{-\alpha}{\bar{Y}_p + Y_k} < 0$$

Ce cas correspond à l'altruisme de proximité.

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial Y_k} = \frac{\bar{Y}_p + (1-\alpha)Y_k}{Y_k(\bar{Y}_p + Y_k)} > 0$$

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial \beta^c} = \frac{-(\alpha\gamma)}{\beta^c (\gamma + \beta^c \alpha)} < 0$$

3. Si les parents sont toujours contraints, $T^c = 0$ et $T^i = 0$:

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial Y_p} = 0$$

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial Y_k} = \frac{1-\alpha}{Y_k} > 0$$

Les autres effets

Dans tous les cas,

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial n} = -(\delta-1)/n < 0$$

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial \delta} = (1-\alpha) \ln n < 0$$

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial \rho_k} < 0$$

$$\frac{\partial(V^i - V^c)}{\partial \bar{H}} = \frac{-Y_p(1-\alpha)}{(\bar{Y}_p + Y_k)\bar{H}} < 0$$

Ces effets sont résumés dans le tableau 2.

2. Identification des effets logement et revenu parental

Le modèle théorique suggère d'évaluer un modèle empirique du type suivant, où interviennent toutes les variables qui influencent les utilités de l'enfant dans les deux états possibles :

$$I^* = f(Y_k, Y_p, \beta, n, \bar{H}, \delta, \rho_k)$$

où I^* est la variable latente de propension à l'indépendance.

Il est important de prendre en compte les caractéristiques du logement des parents pour bien mesurer l'effet de leur revenu. Si les choix de la famille sont les suivants :

$$\bar{H} = h_1 X + h_2 Y_p + e_h \quad (4)$$

$$I^* = a_1 X + a_2 Y_p + a_3 \bar{H} + a_4 Z + e_i \quad (5)$$

où X et Z sont respectivement des vecteurs de caractéristiques du ménage et de l'enfant, \bar{H} la consommation de logement des parents, e_h et e_i des termes d'erreurs indépendants. \bar{H} croît avec le revenu ($h_2 > 0$). D'après le modèle théorique on s'attend à $a_{3.3} < 0$. En remplaçant \bar{H} dans (5) :

$$I^* = (a_1 + a_3 h_1) X + \left(a_2 + a_3 h_2 \right) Y_p + a_4 Z + (e_i + a_3 e_h)$$

Dans une régression de I^* sur Y_p , Z et X , ignorant \bar{H} le coefficient de Y_p n'est pas a_2 mais $a_2 + a_3 h_2$. Son effet positif est sous-estimé et son effet négatif est surestimé dans un modèle qui ne prend pas en compte H . C'est pourquoi on estime bien ici l'équation (5). Pour que Y_p et \bar{H} apportent de l'information, il ne faut pas qu'ils soient trop colinéaires. De fait, la corrélation entre le revenu des parents et leur dépense de logement est de l'ordre de 0,24 (locataire HLM) à 0,44 (locataire secteur libre).

Supposons maintenant que les parents aient un goût CT non observé concernant la co-résidence de l'enfant, et que ce goût influence leur choix de logement $H' = H + CT$. Il n'y a pas moyen de séparer un choc exogène sur la consommation de logement des parents et leur choix délibéré d'un logement plus ou moins adéquat pour un jeune adulte co-résidant. Si CT est indépendant du revenu parental, l'estimation de l'effet revenu de l'équation (5) incorpore cet effet inobservé des goûts, mais a_2 et a_3 ne sont pas biaisés. Mais si le goût pour la co-résidence CT dépend du revenu parental, par exemple $CT = g Y_p$, l'ignorer dans l'estimation de (5) entraîne un biais. Le coefficient de Y_p serait $a_2 + a_3 g$. Si $g > 0$ (plus les parents sont riches plus ils veulent que l'enfant reste au foyer), $a_3 g$ est négatif et l'effet positif du revenu

4. On peut vérifier facilement que les parents et l'enfant prennent la même décision. En d'autres termes l'effet du revenu parental sur $V^i - V^c$ est le même que sur $U^i - U^c$.

est à nouveau sous-estimé, tandis que l'effet négatif est surestimé. Mais si $g < 0$ (plus les parents sont riches moins ils ont de goût pour la co-résidence), a_3g est positif et le biais est inverse. Si on pense que le goût pour l'indépendance est plus fort chez les riches (par exemple parce qu'ils valorisent l'affirmation de soi, ou n'ont pas besoin des services de l'enfant), alors $a_3g > 0$ et l'altruisme standard est surestimé et l'altruisme de proximité sous-estimé. C'est l'inverse si ce sont les parents les plus pauvres qui valorisent le plus l'indépendance, ou veulent avoir une bouche de moins à nourrir. Les variables de structure familiale, âge et nationalité des parents,

ainsi que toutes les caractéristiques du logement sont censées capter la part observable des goûts parentaux.

Pour éliminer l'hétérogénéité inobservée, on pourrait penser utiliser des modèles avec effet fixe familial. Cependant, les variables décrivant le logement sont les mêmes pour tous les enfants ou ne varient que mécaniquement. Par exemple, dans le cas de deux enfants et d'une chambre, le nombre de chambres par enfant est de 0,5 pour le premier parti et de 1 pour le second. On ne peut donc identifier par cette méthode des effets logement et revenu parental.