

# La décohabitation, privilège des jeunes qui réussissent ?

Julie Solard \* et Rosalinda Coppoletta \*\*

---

À même niveau de diplôme, le niveau de vie des jeunes décohabitants est en moyenne plus faible, mais également moins dispersé, que celui des jeunes qui continuent de vivre chez leurs parents. Pourtant, les décohabitants ont des revenus d'activité personnelle beaucoup plus élevés, grâce à une situation beaucoup plus favorable sur le marché du travail, et ils ne se déclarent pas plus souvent en difficultés financières.

Plusieurs facteurs peuvent expliquer ces caractéristiques des décohabitants et des coresidents. Rester au domicile des parents permet de profiter de leur revenu et d'économies d'échelle. Ce choix s'impose le plus souvent aux moins diplômés, dont la situation face à l'emploi est la plus difficile : il ne les empêche pas d'avoir des taux de pauvreté élevés et d'être dans des ménages qui ressentent souvent leur situation financière comme difficile. À l'inverse, les jeunes de milieux plus favorisés ou mieux insérés dans l'emploi sont davantage en mesure d'assumer la chute de niveau de vie associée à l'autonomie. Elle est vécue d'autant plus facilement qu'ils continuent à bénéficier des transferts intra-familiaux mal pris en compte par les indicateurs de niveau de vie. C'est particulièrement le cas des jeunes décohabitants en formation initiale dont plus de la moitié sont aidés par leurs proches.

La décohabitation apparaît ainsi très sélective et cette sélectivité doit être prise en compte pour étudier le niveau de vie des jeunes adultes et ses déterminants. On recourt pour ce faire à une modélisation jointe du niveau de vie en cas de décohabitation et du choix de décohabiter. Elle confirme l'effet de sélection : le manque de diplômes et les difficultés sur le marché du travail freinent la décohabitation. D'autre part, une fois pris en compte l'effet de sélection, les jeunes qui résident encore chez leurs parents auraient, à caractéristiques personnelles et d'emploi identiques, un niveau de vie de décohabitant plus faible que les autres.

---

**Rappel :**

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

\* Drees, Insee.

\*\* Drees, Crest.

Les auteures remercient Carine Burricand, Magda Tomasini, Stefan Lollivier et les deux rapporteurs anonymes, pour leurs commentaires et suggestions. Elles restent seules responsables des erreurs ou omissions éventuelles.

Entre 16 et 30 ans, l'accès à l'autonomie financière et résidentielle des jeunes passe par deux transitions quasi-obligées, profondément liées au niveau de vie, tant d'un point de vue instantané que d'un point de vue de cycle de vie : la transition de la fin de la formation initiale à l'accès au premier emploi, et celle de la décohabitation du domicile parental. D'autres événements peuvent survenir qui sont également susceptibles d'avoir un impact fort sur le niveau de vie<sup>1</sup> : mise en couple, rupture, colocation, retour au domicile parental, naissance d'un enfant, etc. L'ordre de ces différentes transitions est très variable d'un individu à un autre (Chavril *et al.*, 2009). Toutefois, en 2000, l'âge médian de fin d'études est de 19 ans, et celui de la décohabitation de 21 ans (Galland, 2000).

La décohabitation est une notion délicate, qui a beaucoup été discutée. Dans les faits, le départ du domicile parental est un processus de durée et de forme variables (Villeneuve-Gokalp, 1997 et 2000). Entre la vie au domicile parental et l'indépendance résidentielle totale, de nombreux chemins sont possibles. Une forme intermédiaire fréquente est la double résidence, dans laquelle le jeune adulte a un logement indépendant mais retourne au domicile familial le week-end ou durant les vacances d'été (Régnier-Loilier, 2011). Le processus de décohabitation est réversible, les retours au domicile parental après une période d'absence ou d'autonomie sont possibles. Enfin, l'indépendance résidentielle n'implique pas l'autonomie financière, les parents pouvant rester présents dans ce domaine via le paiement du logement ou le versement d'aides conséquentes.

La transition vers l'indépendance résidentielle et l'autonomie est ainsi un processus complexe et multiforme. Dans cette étude, ce processus sera néanmoins réduit à une forme binaire ; les jeunes sont qualifiés de décohabitants ou de corésidents<sup>2</sup>. Cette simplification du processus est nécessaire pour aborder l'étude des différences de niveau de vie des jeunes adultes.

La détermination des facteurs de la décohabitation des jeunes adultes a intéressé de nombreux auteurs. En particulier, Laferrère (2005) et Casteran, Driant et O'Prey (2008) ont montré l'influence de différents facteurs familiaux sur le départ. Plusieurs travaux, français et étrangers, ont démontré le lien positif entre le revenu ou l'activité du jeune et sa décohabitation : Dormont et Dufour-Kippelen (2000) ont établi l'existence d'interactions entre l'accès à un contrat à durée indéterminée et le départ

du domicile parental. Ils ont toutefois noté que l'insertion professionnelle n'était pas un des facteurs prépondérants du départ. Le Blanc et Wolff (2006) ont calculé que l'élasticité de la décohabitation au revenu du jeune était positive. Dunn et Philips (1998) ont mis en évidence que les plus pauvres des jeunes d'une même fratrie étaient plus souvent corésidents. Enfin, Becker *et al.* (2002) ont conclu qu'une moins grande sécurité de l'emploi retardait la décohabitation. L'emploi exercé influe ainsi sur le départ du domicile parental.

De manière plus générale, on s'attend à ce qu'un jeune adulte prenne la décision de décohabiter non seulement en fonction des caractéristiques de son emploi et du revenu perçu mais aussi en fonction de la façon dont il pourrait vivre dans un ménage séparé de ses parents et aussi de différents facteurs non-matérielles incluant notamment les dimensions relationnelles et géographique de la décision de décohabitation. Autrement dit, sa décision dépendrait du niveau de vie qu'il pourrait atteindre en vivant seul relativement au niveau de vie qu'il aurait connu dans le ménage parental, et d'un certain nombre d'autres facteurs traduisant sa préférence pour l'un ou l'autre des deux modes de vie. L'un des objets de cette étude va être de mesurer économétriquement ce lien entre décohabitation et niveau de vie atteignable en cas de décohabitation, lien qu'il est difficile d'établir, puisque les niveaux de vie des corésidents en cas de décohabitation ne sont pas observables. Il tente ainsi d'éclairer un peu plus les facteurs de la décohabitation et les déterminants du niveau de vie en cas de décohabitation.

Les données utilisées sont issues des panels d'individus de *SRCV (Statistiques sur les ressources et les conditions de vie)*, partie française du dispositif européen *EU-Silc (Statistics on income and living conditions)*. Une fois par an, toutes les personnes initialement tirées qui sont en ménage ordinaire sont interrogées. Ces panels permettent de suivre les jeunes adultes, d'observer les événements marquants de leur entrée dans la vie adulte, et d'examiner les causes et conséquences

1. Le niveau de vie employé dans cette étude suit le concept standard utilisé par l'Insee. Il correspond à l'ensemble des revenus du ménage divisé par une échelle d'équivalence, le nombre d'unités de consommation, qui prend en compte les différences de besoins entre enfants et adultes et les économies d'échelle réalisées par le fait de vivre à plusieurs.

2. Un jeune est considéré comme décohabitant s'il ne vit avec aucun membre de sa famille ou de sa belle-famille de la génération supérieure, et s'il ne vit avec aucune personne de 50 ans ou plus qui ne soit pas son conjoint. Dans le cas contraire, le jeune est dit corésident ou non-décohabitant. Dans l'immense majorité des cas, un corésident vit avec au moins un de ses parents.

de ces événements, notamment en termes de revenus et de niveaux de vie. Toutefois, *SRCV* couvre uniquement les personnes en ménage ordinaire : par conséquent, les jeunes internes, en cité universitaire ou en foyer de jeunes travailleurs ne sont pas dans le champ, ce qui limite la portée de cette étude<sup>3</sup>. Il faut par ailleurs noter que l'enquête *SRCV* interroge les ménages à la fin du printemps sur leurs revenus de l'année précédente, ce qui peut poser des problèmes de temporalité dans cette tranche de vie où les revenus évoluent vite (cf. annexe A).

Parmi les jeunes vivant en ménage ordinaire, près d'un jeune sur deux vit au domicile parental (45 %), d'après les enquêtes *SRCV* 2005 à 2008 empilées. Cette proportion est bien évidemment plus élevée au sein des 16-20 ans (84 %) qu'au sein des 21-25 ans (33 %) ou des 26-30 ans (10 %). En sus de l'âge, la résidence des jeunes adultes dépend aussi fortement de leur situation vis-à-vis des études. Dans le panel, un tiers des jeunes entre 16 et 30 ans est en études initiales, c'est-à-dire qu'ils sont encore en formation et ne l'ont jamais interrompue pour une durée d'au moins un an. La plupart d'entre eux résident chez leurs parents ; ainsi, 67 % des 16-20 ans sont en études initiales et résident au domicile parental (cf. graphique I). Ceux qui ont terminé leurs études initiales sont principalement des diplômés du secondaire, c'est-à-dire détenteurs d'un diplôme professionnel du secondaire ou

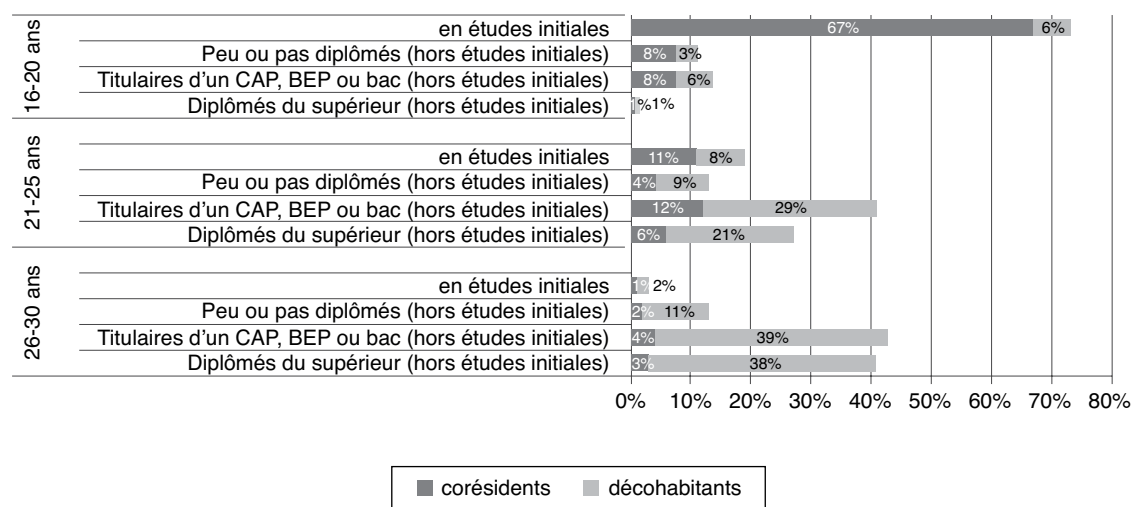
du baccalauréat (31 %) ; puis des diplômés du supérieur (22 %) ; et enfin des peu ou pas diplômés, c'est-à-dire au plus titulaires du CEP ou du brevet (12 %)<sup>4</sup>.

