

Les parents sont-ils vraiment si peu altruistes ?

François-Charles Wolff *

Pour Ambre, Werner et Wilhelm.

Décembre 2009

Résumé: En France, les différentes études qui ont cherché à comprendre les motivations des parents lorsque ces derniers versent de l'argent à leurs enfants n'apparaissent pas du tout favorables à l'hypothèse d'altruisme. Cet article reconsidère cette question en soulignant l'importance de la mesure des transferts. Les prédictions du modèle altruiste sont alors testées à partir de l'enquête sur les Conditions de vie des étudiants réalisée en 2006. Les différents résultats économétriques révèlent que les aides versées par les parents sont d'autant plus importantes que les étudiants disposent de peu de ressources. Pour les étudiants ne vivant plus chez leurs parents, une hausse d'un euro de leur revenu diminue de près de 30 centimes le montant reçu des parents. Ces résultats suggèrent donc que les parents prennent bien en compte la situation de leurs enfants lorsque ces derniers sont peu fortunés.

Mots-clés: Altruisme, famille, transferts

Classification JEL: D61, J02

Proposition pour la Conférence sur l'Economie de la Famille, INED, mars 2010.

* Correspondance. LEMNA, Université de Nantes, BP 52231 Chemin de la Censive du Tertre, 44322 Nantes Cedex 3, France; CNAV et INED, Paris, France. Tel : 0240141742. Fax : 0240141743.

E-mail: francois.wolff@univ-nantes.fr <http://www.sc-eco.univ-nantes.fr/~fcwolff>

1. Introduction

Au cours des vingt dernières années, de nombreux travaux empiriques se sont intéressés aux transferts qui circulent au sein des familles. Ces flux privés prennent de multiples formes au cours du cycle de vie. Argent de poche, aides financières pour les études, dons ponctuels liés à des événements familiaux (mariages et naissances par exemple), prêts informels, donations et héritages en sont autant d'illustrations si l'on se restreint aux seuls flux monétaires. Ces derniers mettent en jeu des sommes considérables, plus de 40 milliards d'euros en France pour les transferts officiels que sont les donations et héritages, et ils sont fréquemment observés. Au début de l'année 2004, environ un ménage sur huit avait déjà effectué une donation au bénéfice de ses enfants et près d'un sur deux avait apporté une aide financière (Cordier et alii, 2007). Deux dimensions de ces transferts ont plus particulièrement retenu l'attention des économistes.

D'un côté, plusieurs études se sont intéressées aux conséquences plurielles de ces transferts pour les ménages concernés. Les aides vont assez naturellement réduire la pauvreté de ceux qui en bénéficient (Dimova et Wolff, 2008), elles vont favoriser l'accession à la propriété et permettent d'acheter des logements de plus grande taille tout en empruntant moins (Engelhardt et Mayer, 1998, Spilerman et Wolff, 2009), et elles vont aussi influencer les comportements d'offre de travail. Lorsqu'elles bénéficient de la garde de leurs jeunes enfants par leurs propres parents, les mères ont une probabilité plus élevée de travailler (Dimova et Wolff, 2010). Le fait de recevoir des héritages importants peut aussi réduire les incitations à travailler (Joulfaian et Wilhelm, 1994). De l'autre, une large littérature s'est intéressée aux motivations de ces transferts¹.

Deux hypothèses principales ont été développées pour expliquer les comportements d'aides des parents. La première fait référence à l'altruisme parental (Becker, 1991). Les parents sont supposés prendre en compte le bien-être de leurs enfants et les aides qu'ils versent conduisent à une réallocation à la fois inter et intragénérationnelle des ressources. La seconde hypothèse met en jeu des comportements de réciprocité. Les parents qui versent de l'argent peuvent recevoir en contrepartie des services de leurs enfants (Cox, 1987) ou bien être remboursés par d'autres transferts monétaires s'il s'agit de prêts familiaux (Cox, 1990). La réciprocité peut également être indirecte et impliquer l'existence d'une troisième génération. Dans le sens ascendant, les parents vont aider leurs propres parents pour recevoir de l'aide dans le futur de leurs enfants (Cox et Stark, 2005, Mitrut et Wolff, 2009).

¹ Pour une synthèse de cette littérature, se reporter aux surveys de Laferrère et Wolff (2006) et Arrondel et Masson (2006) respectivement pour les dimensions théoriques et empiriques.

De multiples travaux ont cherché à tester la pertinence de ces modèles théoriques sur la base de données collectées auprès des ménages, comprenant de l'information sur les aides versées et/ou reçues ainsi que sur les caractéristiques des ménages concernés (aidants et/ou aidés). Au-delà de la diversité des conclusions auxquelles elles parviennent, toutes ces études conduisent à un résultat commun : les prédictions les plus fortes du modèle altruiste ne sont jamais validées (Altonji et alii, 1997, Wolff, 2000). Faut-il dès lors en conclure à l'absence d'altruisme de la part des parents à l'égard de leurs enfants ? Rien n'est moins sûr, et le présent article cherche avant tout à mettre en perspective les résultats empiriques obtenus à ce jour. Existe-t-il notamment des facteurs particuliers qui conduiraient à minorer l'importance des motivations altruistes des parents, en admettant que celles-ci existent bien ?

Pour répondre à cette interrogation, nous commençons par mettre en évidence deux principales limites des tests qui ont été réalisés à ce jour. D'un côté, pour les populations habituellement retenues dans les enquêtes, la période du