Pour analyser les facteurs de la décohabitation, cet article débute par la comparaison des situations relatives des décohabitants et des corésidents, en particulier sur le marché du travail. Les jeunes décohabitants ont, à diplôme égal, de meilleures situations professionnelles, en termes de taux d'emploi et de revenus d'activité. Par conséquent, les moins diplômés semblent avoir en moyenne plus de difficultés à accéder à l'indépendance que les plus diplômés. L'article compare ensuite les niveaux de vie entre corésidence et décohabitation, tout en soulignant les limites de l'interprétation d'un tel indicateur. Les décohabitants ont un niveau de vie plus faible en moyenne, mais moins

3. En fonction des villes étudiantes, de 1 % à 6 % des jeunes bénéficient d'un logement en foyer étudiant (Brutel, 2010).

4. Pour avoir une photographie des diplômés finaux, on se réfère aux seuls jeunes de 26 à 30 ans : 3 % sont en études initiales ; 13 % sont peu ou pas diplômés ; 44 % sont diplômés du secondaire ; 41 % sont diplômés du supérieur. Ces chiffres sont à comparer avec ceux de L'État de l'enseignement supérieur et de la recherche 2009, où les peu ou pas diplômés constituent 19 % des sortants d'études initiales, les diplômés du secondaire 40 %, et les titulaires d'un diplôme du supérieur 41 %. Il y a donc une légère sous-représentation des peu ou pas diplômés dans l'enquête *SRCV*. Il est possible que ces personnes soient plus souvent que les autres hors ménage ordinaire (foyers de jeunes travailleurs) à la sortie de leur formation initiale, ce qui pourrait expliquer une partie de l'écart.

Graphique I  
Situation des jeunes adultes vis-à-vis des études et de la résidence, selon l'âge



Note : on considère la situation vis à vis des études et la situation vis à vis de la résidence au domicile parental au moment de l'enquête, en fonction de l'âge au 1<sup>er</sup> janvier.

Lecture : 67 % des jeunes entre 16 et 20 ans sont en étude initiales et au domicile parental. Les autres sont soit en études initiales mais décohabitants (6 %), soit ont fini leurs études initiales (27 %).

Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire.

Source : *SRCV* 2005 à 2008 empilés.

ressenti comme tel. Ce constat est bien sûr lié aux différences de composition entre ménages parentaux et ménages de jeunes décohabitants ; mais il est également le reflet du sens différent du concept de niveau de vie entre ménages installés et ménages de jeunes adultes. En effet, ces derniers, qui entrent dans une période nouvelle de leur vie, ont des ressources récentes et des besoins différents. Afin de pouvoir malgré tout comparer la situation financière des décohabitants et des corésidents, cette étude fait appel à un modèle de sélection en panel. La décohabitation apparaît alors comme un processus qui sélectionne les jeunes qui peuvent prétendre aux meilleurs niveaux de vie en moyenne, en situation d'indépendance résidentielle.

### Les corésidents non étudiants ont un taux de chômage important et des revenus plus faibles

Pour pouvoir comparer, à terme, les niveaux de vie en cas de corésidence et de décohabitation, il est important de cerner qui décohabite, et avec quelles ressources. Le taux de chômage des jeunes adultes qui ont terminé leur formation initiale et résident au domicile parental est plus de deux fois supérieur à celui des jeunes décohabitants de même niveau de diplôme

(tableau 1). Ce taux de chômage est particulièrement important pour les peu ou pas diplômés corésidents (34 %), et s'accompagne d'un fort taux d'inactivité (21 %). Est qualifiée ici d'inactive une personne qui n'a pas d'emploi au moment de l'enquête et ne se déclare pas chômeur ; la population des inactifs est donc notamment constituée de personnes au foyer, en formation initiale ou en reprise d'études.

On retrouve bien évidemment ici l'effet fortement discriminant du niveau de diplôme sur le chômage. La notion déclarative du chômage employée ici donne des résultats proches de la notion classique définie par le Bureau international du travail (BIT) : en 2008, le taux de chômage – au sens du BIT – des jeunes peu ou pas diplômés est de 38 % pour ceux sortis depuis 1 à 4 ans de leur formation initiale, et de 23 % pour ceux sortis depuis 5 à 10 ans. En parallèle, ces taux sont respectivement de 6 % et 4 % pour les diplômés de l'enseignement supérieur (*France portrait social, édition 2009*).

Les corésidents perçoivent moins de revenus d'activité que les décohabitants, à même niveau de diplôme. Ainsi, les peu ou pas diplômés touchent par exemple en moyenne 5 500 € par an s'ils habitent chez leurs parents contre 9 100 € pour les décohabitants. Ce constat est

Tableau 1  
Insertion sur le marché du travail et revenus d'activité des jeunes adultes

	Travaille (en %)	Chômeur (en %)	Inactif (en %)	A déjà travaillé au cours de sa vie ou travaille actuellement (en %)	Revenus d'activité (en euros)	Revenus d'activité, pour ceux qui en perçoivent (en euros)
En formation initiale						
décohabitants	48	1	50	66	4 800	7 500
corésidents	12	0	88	22	1 000	4 000
Peu ou pas diplômés						
décohabitants	68	15	17	90	9 100	11 800
corésidents	46	34	21	69	5 500	9 300
Titulaires d'un CAP, BEP ou du Bac						
décohabitants	83	8	9	98	12 600	14 000
corésidents	72	21	8	90	9 700	11 200
Diplômés du supérieur						
décohabitants	91	5	4	99	17 800	18 600
corésidents	80	15	6	94	13 100	14 300

Note : Toutes les variables se réfèrent au moment de l'enquête. L'appartenance au groupe des chômeurs et déclarative. Les revenus d'activité sont ici composés des salaires et des revenus d'indépendants, et ne comprennent pas l'indemnisation du chômage. On considère les revenus de l'année écoulée en fonction de leur situation vis à vis des études pendant l'année et de leur résidence au moment de l'enquête. Les jeunes adultes en année de fin de formation initiale l'année écoulée sont ôtés. Les montants sont exprimés en euros constants de 2008.

Lecture : 48 % des jeunes en formation initiale ne résidant plus au domicile parental cumulent, au moment de l'enquête, un emploi à leurs études.

Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire.

Source : SRCV 2005 à 2008 empilés.

néanmoins légèrement atténué lorsque l'on tient compte de l'inactivité : les revenus des corésidents et des décohabitants sont plus proches si on ne prend en compte que les personnes touchant un revenu d'activité. Les différences de revenus d'activité pour les jeunes adultes peuvent aussi s'expliquer par du travail estival, notamment pour les étudiants en formation initiale (encadré 1).

**Bien que les moins diplômés terminent leur formation initiale plus tôt, ils s'émanent plus tard que les autres**

Les décohabitants, qu'ils aient terminé leur formation initiale ou non, sont donc ceux qui

ont les situations les plus favorables sur le marché du travail à même niveau de diplôme. Un revenu d'activité plus élevé et une situation professionnelle plus stable semblent ainsi permettre la décohabitation. À même niveau de diplôme, les décohabitants semblent donc être les plus employables.

Ce constat est renforcé par la comparaison des situations à niveaux de diplômes différents. Les moins diplômés, caractérisés par un plus fort chômage, décohabitent moins fréquemment que les autres : la proportion de décohabitants est plus faible au sein des peu ou pas diplômés (60 %) que parmi les diplômés du secondaire (75 %) ou les diplômés du supérieur (87 %, graphique 2).

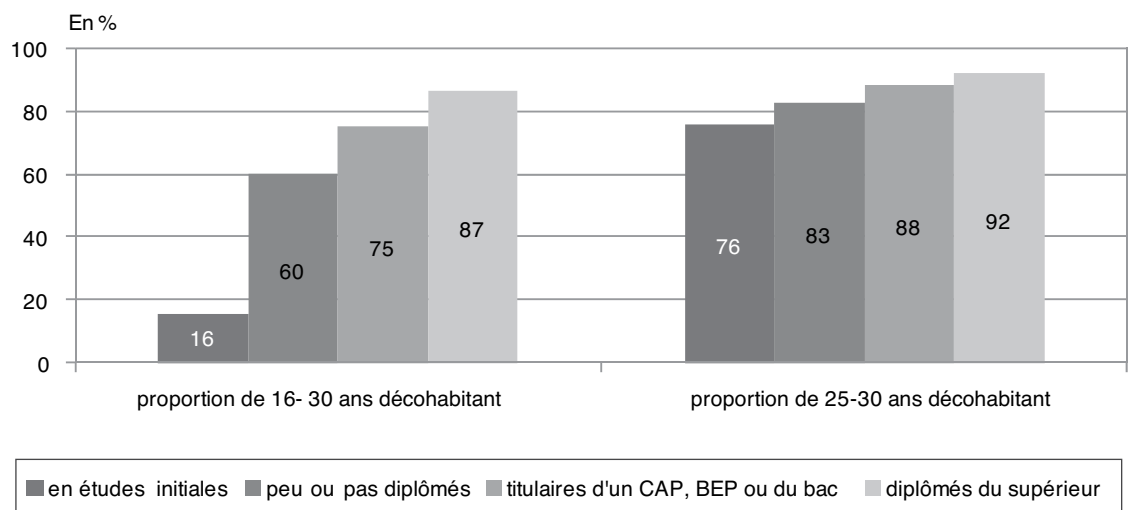
Encadré 1

**DEUX TIERS DES JEUNES DÉCOHABITANTS EN FORMATION INITIALE ONT TRAVILLÉ AU COURS DE L'ANNÉE**

Le fait d'avoir un emploi à un instant donné est insuffisant pour caractériser le travail des jeunes adultes, en particulier celui des étudiants. Cette photographie instantanée doit être complétée par des données relatives au travail effectué sur l'ensemble de l'année.

Pour les jeunes en formation initiale, le fait de décohabiter semble imposer une participation au marché du travail sur au moins une partie de l'année. Deux tiers des lycéens ou étudiants décohabitants ont travaillé pendant l'année, pour une durée moyenne de 7,5 mois. Un quart des jeunes en formation initiale décohabitants ont travaillé toute l'année. En parallèle, les jeunes en formation initiale corésidents ne travaillent en moyenne qu'un mois par an. Les trois quarts n'ont aucune activité, et la moitié de ceux qui travaillent le font sur moins de trois mois, ce qui correspond notamment aux vacances d'été. Au total, la moyenne du nombre de mois travaillés sur l'ensemble des étudiants ou lycéens est de 4,8 mois pour les décohabitants contre 1,3 mois pour les corésidents.

Graphique II  
**Les moins diplômés cohabitent moins**



Note : toutes les variables sont considérées au moment de l'enquête.  
Lecture : 92 % des diplômés du supérieur qui ont entre 25 et 30 ans ne vivent plus au domicile parental.  
Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire.  
Source : SRCV 2005 à 2008 empilés.

Une partie de cet écart peut cependant s'expliquer par un effet d'âge puisque les diplômés du supérieur sont en moyenne plus âgés que les autres. Pour éliminer cet effet d'âge, on restreint cette statistique au champ des 25-30 ans : l'âge moyen est alors de 27,5 ans, à la fois pour les peu diplômés, les diplômés du secondaire et les diplômés du supérieur. Sur ce champ restreint, la résidence au domicile parental reste plus forte chez les peu diplômés (17 %), double de celle des diplômés du supérieur (8 %). Ainsi, si la première étape du parcours d'entrée dans l'âge adulte que constituent la fin des études et l'accès à un premier

emploi est plus rapide pour les moins diplômés, l'étape de décohabitation semble quant à elle plus lente. Le manque de diplômes, en rendant le marché du travail plus difficile et les revenus plus faibles, freine l'accès à l'indépendance résidentielle. En effet, à même niveau de diplôme, la compensation de la faiblesse des revenus d'activité des corésidents est principalement assurée par la présence des autres membres du ménage (encadré 2). La précarité sur le marché du travail, mieux compensée par la solidarité parentale que par le système redistributif, retient en partie les jeunes au domicile parental.

Encadré 2

**LES AIDES EN PROVENANCE D'AUTRES MÉNAGES CREUSENT LES INÉGALITÉS DE NIVEAU DE VIE DES DÉCOHABITANTS**

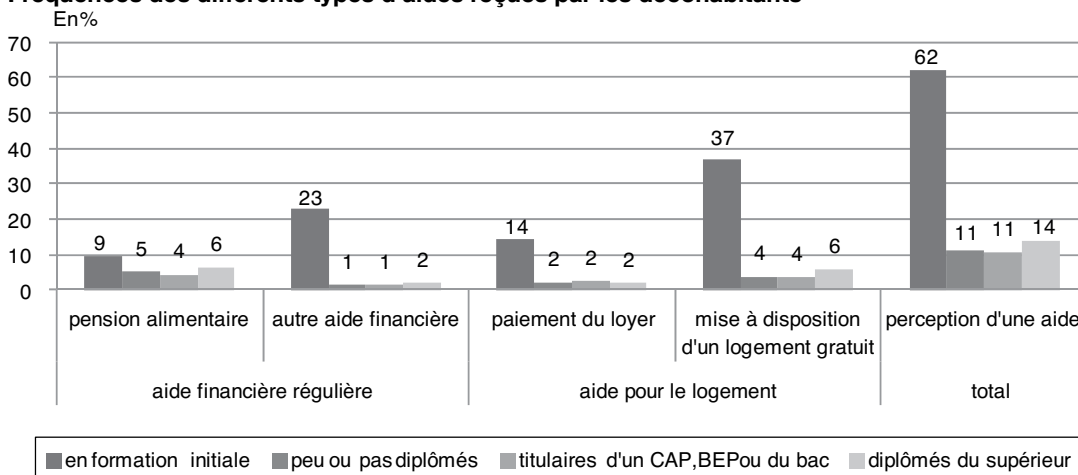
Pour les jeunes décohabitants, les transferts venant d'autres ménages proviennent en général de leurs parents. Sans surprise, les jeunes étudiants décohabitants sont ceux qui perçoivent le plus souvent une aide extérieure : ils sont près de deux-tiers (62 %) à percevoir des transferts en espèces réguliers ou des aides pour leur logement de la part de membres extérieurs au ménage (total « perception d'une aide », figure A). Plus exactement, 32 % perçoivent une aide financière régulière et 51 % une aide pour le logement, souvent sous la forme de la mise à disposition d'un logement gratuit. 19 % des jeunes étudiants décohabitants cumulent ces deux types d'aides.

Ces aides financières tendent à creuser légèrement les inégalités de niveau de vie entre les jeunes de

différents niveaux de diplômes : les décohabitants les plus diplômés, malgré un niveau de vie supérieur, sont un peu plus aidés par des membres extérieurs au ménage que les autres jeunes décohabitants ayant terminé leur formation initiale (14 % contre 11 %). À titre de comparaison, environ 10 % des ménages où les jeunes cohabitent avec leurs parents ou d'autres adultes reçoivent également des aides d'autres ménages, sans que l'on ne puisse savoir avec cette enquête quel membre du ménage touche l'aide extérieure. Plus précisément, ce taux est de 14 % pour les ménages qui incluent un jeune en formation initiale, et de 8 à 9 % pour les ménages où corésident des jeunes ayant fini leurs études. Ces aides sont souvent des pensions alimentaires ou des aides au logement.

Figure A

**Fréquences des différents types d'aides reçues par les décohabitants**



Note : La résidence est au moment de l'enquête. Les autres variables se réfèrent à l'année écoulée.

Lecture : 62 % des jeunes en formation initiale vivant hors du domicile parental perçoivent des aides issues d'autres ménages. Parmi eux, certains reçoivent des aides financières, des aides pour le logement, ou les deux. Par exemple, 14 % des jeunes en formation initiale décohabitants reçoivent une aide sous la forme du paiement de leur loyer.

Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire.

Source : SRCV 2005 à 2008 empilés.



## Encadré 2 (suite)

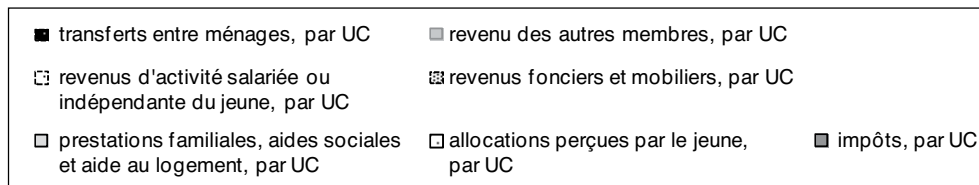
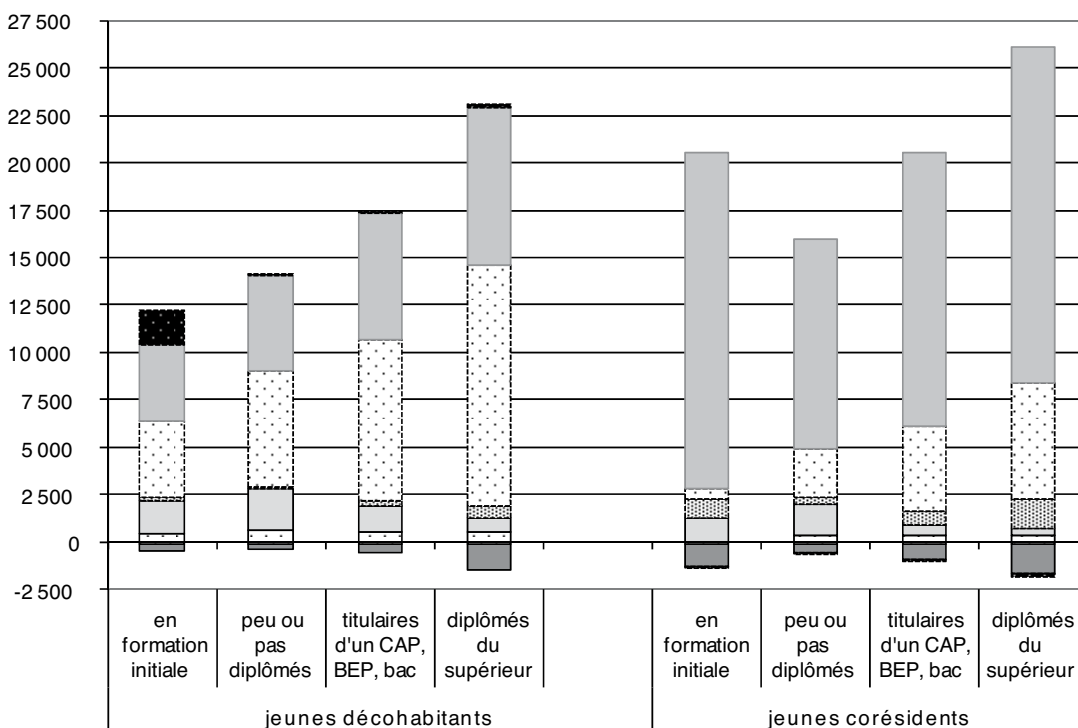
### Les prestations sociales réduisent les inégalités, mais peu

Le niveau de vie des jeunes adultes peut être séparé en revenus du jeune, revenus des autres membres du ménage, et autres transferts ou prestations. Parmi les décohabitants, le niveau de vie plus élevé des plus diplômés par rapport aux moins diplômés est essentiellement dû à de plus forts revenus d'activité (cf. figure B). A même niveau de diplôme, les revenus d'activité des corésidents sont plus faibles que ceux des décohabitants (cf. tableau 1). Les allocations perçues par le jeune et liées à sa personne – allocations chômage, indemnités de maladie, pensions d'invalidité – sont plus élevées chez les personnes ayant plus de revenus d'activité, et de ce fait un peu plus élevées

pour les décohabitants que chez les corésidents. Les impôts, les prestations familiales, les aides sociales et les aides au logement réduisent un peu l'écart de niveaux de vie entre niveaux de diplôme. Ainsi, les prestations familiales, sociales et de logement représentent 2 200 € par an par unité de consommation pour les décohabitants peu diplômés contre 800 € pour les diplômés du supérieur, mais par rapport à un niveau de vie global de 12 000 € contre 22 000 € (cf. aussi tableau 2). Les aides financières régulières extérieures ne sont visibles que pour les jeunes en formation initiale décohabitants. Pour les autres, les montants moyennés sont trop faibles pour apparaître ici. La précarité sur le marché du travail est mieux compensée par la solidarité parentale (revenus des autres membres du ménage) que par le système redistributif.

Figure B  
Décomposition du niveau de vie des jeunes adultes

En euros



Note : toutes les variables se réfèrent à l'année écoulée. Les jeunes en année de transition sont ôtés. Les montants sont exprimés en euros constants de 2008.

Lecture : les jeunes en formation initiale décohabitants ont un niveau de vie moyen de 12 000 €/UC, dont en moyenne, 4 000 €/UC de revenus d'activité du jeune et 4 000 €/UC de revenus d'autres membres du ménage (conjoint).

Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire, hors jeunes en année de transition.

Source : SRCV 2005 à 2008 empilés.

## **La difficile comparaison des niveaux de vie entre jeunes adultes décohabitants et corésidents**

La confrontation des caractéristiques des jeunes qui corésident avec leurs parents à celles des décohabitants a montré une situation sur le marché du travail plus compliquée pour les premiers. Mais davantage que ces caractéristiques, c'est l'aspect financier que nous cherchons à analyser.

Or les revenus salariaux éventuels du jeune adulte qu'on vient d'étudier ne suffisent pas à rendre compte des ressources des jeunes. Ainsi, d'après Herpin et Verger (1997), la part des revenus du travail ne représente que 16 % des ressources personnelles des étudiants qui résident chez leurs parents (contre 28 % pour les ménages étudiants décohabitants). Peu d'enquêtes parviennent à mesurer ou estimer l'ensemble des ressources des jeunes dont ceux résidant chez leurs parents : il faudrait notamment réussir à estimer la valeur du service logement et des aides en nature (alimentation, habillement, etc.) dont bénéficie le jeune. En l'absence de ces informations ici, nous pouvons au mieux prendre en compte tous les revenus du ménage, dont ceux des parents, et donc utiliser les niveaux de vie.

Cependant, pour estimer le niveau de vie des jeunes résidant avec leurs parents, on ne peut qu'utiliser ici l'hypothèse communément appliquée que le niveau de vie est équiréparti au sein d'un ménage<sup>5</sup>. Nous éviterons cependant de comparer sans précautions les jeunes au foyer parental et les décohabitants, l'hypothèse de niveau de vie équiréparti étant relativement forte. En effet, les revenus ne sont pas forcément redistribués uniformément entre parents et enfants. Il est possible que le partage ne soit que partiel, auquel cas les niveaux de vie des jeunes corésidents seront surestimés.

En outre, la composition et la taille des ménages des décohabitants et des corésidents diffèrent : alors que les décohabitants vivent seuls, avec un conjoint ou des colocataires, les corésidents vivent le plus souvent avec leurs parents ou beaux-parents. Les ménages de décohabitants sont souvent plus petits, et bénéficient moins des économies d'échelle. Les niveaux de vie tiennent compte des unités de consommation du ménage, mais peuvent néanmoins être impactés par cette différence de taille ; en effet, certains postes du budget (comme le logement) sont plus

sensibles que d'autres (comme l'alimentation) à la taille du ménage.

De plus, le niveau de vie comptabilise les transferts en espèce réguliers reçus par les ménages en provenance d'autres ménages. Il prend également en compte les transferts sociaux, dont les effets sont légèrement redistributifs (cf. encadré 2). Cependant, seuls deux types d'aides en provenance d'autres ménages sont pris en compte : les aides financières régulières et les aides pour le logement. Les transferts en nature (achats de vêtements et d'équipements notamment) et les aides financières irrégulières sont omis, et peuvent représenter des sommes importantes. Herpin et Verger (1997) avaient ainsi estimé un équivalent monétaire de l'ensemble des aides perçues par les ménages de jeunes occupant un logement indépendant : les familles assumaient financièrement de l'ordre de six dixièmes des charges des ménages de jeunes avec au moins un étudiant, et un dixième des charges des ménages de jeunes non étudiants. En outre, les besoins des jeunes sont différents de ceux des autres adultes, en raison de leur mode de vie particulier et de leur situation transitoire ; les niveaux de vie des jeunes décohabitants sont alors plutôt sous-estimés. En effet, les jeunes adultes ont des dépenses plus faibles pour le même niveau de consommation, ce qui vient augmenter d'autant leur niveau de vie réel. Cela vient notamment des réductions dont ils bénéficient (repas, transports, loisirs culturels et sportifs...), en particulier lorsqu'ils sont étudiants. Or, ces transferts et avantages non comptabilisés dans le niveau de vie sont loin d'être négligeables, même s'ils sont difficilement quantifiables. La non-prise en compte des avantages et d'une partie des aides de la famille peut donc déformer la vision du niveau de vie des jeunes étudiants décohabitants.

### **Un niveau de vie plus faible pour les étudiants décohabitants mais des difficultés financières ressenties surtout pour les moins diplômés**

Bien que limitée par les difficultés méthodologiques développées ci-dessus, l'analyse des niveaux de vie des décohabitants et des corésidents est riche d'enseignements.

<sup>5</sup> Cependant, dans l'enquête SRCV, des personnes qui ne font pas budget commun sont considérées comme des ménages distincts.



Quel que soit le niveau de diplôme considéré, les situations des ménages parentaux des corésidents sont plus hétérogènes que les situations des ménages de décohabitants<sup>6</sup>. Cette forte dispersion se traduit par un intervalle interquartile de niveau de vie plus large (cf. tableau 2).

Le niveau de vie permet la construction des taux de pauvreté monétaire. L'analyse de ces taux sur les jeunes ayant terminé leur formation initiale, faite séparément sur les corésidents et les décohabitants, permet de s'affranchir des principales limites de l'indicateur de niveau de vie. Dans les deux groupes, les moins diplômés sont davantage en situation de pauvreté que les plus diplômés : un quart des pas ou peu diplômés sont en situation de pauvreté monétaire, contre 10 % des titulaires d'un diplôme du secondaire et 5 % des titulaires d'un diplôme du supérieur. Ces disparités liées au type de diplôme sont valables à la fois pour les décohabitants et pour les corésidents. Pour ces derniers, les diplômés vivent dans des ménages où les autres membres du ménage sont dans des situations plus favorables que pour les jeunes possédant moins de diplômes. C'est une forme d'inertie sociale, induisant une reproduction des situations, qui

se retrouve ici : les diplômés du supérieur sont issus de familles plus aisées et plus instruites. D'après *L'état de l'enseignement supérieur et de la recherche 2009*, près de 80 % des jeunes dont le père est chef d'entreprise, cadre ou profession intermédiaire accèdent à l'enseignement supérieur, contre 50 % des jeunes dont le père est employé, agriculteur, artisan ou commerçant et quelques 40 % des jeunes dont le père est ouvrier.

Les taux de pauvreté monétaire peuvent en outre être éclairés par l'indicateur de pauvreté ressentie. Alors que 51 % des lycéens ou étudiants décohabitants sont en-dessous du seuil de pauvreté monétaire, seuls 16 % considèrent leur situation financière comme difficile. Cette forte différence entre taux de pauvreté subjectif et taux de pauvreté monétaire est en partie due à l'omission d'aides perçues par les ménages

6. Cette étude ne porte que sur le champ des ménages ordinaires, ce qui exclut en particulier, les étudiants en cité universitaire et les jeunes en foyers. Ces jeunes sont plutôt plus défavorisés, notamment parce que les logements en cité universitaire sont attribués sur des critères sociaux (critères de ressources identiques à ceux des bourses).

Tableau 2  
**Situation financière perçue et mesurée des ménages auxquels appartiennent les jeunes adultes**

	Situation financière ressentie difficile par le ménage (en %)	« Taux de pauvreté » du ménage (en %)	Niveau de vie* des ménages (en euros)			
			Moyenne	Q1	Médiane	Q3
<b>Décohabitants</b>						
en formation initiale	16	51	11 900	6 700	10 100	14 500
peu ou pas diplômés	35	25	13 800	10 300	13 000	16 900
titulaires d'un CAP, BEP ou du bac	20	10	16 900	13 100	16 500	19 800
diplômés du supérieur	6	5	21 700	16 600	20 700	25 600
<b>Corésidents</b>						
en formation initiale	19	14	19 200	12 600	17 000	22 800
peu ou pas diplômés	38	29	15 500	9 900	14 200	19 100
titulaires d'un CAP, BEP ou du bac	22	10	19 700	13 900	18 400	23 500
diplômés du supérieur	12	5	24 400	17 000	22 400	29 400
Ensemble de la population SRCV	16	13	19 900	12 900	17 400	23 400
* Le niveau de vie employé dans cette étude suit le concept standard utilisé par l'Insee. Il correspond à l'ensemble des revenus du ménage divisé par une échelle d'équivalence, le nombre d'unités de consommation, qui prend en compte les différences de besoins entre enfants et adultes et les économies d'échelle réalisées par le fait de vivre à plusieurs.						

Note : on considère les revenus de l'année écoulée en fonction de leur situation vis à vis des études pendant l'année et de leur résidence au moment de l'enquête. Les jeunes adultes en année de fin de formation initiale l'année écoulée sont ôtés. La situation financière est considérée au moment de l'enquête. L'ensemble des variables se réfèrent au ménage dans lequel le jeune vit (ménage sans ascendants dans le cas d'un jeune décohabitant, ménage « parental » dans le cas d'un jeune corésident). Les montants sont en euros constants de 2008. Le taux de pauvreté considéré est le taux de pauvreté monétaire à 60 % de la médiane.

Lecture : 38 % des jeunes peu ou pas diplômés vivant au domicile parental sont dans un ménage qui déclare sa situation financière comme difficile ou très difficile, alors que seuls 29 % ont un taux de pauvreté monétaire au-dessus du seuil.

Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire.

Source : SRCV 2005 à 2008 empilés.

étudiants de la part de leur famille, et en partie à la conscience du caractère transitoire de leur situation, puisqu'ils anticipent une situation plus confortable une fois diplômés. À l'inverse, pour les décohabitants peu diplômés, le sentiment de difficultés financières ressenti (35 %) est supérieur au taux de pauvreté relatif (25 %). Ces peu diplômés ont moins d'investissement en capital humain et sont plus exposés que les autres jeunes au risque de chômage.

La pauvreté ressentie est étonnamment proche entre les ménages de décohabitants et de corésidents (à diplôme égal, en excluant les ménages étudiants). Par exemple, 35 % à 38 % des jeunes peu ou pas diplômés se sentent dans une situation financière difficile, qu'ils cohabitent ou non avec leurs parents. En termes de pauvreté ressentie, les peu diplômés sont ainsi plus proches de leurs homologues corésidents que des autres cohabitants, ayant eux-mêmes cohabité auparavant dans des situations semblables. Une corrélation entre les difficultés financières dans le ménage parental pendant son adolescence et les difficultés financières du jeune adulte décohabitant est en effet visible en comparant ces deux types de niveaux de vie dans le module secondaire de *SRCV* 2005. Il est également probable que, consciemment ou inconsciemment, la situation financière des parents soit prise en compte par les ménages de jeunes décohabitants dans la perception de leur propre situation, parce que le ménage parental est un ménage dans lequel ils ont beaucoup vécu et qu'ils ont quitté il y a peu, et parce que la situation financière des décohabitants est rendue plus facile ou plus compliquée selon les possibilités d'aides parentales. Enfin, à même niveau d'études du jeune, la situation financière personnelle est un peu plus difficile chez les corésidents. Les jeunes dont les revenus d'activité sont insuffisants pour faire face aux dépenses qu'occasionne une décohabitation risquent moins de décohabiter et sont vus comme une charge par le ménage parental, rendant leur situation financière inconfortable.

### **Analyser les niveaux de vie en neutralisant la sélectivité de la décohabitation**

Les situations des cohabitants et des corésidents apparaissent au final difficilement comparables, notamment en raison du caractère sélectif de la décohabitation. Mais on peut tenter de neutraliser l'effet de cette sélecti-

tivité grâce à une modélisation jointe du niveau de vie en cas de décohabitation et du choix de décohabiter. Elle permettra de montrer ce que serait le niveau de vie de ceux qui résident au domicile parental s'ils décohabitent : à caractéristiques identiques, auraient-ils été dans une situation financière plus aisée ou plus difficile que ceux qui ont réellement décohabité ? Plus largement, quelles sont les différents facteurs explicatifs de ce niveau de vie réel ou potentiel ?

Le modèle retenu se composera de deux équations : la première équation est l'équation de sélection qui décrit les facteurs de la décohabitation, estimés sur l'ensemble des jeunes adultes. La seconde équation est l'équation de niveau de vie, estimée sur les seuls décohabitants. Les variables explicatives de cette seconde équation sont augmentées de paramètres, les inverses des ratios de Mills, qui prennent en compte les différences de propension à décohabiter. Ce sont ces paramètres qui permettent de déterminer si les jeunes corésidents auraient un niveau de vie plus faible ou plus élevé que les jeunes décohabitants s'ils décohabitaient, toutes choses égales par ailleurs.

L'effet de sélection a été testé dans un premier temps sur un modèle de sélection en coupe, le modèle d'Heckman (1979). Ce dernier confirme l'hypothèse de sélectivité : s'ils décohabitaient, les jeunes adultes corésidents seraient moins aisés que les actuels décohabitants.

Cependant, l'emploi d'un modèle de sélection en coupe n'est qu'à moitié satisfaisant. En effet, la modélisation du niveau de vie fait couramment apparaître l'importance de l'hétérogénéité inobservée. Elle rend donc préférable l'utilisation d'un modèle de panel. La présence d'hétérogénéité inobservée, et la corrélation de cette hétérogénéité aux régresseurs, sont confirmées par l'estimation d'un modèle de panel simple.

Enfin, il est important de pouvoir tester l'estimation de certains paramètres constants ou peu variables : il semble donc essentiel d'avoir une estimation en niveau et non en différences.

La modélisation adoptée est ainsi un modèle de type Wooldridge (1995) qui est une adaptation du modèle d'Heckman (1979) aux données en panel. Il comporte toujours deux étapes : estimation de l'équation de sélection, puis estimation de l'équation centrale avec un régresseur additionnel. On recourt

plus exactement à une adaptation du modèle original de Wooldridge (1995) dans laquelle l'estimation de la première étape suit la proposition de Lollivier-Pollet (2003), ce qui permet d'estimer de manière unique les paramètres de l'équation de sélection. Une description complète de la modélisation adoptée et une discussion des hypothèses et choix effectués se trouvent en annexe B.

Le modèle décrit le processus de décohabitation à la manière d'un modèle de Roy (*cf.* Roy, 1951). Le jeune est face à un choix : décohabiter ou non. En cas de décohabitation, son niveau de vie  $\omega$  dépendra de caractéristiques individuelles observées et non observées, et des caractéristiques du ménage qu'il crée ou intègre. Ce niveau de vie peut s'écrire de la manière suivante :

$$\omega_{i,t} = x_{i,t}\beta + y_i\pi + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$

S'il ne décohabite pas, son niveau de vie sera dépendant de ses caractéristiques individuelles, mais également de déterminants parentaux. Les covariables seront ainsi en partie différentes.

$$\omega_{i,t}^0 = x_{i,t}^0\beta^0 + y_i^0\pi^0 + \alpha_i^0 + \varepsilon_{i,t}^0$$

La décohabitation aura lieu si elle apporte un meilleur cadre de vie que la corésidence, soit si  $\omega_{i,t} > \omega_{i,t}^0 + C_{i,t}$ , où  $C_{i,t}$  représente la somme du coût de la décohabitation et de la préférence pour la cohabitation.  $C_{i,t}$  est composée de variables observées et non observées.  $C_{i,t}$  peut être positif ou négatif ; il est par exemple fortement positif pour un jeune souhaitant absolument rester au domicile parental.

Le gain de la décohabitation est alors  $d_{i,t}^* = \omega_{i,t} - \omega_{i,t}^0 - C_{i,t}$ . Il peut également se réécrire

$$d_{i,t}^* = (x_{i,t}\beta - x_{i,t}^0\beta^0) + (y_i\pi - y_i^0\pi^0) + (\alpha_i - \alpha_i^0) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t}^0) - C_{i,t}$$

soit encore :

$$d_{i,t}^* = z_{i,t}\gamma + m_i\mu + \eta_i + u_{i,t}$$

On en déduit les deux équations du modèle. La première est une équation de sélection décrivant la propension à décohabiter, la seconde est une équation donnant le niveau de vie en cas de décohabitation qui sera notre équation dite « principale ». L'équation de sélection s'écrit :

$$d_{i,t} = 1(d_{i,t}^* \geq 0) \tag{1}$$

avec  $d_{i,t}^* = z_{i,t}\gamma + m_i\mu + \eta_i + u_{i,t}$

et l'équation de niveau de vie s'écrit :

$$\omega_{i,t} = x_{i,t}\beta + y_i\pi + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

Dans ces équations,

La variable expliquée de l'équation de sélection  $d_{i,t}$  est la décohabitation ;

La variable expliquée  $\omega_{i,t}$  de l'équation de niveau de vie est le logarithme du niveau de vie des décohabitants ;

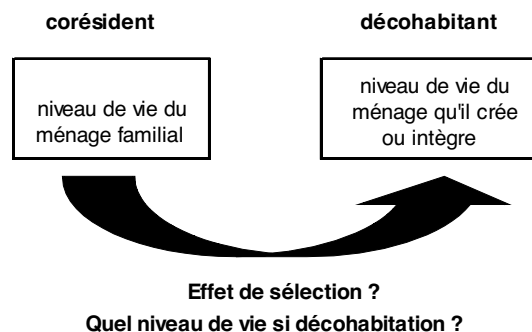
$z_{i,t}$  et  $x_{i,t}$  le temps (possiblement les mêmes) ;

$m_i$  et  $y_i$  sont des régresseurs constants dans le temps (possiblement les mêmes) ;

$\eta_i$  et  $\alpha_i$  sont des effets individuels ;

$u_{i,t}$  et  $\varepsilon_{i,t}$  sont des termes d'erreurs.

Graphique III  
Principe de la modélisation



## La décohabitation est moins fréquente chez les peu ou pas diplômés

La première étape du modèle est l'estimation de l'équation de sélection. Dans la modélisation de cette première équation, il est impossible d'introduire la plupart des variables ayant trait à la participation sur le marché du travail. En effet, la participation au marché du travail est endogène ou au mieux faiblement exogène, en particulier pour les jeunes en formation initiale. L'enquête ne fournit pas d'instruments valides permettant de contourner ce problème mais ceci n'invalide cependant pas les résultats (cf. encadré 3).

En revanche, on supposera l'exogénéité stricte du chômage chez les jeunes adultes non étudiants. La participation sur le marché du travail des jeunes qui ont terminé leur formation

initiale est en effet très forte, et la décohabitation n'influe en rien sur leurs difficultés sur ce marché. Le fait, pour un jeune non étudiant, de s'être déclaré chômeur durant au moins 15 jours sur l'année est donc introduit dans le modèle. L'effet négatif de cette variable n'est pas significatif lorsqu'elle est prise en valeur annuelle mais il le devient lorsqu'elle est calculée en moyenne sur la période : les jeunes qui ont acquis une situation professionnelle stable ont une propension plus forte à décohabiter (cf. tableau 3).

Les autres déterminants de la décohabitation sont également conformes à la littérature sur le sujet et aux constats dressés à l'aide des statistiques descriptives. En effet, le modèle établit que, toutes choses égales par ailleurs, le fait d'être en formation initiale diminue très nettement la propension à la décohabitation. Une

### Encadré 3

#### SPÉCIFICATIONS DU MODÈLE

##### Choix des données

Le modèle présenté ici explique, dans un premier temps, la décohabitation en N+1 en fonction des caractéristiques en N. Dans un second temps, le niveau de vie en N des décohabitants N+1 est modélisé en fonction des caractéristiques en N (correspondant à la composition du ménage en N+1). Le décalage temporel est donc conservé dans les résultats présentés ici. Néanmoins, les données sans décalage temporel ont été rapidement reconstituées (cf. annexe A), et le modèle a été testé sur cet autre jeu de données. Les résultats sont robustes à ce changement de temporalité. Ils sont présentés dans l'annexe D.

Le panel étudié est un panel de jeunes adultes, ayant au moins 16 ans au 31 décembre de la première année du panel, et au plus 30 ans au 31 décembre de la dernière année. Le panel utilisé est la concaténation de trois panels d'individus distincts de trois ans : un panel 2004-2006, un panel 2005-2007, et un panel 2006-2008. Si un individu est éligible à plusieurs panels (individus suivis au moins quatre ans), il est seulement conservé dans le panel 2005-2007. Le modèle est estimé sur l'ensemble du panel, et non pas uniquement sur les personnes qui changent de statut en matière de cohabitation pendant la période observée. L'effet de sélection est ainsi calculé sur l'ensemble des personnes ayant entre 16 et 30 ans.

##### Identification du modèle

L'identification du modèle nécessite la présence d'une relation d'exclusion : une des variables exogènes

de l'équation de sélection ne doivent pas avoir d'effet sur l'équation de niveau de vie. Plusieurs variables jouent ici ce rôle : le sexe, la nationalité et l'âge sont significatives dans l'équation de sélection mais n'ont absolument aucun effet dans l'équation de niveau de vie.

##### Lien entre les deux équations

L'écriture du modèle sous la forme d'un modèle de Roy a pour conséquence l'inclusion des régresseurs  $x$  dans les régresseurs  $z$ , et l'inclusion des régresseurs  $y$  dans les régresseurs  $m$ . Autrement dit, les variables de l'équation de niveau de vie doivent être incluses dans l'équation de sélection.

Dans le modèle, certaines variables sont introduites dans l'équation de niveau de vie mais non dans l'équation de décohabitation : il s'agit du nombre de mois travaillés, de l'existence d'un conjoint et de son activité, de la présence d'enfants, et du fait d'avoir eu plusieurs employeurs différents durant l'année. Ces variables ne peuvent être introduites dans l'équation de sélection, soit parce qu'elles n'ont pas de sens pour les corésidents, soit parce qu'elles sont endogènes à la sélection. La non-inclusion de ces variables dans la première étape entraîne un léger biais inévitable. Toutes ces variables jouant dans le même sens sur la décohabitation et le niveau de vie, leur omission de l'équation de sélection augmente la significativité des coefficients associés à ces variables dans l'équation de niveau de vie, et diminue la significativité des ratios de Mills inverses. L'effet de sélection est sous-estimé par ce modèle ; la conclusion principale du modèle en est donc renforcée.

fois la formation initiale terminée, les peu diplômés décohabitent moins, et, dans une moindre mesure, les diplômés du secondaire. Par ailleurs, la propension à décohabiter augmente avec l'âge, et elle est également plus élevée chez les jeunes femmes, à âge et diplôme donnés. Enfin, les jeunes étrangers sont plus souvent décohabitants, notamment parce que leurs parents résident moins fréquemment en France.

### **S'ils décohabitaient, les actuels corésidents seraient dans une situation financière moins favorable que celle des actuels décohabitants**

Dans la seconde étape du modèle sont estimés les facteurs influençant le niveau de vie en cas de décohabitation. Parmi ces facteurs figurent les inverses des ratios de Mills associés aux résidus de l'équation de sélection pour chacune des trois périodes d'observation. Leurs coefficients sont tous trois négatifs, et le test de Wald

rejette la nullité jointe de ces trois coefficients (cf. tableau 4). Ainsi, s'ils décohabitaient, les corésidents auraient, à mêmes caractéristiques, un niveau de vie plus faible que les autres. Ce résultat est par ailleurs robuste aux différents changements de spécification du modèle testés (cf. encadré 4).

Au-delà de ce résultat central, le modèle permet de quantifier l'effet d'autres facteurs sur le niveau de vie en cas de décohabitation, et notamment celui du diplôme. Les statistiques descriptives ont dévoilé un fort impact du diplôme sur le niveau de vie des jeunes adultes, impact en partie lié aux difficultés plus importantes des moins diplômés sur le marché du travail. L'effet du diplôme est donné dans le modèle par l'addition de l'indicatrice de niveau de diplôme et de sa moyenne sur les trois périodes d'observation de l'individu. Le coefficient ainsi obtenu est plus négatif pour les peu diplômés que pour les diplômés du secondaire, même si les variables prises séparément ne sont

Tableau 3  
**Équation de sélection (variable dépendante : décohabitation)**

	est.	p-value
Constante	- 3,53	0,00
En formation initiale	- 2,33	0,00
En année de fin de formation initiale	- 2,04	0,00
Peu diplômé	- 0,55	0,05
Diplômé du secondaire	- 0,13	0,44
<i>Diplômé du supérieur</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Moyenne de l'indicatrice de formation initiale	- 0,88	0,00
Moyenne de l'indicatrice en année de fin de formation initiale	- 0,47	0,02
Moyenne de l'indicatrice peu diplômé	- 0,01	0,98
Moyenne de l'indicatrice diplômé du secondaire	- 0,11	0,51
Chômeur une partie de l'année, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	- 0,10	0,23
Moyenne de l'indicatrice de chômeur une partie de l'année, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	- 0,45	0,00
Français	- 0,31	0,00
Femme	0,51	0,00
Âge, pour les jeunes en formation initiale ou en transition	0,27	0,00
Âge, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	0,18	0,00
Écart-type du terme d'erreur, pour la première période d'observation	1 ( <i>Réf.</i> )	
Écart-type du terme d'erreur, pour la deuxième période d'observation	0,97	0,00
Écart-type du terme d'erreur, pour la troisième période d'observation	1,01	0,00
Nombre d'observations	10 653	

*Lecture : la première colonne présente l'estimateur du paramètre, la seconde la p-value du test de Student de nullité de l'estimateur. Les individus appartiennent à trois panels chevauchants, chaque individu étant observé sur trois années successives, avec un résidu propre à chaque période. Les variables explicatives dépendant du temps sont introduites à la fois en valeur courante et en moyenne sur les trois périodes d'observation.*

*Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire.*

*Source : SRCV 2004 à 2008 (panel).*

pas significatives. En outre, le fait d'être en formation initiale a un fort effet négatif sur le niveau de vie.

### Être chômeur ou inactif : pas de différence de niveau de vie

Le niveau de vie augmente avec le nombre de mois travaillés et la moyenne du nombre de

mois travaillés. En revanche, la déclaration d'une période de chômage n'est pas significative, à durée du travail identique. Cela signifie que le statut déclaré du jeune pendant les mois où il n'a pas travaillé, inactif ou au chômage, n'a pas d'impact sur son niveau de vie. Ce résultat est moins étonnant si l'on considère que cette variable correspond à un statut déclaré, et donc que l'état de chômage n'implique pas la

Tableau 4  
Équation de niveau de vie (variable dépendante : logarithme du niveau de vie des décohabitants)

	est.	p-value
Constante	9,05	0,00
En formation initiale	- 0,79	0,01
En année de fin de formation initiale	- 0,72	0,01
Peu diplômé	- 0,13	0,18
Diplômé du secondaire	0,02	0,73
<i>Diplômé du supérieur</i>	<i>Réf.</i>	
Moyenne de l'indicatrice de formation initiale	0,00	0,99
Moyenne de l'indicatrice en année de fin de formation initiale	- 0,03	0,75
Moyenne de l'indicatrice peu diplômé	- 0,10	0,33
Moyenne de l'indicatrice diplômé du secondaire	- 0,18	0,00
Âge, si en formation initiale	0,03	0,09
Âge, si plus en formation initiale	0,01	0,37
Français	0,04	0,33
Femme	- 0,01	0,58
Plusieurs employeurs différents dans l'année, si en formation initiale	0,18	0,00
Nombre de mois travaillés	0,02	0,00
Chômeur une partie de l'année, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	0,01	0,62
Moyenne du nombre de mois travaillés	0,01	0,00
Moyenne de l'indicatrice de chômeur une partie de l'année, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	0,03	0,54
Existence d'un conjoint	- 0,03	0,29
Nombre de moins de 15 ans	- 0,07	0,00
Nombre de mois travaillés par le conjoint	0,03	0,00
Moyenne du nombre de mois travaillés par le conjoint	0,01	0,00
Année 2004	- 0,02	0,52
Année 2005	- 0,03	0,03
<i>Année 2006</i>	<i>Réf.</i>	
Année 2007	0,03	0,01
Année 2008	0,11	0,00
Inverses des ratios de Mills, première année d'observation	- 0,16	0,10
Inverses des ratios de Mills, deuxième année d'observation	- 0,10	0,34
Inverses des ratios de Mills, troisième année d'observation	- 0,11	0,30
Test de Wald d'absence de sélectivité	10,84	0,01
Test de Wald d'absence d'hétérogénéité inobservée	40,82	0,00
Nombre d'observations	4 395	

Note : Les écarts-types sont estimés par *bootstrap*.

Lecture : la première colonne présente l'estimateur du paramètre, la seconde la p-value du test de Student de nullité de l'estimateur. Les individus appartiennent à trois panels chevauchants, chaque individu étant observé sur trois années successives. Il y a trois inverses de ratios de Mills associés aux résidus de l'équation de sélection pour chacune des périodes couvertes. Les variables explicatives dépendant du temps sont introduites à la fois en valeur courante et en moyenne sur les trois périodes d'observation.

Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire.

Source : SRCV 2004 à 2008 (panel).

perception d'allocations chômage. Le lien entre déclaration de chômage et perception d'allocation est d'ailleurs probablement bien plus faible chez les jeunes adultes que chez les autres actifs. Cependant, à même temps de travail, un lycéen ou étudiant qui a plusieurs employeurs pendant l'année, aura un niveau de vie plus fort. Avoir plusieurs employeurs peut être signe d'une plus forte volonté de travailler. Cette variable n'est pas introduite pour les non-étudiants car non significative.

Le modèle permet également de rendre compte de l'effet de la vie en couple sur le niveau de vie des jeunes. Toutes choses égales par ailleurs, les jeunes ayant un conjoint en emploi ont un niveau de vie d'autant plus élevé que ce dernier travaille. Étonnamment en revanche, les jeunes qui ont un conjoint sans travail sur l'année n'ont pas un niveau de vie significativement plus faible que les jeunes sans conjoint. Avoir un conjoint sans emploi a un effet *a priori* négatif sur le niveau de vie puisqu'il constitue une demi-unité de consommation supplémentaire sans revenus d'activité. Cependant, il peut aussi y avoir un effet positif dû à des ressources apportées par le conjoint (aides parentales, augmentation des aides sociales). Il peut enfin aussi y avoir un biais d'endogénéité, qui reflète un signal positif de la mise en couple, reflétant la capacité de vivre avec autrui ou une plus grande stabilité. Quant à la présence d'enfants dans le ménage, elle diminue le niveau de vie : les enfants constituent une charge financière pour le ménage.

Il n'y a pas de différence entre les sexes : à diplôme, âge et travail égaux, les jeunes femmes

ont le même niveau de vie que les hommes, une fois l'effet de sélection écarté. De même, on ne retrouve plus de différences entre Français et non-Français en termes de niveau de vie. Ainsi, différentes variables non significatives sont présentées dans ce modèle : ce sont les variables expliquant la décohabitation à la première étape. Si toutes les variables non significatives sont ôtées, l'effet de sélection est renforcé. Si l'âge fait partie des variables non significatives en deuxième étape, c'est notamment dû à l'absorption d'une partie de son effet par la présence des indicatrices d'année d'observation. D'autres variables n'ont pas été introduites dans le modèle en raison de leur absence de significativité, dont notamment le fait d'être en reprise d'études après interruption d'au moins un an.

Enfin, comme attendu, l'absence d'hétérogénéité inobservée est rejetée par le test. Néanmoins, une fois ôtée la partie corrélée aux régresseurs, l'effet aléatoire résiduel est relativement faible : finalement, il y a relativement peu d'hétérogénéité inobservée à mêmes caractéristiques observées.

En conclusion, les corésidents seraient ainsi plus pauvres que les décohabitants s'ils décohabitaient. Il existe bien un effet de sélection, qui empêche une comparaison brute entre les deux groupes sans tenir compte de ces effets de composition. La décohabitation apparaît ainsi comme un processus de sélection des plus employables ou des jeunes les plus prêts à vivre en couple.

Ce résultat entre dans la lignée des travaux démontrant le lien positif entre le revenu

#### Encadré 4

##### ROBUSTESSE DE L'EFFET DE SÉLECTION

L'effet de sélectivité négatif de la corésidence s'observe également en coupe, quelle que soit l'année considérée, et dans le modèle sur données empilées. Le modèle de sélection en coupe sur l'année 2008 est présenté dans l'annexe C.

Ce résultat est également robuste à un changement de modélisation. En effet, deux autres modélisations de l'étape 1 ont été testées (cf. annexe B). Quelle que soit la modélisation, l'effet de sélection subsiste à l'étape 2. Deux autres modélisations de l'étape 2 ont également été envisagées (la méthode du maximum de vraisemblance avec effet aléatoire est présentée dans l'annexe E). Elles conservent le résultat.

Enfin, pour tester la robustesse des résultats, plusieurs démarches ont été entreprises : changement de temporalité (précédemment mentionné, annexe D) ; restriction à la période 2004-2007 pour s'affranchir de la rupture de série de 2008 (voir annexe A) ; modification des spécifications d'âge (une indicatrice par âge) ; restriction au panel 2005-2007 ; pondération des estimations ; suppression des étudiants et des moins de 25 ans ; restriction aux 18-30 ans ; ajout des individus qui sont présents 3 années non consécutives sur les 4. Les coefficients des ratios de Mills sont toujours négatifs, et fréquemment significatifs. L'absence de sélectivité est quasiment toujours rejetée par le test de Wald.

ou l'activité du jeune et sa décohabitation. Les revenus ne suffisent cependant pas à décrire le niveau de vie des étudiants. La nature transitoire de leur situation rend difficile la comparaison avec d'autres types de ménages. Cette étude

avait pour vocation d'éclairer une partie seulement de cette transition, avec d'autres aspects à éclairer tels que les transferts des parents vers les enfants non corésidents ou le partage des ressources entre personnes du même ménage. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Becker S.O., Bentolila S., Fernandes A. et Ichino A. (2002)**, « Job insecurity and children's emancipation: The Italian puzzle », *Mimeographed, CEMFI*.

**Brutel C. (2010)**, « Jeunes et territoires. L'attractivité des villes étudiantes et des pôles d'activité », *Insee Première* n° 1275.

**Casteran B., Driant J.-C. et O'Prey S. (2008)**, « Les conditions de logement des ménages jeunes », *Les travaux de l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale 2007-2008*, La Documentation française.

**Caussat N. (1995)**, « Les chemins vers l'indépendance financière », *Économie et Statistique*, n° 283-284, pp. 127-136.

**Chambaz C. et Herpin N. (1995)**, « Débuts difficiles chez les jeunes adultes : le poids du passé familial », *Économie et Statistique*, n° 283-284, pp. 111-125.

**Chavril C., Cousteaux A.S., Le Hay V. et al. (2009)**, « La parentalité en Europe – Analyse séquentielle des trajectoires d'entrée dans l'âge adulte à partir de l'Enquête sociale européenne », *Dossier d'étude Cnaf*, n°122.

**Coll. (2009)**, *L'état de l'enseignement supérieur et de la recherche*, n° 3, Ministère de l'enseignement supérieur et de la recherche.

**Coll. (2011)**, *La vie étudiante, repères 2011*, Observatoire national de la vie étudiante.

**Coudin E. et Tavan C. (2008)**, « Deux étudiants du supérieur sur dix ont un emploi », *Insee Première*, n° 1204.

**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.

**Dormont B. et Dufour-Kippelen S. (2000)**, « Insertion professionnelle et autonomie résidentielle : le cas des jeunes peu diplômés », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 97-120.

**Dunn T.A. et Phillips J.W. (1998)**, « Intergenerational coresidence and children's incomes », *Mimeographed, Maxwell Center for Demography and Economics of Aging*.

**Dustmann C. et Rochina-Barrachina M.E. (2007)**, « Selection correction in panel data model: An application to the estimation of females' wage equations », *Econometrics journal*, n° 10, pp. 263-293.

**Galland O. (2000)**, « Entrer dans la vie adulte : des étapes toujours plus tardives mais resserrées », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 13-36.

**Herpin N. et Verger D. (1997)**, « Les étudiants, les autres jeunes, leur famille et la pauvreté », *Économie et Statistique*, n° 308-309-310, pp. 211-227.

**Heckman J. (1979)**, « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica* n°47-1, pp. 153-161.

**Laferrère A. (2005)**, « Quitter le nid : entre forces centripètes et centrifuges », *Économie et Statistique* n° 381-382, pp. 147-175.

**Le Blanc D. et Wolff F.C. (2006)**, « Leaving home in Europe: The role of parent's and child's incomes », *Review of economics of the household*, vol. 4, pp. 53-73.

**Lollivier S. et Pollet P. (2003)**, « Impact de la formation initiale sur les rémunérations au cours de la vie active », *Revue d'économie politique*, n° 113, pp. 801-827.

**Martinelli D. et Prost C. (2010)**, « Le domaine d'études est déterminant pour les jeunes en début de carrière », *Insee Première*, n° 1313.



**Régnier-Loilier A. (2011)**, « Situation résidentielle des étudiants et retour au foyer parental le week-end : une marche progressive vers l'indépendance », dans *Les mondes étudiants, enquête conditions de vie 2010*, chap. 16.

**Roy A.D. (1951)**, « Some thoughts on the distribution of earnings », *Oxford economic papers*, vol. 3, pp. 135-146.

**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. (2000)**, « Les jeunes partent toujours au même âge de chez leurs parents », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 61-80.

**Wooldridge J.M. (1995)**, « Selection corrections for panel data model under conditional mean independence assumptions », *Journal of Econometrics*, n° 68-1, pp. 115-132.

**Wooldridge J.M. (2002)**, « Econometrics analysis of cross section and panel data », *MIT press*, pp. 281-387.

---

### TEMPORALITÉ DANS SRCV

L'enquête SRCV se déroule chaque année entre mai et juin. L'enquête est composée de questions portant sur le moment de l'enquête (milieu de l'année N+1) et de questions portant sur l'année précédente (année N). Toutes les questions, et en particulier les revenus perçus au cours de l'année précédente, concernent le ménage dans sa définition actuelle. Par conséquent, le niveau de vie observé en N dépend du ménage tel qu'il est en N+1. Ce niveau de vie est parfois théorique, lorsque la composition du ménage change. Par exemple, un jeune qui se met en couple en mars 2008 sera dans la configuration suivante : lors de l'enquête, en juin 2008, le ménage sera composé de deux personnes, toutes deux interrogées sur leurs revenus de 2007. Le niveau de vie 2007 du jeune et de son conjoint sera calculé comme s'ils étaient ensemble en 2007, ce qui ne correspond pas à la réalité, puisque le jeune pouvait être seul, avec un(e) autre concubin(e), en colocation, hors ménage ordinaire ou au domicile parental.

Il est difficile de s'abstraire du décalage temporel : bien qu'il soit possible de reconstituer le ménage au 31 décembre de l'année N, la plupart des variables de revenus concernant ce ménage ne sont reconstituables qu'au prix de fortes imputations : imputation des revenus des personnes qui sont parties entre la fin de l'année N et le milieu de l'année N+1, et imputation de l'ensemble des revenus qui ne sont collectés qu'au niveau du ménage.

Chaque année, plus d'un quart des jeunes de 16 à 30 ans du panel ont connu un changement de composition de leur ménage. Mais les imputations des revenus pour se défaire des changements de composition sont

particulièrement fragiles pour cette population. Le décalage temporel est ainsi conservé. Le lieu de résidence du jeune est donc celui existant à la mi N+1 ; la composition de son ménage est également celle observée à la mi N+1. Les variables de revenus sont en revanche celles de l'année N. Dans les tableaux, on s'intéressera à la situation actuelle lorsque cela est possible (pas de décalage temporel dans ce cas).

#### *Le statut de décohabitation pendant l'année de transition*

Parmi les jeunes présents deux années consécutives, 9 % des jeunes décohabitants au moment de l'enquête (mai - juin N+1) n'étaient pas décohabitants à l'enquête précédente (mai - juin N), soit au milieu de l'année sur laquelle porte les revenus (cf. tableau ci-dessous). Ce changement de résidence est particulièrement fâcheux pour les jeunes qui finissent leurs études initiales durant l'année : seule la moitié des décohabitants en milieu d'année N+1 l'étaient déjà en année N. Ainsi, lorsque les résultats présentés conservent le décalage temporel, les jeunes en année de fin de formation initiale sont ôtés des tableaux.

Cependant, la majorité des décohabitations a lieu en septembre-octobre (32 % des départs du domicile parental), ce qui conduit à une concentration de 71 % des départs du domicile parental entre juin et décembre. Par conséquent, au moment de la transition, la plupart des jeunes étaient déjà décohabitants à la fin de l'année sur laquelle porte les revenus.

Les jeunes décohabitants qui ne l'étaient pas au milieu de l'année précédente ont probablement des revenus

Tableau  
**Changement de résidence entre deux années successives**

Situation l'année écoulée		Résidence actuelle (en %)	
Vis à vis des études	Vis-à-vis de la résidence	Décohabitation	corésidence
En études initiales	décohabitation	82	0
	corésidence	18	100
En année de transition	décohabitation	49	2
	corésidence	51	98
Peu ou pas diplômés	décohabitation	95	1
	corésidence	5	99
Titulaires d'un CAP, BEP ou du bac	décohabitation	93	3
	corésidence	7	97
Diplômés du supérieur	décohabitation	95	2
	corésidence	5	98
Ensemble	décohabitation	91	1
	corésidence	9	99

Lecture : sur l'ensemble des jeunes de 16 à 30 ans, 91 % des décohabitants l'étaient déjà l'année précédente.

Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire présents successivement deux années dans le panel.

Source : SRCV 2005 à 2008 empilés.

plus faibles que les autres décohabitants ; ils ont également perçu moins de prestations et d'aides sur l'année écoulée. On sous-estime donc probablement le revenu des décohabitants réels. Les retours au domicile parental sont relativement rares (1 % des corésidents étaient décohabitants l'année précédente), et donc impactent peu les résultats.

*Une rupture de série en 2008 sans incidence*

L'enquête SRCV présente une rupture de série en 2008, principalement due au remplacement de la collecte par voie d'enquête par un recours aux données administratives

(données fiscales et de prestations sociales) pour une partie des revenus des ménages. Cette modification concerne tous les ménages, hormis les jeunes adultes âgés de 18 à 25 ans décohabitants pour lesquels l'appariement aux données fiscales aurait été impossible.

Pour l'ensemble de SRCV, la refonte de 2008 augmente le revenu disponible des ménages. Nous avons conservé les données 2008 malgré la rupture de série : les comparaisons de 2005 à 2007 et de 2008 ont été effectuées pour tous les calculs présentés. Pas un seul des résultats ne semble vraiment affecté par la refonte.

---

## DÉVELOPPEMENT DU MODÈLE

Le modèle est composé de l'ensemble d'équations suivant :

Équation de sélection

$$d_{i,t}^* = z_{i,t}\gamma + m_i\mu + \eta_i + u_{i,t}$$

$$d_{i,t} = 1(d_{i,t}^* \geq 0)$$

Équation de niveau de vie

$$\omega_{i,t} = x_{i,t}\beta + y_i\pi + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$

Dans ces équations,

- La variable expliquée de l'équation de sélection  $d_{i,t}$  est la décohabitation ;
- La variable expliquée  $\omega_{i,t}$  de l'équation de niveau de vie est le logarithme du niveau de vie des décohabitants ;
- $z_{i,t}$  et  $x_{i,t}$  sont des régresseurs variables dans le temps (possiblement les mêmes) ;
- $m_i$  et  $y_i$  sont des régresseurs constants dans le temps (possiblement les mêmes) ;
- $\eta_i$  et  $\alpha_i$  sont des effets individuels ;
- $u_{i,t}$  et  $\varepsilon_{i,t}$  sont des termes d'erreurs.

Pour estimer ce modèle, 4 hypothèses sont nécessaires :

a. *Hypothèses portant sur l'équation de sélection*

- Hypothèse 1, sur l'effet individuel de l'équation de sélection

On suppose que l'espérance conditionnelle de  $\eta_i$  étant donné  $z_i$  et  $m_i$  est linéaire. On suppose en outre une spécification à la Mundlak, soit  $\eta_i = z_i\delta + c_i$ , où  $c_i$  est un effet aléatoire décorréolé des régresseurs de l'équation de sélection et  $z_i$  est la moyenne temporelle des régresseurs de l'équation de sélection. Cette hypothèse est un peu plus restrictive que celle de Wooldridge et Dustmann-Rochina-Barrachina, mais est utilisée par Lollivier-Pollet.

L'équation de sélection peut donc se réécrire :

$$d_{i,t}^* = z_{i,t}\gamma + m_i\mu + z_i\delta + v_{i,t}$$

$$d_{i,t} = 1(d_{i,t}^* \geq 0)$$

avec  $v_{i,t} = c_i + u_{i,t}$

- Hypothèse 2, sur le terme d'erreur de l'équation de sélection, dans laquelle 3 choix sont possibles :
  - Hypothèse de Wooldridge, suivie par Dustmann et Rochina-Barrachina

On ne fait pas d'hypothèse sur  $c_i$  et  $u_{i,t}$  mais directement sur le terme d'erreur total  $v_{i,t}$  : les  $v_{i,t}$  sont indépendants de  $x_i$ ,  $z_i$ ,  $y_i$  et  $m_i$  et suivent une loi normale  $(0, \sigma_v^2)$ .

On peut donc estimer, pour chaque période, et de manière indépendante, l'équation de sélection par un probit.

- Hypothèse de Wooldridge, revisitée par Lollivier-Pollet  
Lollivier et Pollet proposent de garder la même hypothèse, mais de faire un probit, à termes d'erreurs indépendants dans le temps, sur l'échantillon empilé.
- Hypothèse de Lollivier-Pollet

On suppose que  $c_i \sim N(0, \sigma_c^2)$  et  $u_{i,t} \sim N(0, \sigma_u^2)$

et que  $c_i$  et  $u_{i,t}$  sont indépendants, et indépendants de  $x_i$ ,  $z_i$ ,  $y_i$  et  $m_i$ .

Par construction  $v_{i,t}$  est alors normal, de moyenne nulle et de variance

$$\begin{pmatrix} \sigma_c^2 + \sigma_u^2 & \sigma_c^2 & \sigma_c^2 \\ \sigma_c^2 & \sigma_c^2 + \sigma_u^2 & \sigma_c^2 \\ \sigma_c^2 & \sigma_c^2 & \sigma_c^2 + \sigma_u^2 \end{pmatrix}$$

Cela conduit donc à faire un probit sur l'échantillon empilé, en prenant en compte la forme spécifique du terme d'erreur.

Les trois méthodes ont été testées et ne donnent pas des résultats sensiblement différents, ni à la première étape, ni dans l'estimation de la seconde étape. Le choix s'est porté sur l'hypothèse de Wooldridge revisitée par Lollivier et Pollet (2) : en effet, l'utilisation de l'hypothèse de Wooldridge (1) ne fournit pas une estimation unique des paramètres. Puisque le nombre de variables explicatives dans l'équation de sélection est restreint, la méthode employée par Lollivier et Pollet (3) conduit à faire peser un poids important à l'effet aléatoire. La méthode (2) semble donc le bon compromis.

b. *Hypothèses pour l'équation de niveau de vie*

- Hypothèse 3, sur l'effet individuel de l'équation de niveau de vie

On suppose que l'espérance conditionnelle de  $\alpha_i$  étant donné  $x_i$ ,  $z_i$ ,  $y_i$ ,  $m_i$  et  $v_{i,t}$  est linéaire. En outre, on suppose une spécification à la Mundlak, soit  $E(\alpha_i / x_i, z_i, y_i, m_i, v_{i,t}) = x_i\psi + \Phi_i v_{i,t}$ . Cette hypothèse est plus restrictive que celle de Wooldridge et Dustmann-Rochina-Barrachina, mais est employée par Lollivier-Pollet. Elle implique :

$$E(\alpha_i / x_i, z_i, y_i, m_i, d_{i,t} = 1) = x_i\psi + \Phi_i E(v_{i,t} / x_i, z_i, y_i, m_i, d_{i,t} = 1)$$

- Hypothèse 4, sur le terme d'erreur de l'équation de niveau de vie

On suppose que l'espérance conditionnelle de  $\varepsilon_{i,t}$  est indépendante de  $x_i$ ,  $z_i$ ,  $y_i$ ,  $m_i$  et est linéaire en  $v_{i,t}$ . On a donc  $E(\varepsilon_{i,t} / x_i, z_i, y_i, m_i, v_{i,t}) = v_{i,t}\rho_t$ . Combinée à l'hypothèse 3, cette hypothèse implique donc :

$$E(\alpha_i + \varepsilon_{i,t} / x_i, z_i, y_i, m_i, d_{i,t} = 1) = x_i\psi + (\Phi_t + \rho_t)E(v_{i,t} / x_i, z_i, y_i, m_i, d_{i,t} = 1)$$

c. Réécriture de l'équation de niveau de vie sous les hypothèses précédentes

L'équation de niveau de vie peut donc être réécrite, pour les personnes satisfaisant la sélection:

$$\omega_{i,t} = x_{i,t}\beta + y_t\pi + x_{i,t}l_t\lambda_{i,t} + e_{i,t}, \text{ avec :}$$

- $l_t = \Phi_t + \rho_t$  ;
- $\lambda_{i,t}$  l'inverse du ratio de Mills, d'expression:
- $\lambda_{i,t} = \frac{\varphi((z_{i,t}\gamma + m_i\mu + z_i\delta) / \sigma_{vt})}{\Phi((z_{i,t}\gamma + m_i\mu + z_i\delta) / \sigma_{vt})}$

$e_{i,t} = \alpha_j + \varepsilon_{i,t} - E(\alpha_j + \varepsilon_{i,t} / x_i, z_i, y_i, m_i, d_{i,t} = 1)$ . Ce terme d'erreur est d'espérance conditionnelle nulle.

Cette deuxième équation peut être estimée de plusieurs façons:

- par les MCO sur l'échantillon empilé des sélectionnés (Lollivier Pollet, Wooldridge). On ne considère pas d'hétérogénéité inobservée additionnelle à celle spécifiée via les moyennes des régresseurs non constants. La variance conditionnelle du terme d'erreur est donc de la forme  $\sigma_\alpha^2 l$ .

- par maximum de vraisemblance sur l'échantillon empilé des sélectionnés (Dustmann et Rochina-Barrachina). La variance conditionnelle du terme d'erreur est de la forme :

$$\begin{pmatrix} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix}$$

La méthode MCO étant plus robuste, elle est la méthode conservée pour cette deuxième étape.

d. estimation des écarts-types et tests d'hypothèses

L'estimation se faisant en deux étapes, les écarts-types sont estimés par bootstrap. Les tests de Wald utilisent ces écarts-types estimés par bootstrap, comparés à des quantiles de chi-deux.

Les estimations sont obtenues en utilisant 1 000 répliques de l'échantillon. Pour chaque réplique, un échantillon d'individus est tiré avec remise. Un échantillon répliqué correspond à l'ensemble des observations de ces individus, à toutes les périodes.

### MODÈLE DE SÉLECTION EN COUPE SUR L'ANNÉE 2008

Équation de sélection (variable dépendante : décohabitation)

	est.	p-value
Constante	- 3,32	0,00
En formation initiale	- 3,11	0,00
En année de fin de formation initiale	- 2,63	0,00
Peu diplômé	- 0,56	0,00
Diplômé du secondaire	- 0,25	0,00
<i>Diplômé du supérieur</i>	<i>Réf.</i>	
Chômeur une partie de l'année, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	- 0,40	0,00
Français	- 0,20	0,18
Femme	0,38	0,00
Âge, pour les jeunes en formation initiale ou en transition	0,25	0,00
Âge, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	0,17	0,00
Nombre d'observations	4 595	

Équation de niveau de vie (variable dépendante : logarithme du niveau de vie des décohabitants)

	est.	p-value
Constante	9,00	0,00
En formation initiale	- 0,67	0,24
En année de fin de formation initiale	- 0,46	0,38
Peu diplômé	- 0,17	0,00
Diplômé du secondaire	- 0,15	0,00
<i>Diplômé du supérieur</i>	<i>Réf.</i>	
Âge, si en formation initiale	0,02	0,42
Âge, si plus en formation initiale	0,01	0,39
Français	0,08	0,22
Femme	- 0,04	0,25
Plusieurs employeurs différents dans l'année, si en formation initiale	0,09	0,33
Nombre de mois travaillés	0,04	0,00
Chômeur une partie de l'année, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	0,06	0,22
Existence d'un conjoint	- 0,11	0,01
Nombre de moins de 15 ans	- 0,06	0,00
Nombre de mois travaillés par le conjoint	0,04	0,00
Ratio de Mills	- 0,17	0,30
Nombre d'observations	1 960	

Note : Les écarts-types sont estimés par *bootstrap*.

Lecture : la première colonne présente l'estimateur du paramètre, la seconde la p-value du test de Student de nullité de l'estimateur.

Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire.

Source : SRCV 2008.

**RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DE L'ÉQUATION DE NIVEAU DE VIE,  
EN UTILISANT UN PANEL SANS DÉCALAGE TEMPOREL  
(PAR L'IMPUTATION DES REVENUS MANQUANTS)**

Équation de niveau de vie

(variable dépendante : logarithme du niveau de vie des décohabitants)

	est.	p-value
Constante	9,12	0,00
En formation initiale	- 0,84	0,01
En année de fin de formation initiale	- 0,72	0,03
Peu diplômé	- 0,16	0,14
Diplômé du secondaire	0,05	0,32
<i>Diplômé du supérieur</i>	<i>Réf.</i>	
Moyenne de l'indicatrice de formation initiale	- 0,01	0,94
Moyenne de l'indicatrice en année de fin de formation initiale	- 0,05	0,60
Moyenne de l'indicatrice peu diplômé	- 0,08	0,49
Moyenne de l'indicatrice diplômé du secondaire	- 0,22	0,00
Âge, si en formation initiale	0,03	0,15
Âge, si plus en formation initiale	0,01	0,58
Français	0,03	0,51
Femme	0,00	0,89
Plusieurs employeurs différents dans l'année, si en formation initiale	0,20	0,00
Nombre de mois travaillés	0,03	0,00
Chômeur une partie de l'année, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	0,01	0,78
Moyenne du nombre de mois travaillés	0,01	0,00
Moyenne de l'indicatrice de chômeur une partie de l'année, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	0,03	0,48
Existence d'un conjoint	- 0,01	0,67
Nombre de moins de 15 ans	- 0,07	0,00
Nombre de mois travaillés par le conjoint	0,02	0,00
moyenne du nombre de mois travaillés par le conjoint	0,01	0,00
Année 2004	- 0,03	0,36
Année 2005	- 0,04	0,01
<i>Année 2006</i>	<i>Réf.</i>	
Année 2007	0,04	0,01
Année 2008	0,13	0,00
Ratio de Mills, an 1	- 0,17	0,10
Ratio de Mills, an 2	- 0,10	0,32
Ratio de Mills, an 3	- 0,13	0,25
Test de Wald d'absence de sélectivité	10,78	0,01
Test de Wald d'absence d'hétérogénéité inobservée	44,31	0,00
Nombre d'observations	3 485	

Note : Les écarts-types sont estimés par *bootstrap*.

Lecture : la première colonne présente l'estimateur du paramètre, la seconde la p-value du test de Student de nullité de l'estimateur.

Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire.

Source : SRCV 2004 à 2008 (panel).

**MODÉLISATION DE L'ÉQUATION DE NIVEAU DE VIE PAR LA MÉTHODE  
DU MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE AVEC EFFETS ALÉATOIRES**

Équation de niveau de vie

Variable dépendante : logarithme du niveau de vie des décohabitants

	est.	p-value
Constante	9,08	0,00
En formation initiale	- 0,71	0,00
En année de fin de formation initiale	- 0,63	0,00
Peu diplômé	- 0,13	0,12
Diplômé du secondaire	0,02	0,63
<i>Diplômé du supérieur</i>	<i>Réf.</i>	
Moyenne de l'indicatrice de formation initiale	0,01	0,87
Moyenne de l'indicatrice en année de fin de formation initiale	- 0,02	0,79
Moyenne de l'indicatrice peu diplômé	- 0,10	0,21
Moyenne de l'indicatrice diplômé du secondaire	- 0,18	0,00
Âge, si en formation initiale	0,03	0,03
Âge, si plus en formation initiale	0,01	0,21
Français	0,04	0,09
Femme	- 0,02	0,28
Plusieurs employeurs différents dans l'année, si en formation initiale	0,18	0,00
Nombre de mois travaillés	0,02	0,00
Chômeur une partie de l'année, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	0,02	0,47
Moyenne du nombre de mois travaillés	0,01	0,00
Moyenne de l'indicatrice de chômeur une partie de l'année, pour les jeunes ayant terminé leur formation initiale	0,04	0,23
Existence d'un conjoint	- 0,03	0,16
Nombre de moins de 15 ans	- 0,07	0,00
Nombre de mois travaillés par le conjoint	0,03	0,00
moyenne du nombre de mois travaillés par le conjoint	0,01	0,00
Année 2004	- 0,02	0,41
Année 2005	- 0,03	0,01
<i>Année 2006</i>	<i>Réf.</i>	
Année 2007	0,03	0,00
Année 2008	0,12	0,00
Ratio de Mills, an 1	- 0,19	0,00
Ratio de Mills, an 2	- 0,11	0,07
Ratio de Mills, an 3	- 0,13	0,03
Test de Wald d'absence de sélectivité	23,15	0,00
Test de Wald d'absence d'hétérogénéité inobservée	87,82	0,00
Nombre d'observations	4 395	

Note : Les écarts-types sont estimés par *bootstrap*.

Lecture : la première colonne présente l'estimateur du paramètre, la seconde la p-value du test de Student de nullité de l'estimateur.

Champ : individus âgés de 16 à 30 ans habitant en France métropolitaine en ménage ordinaire.

Source : SRCV 2004 à 2008 (panel).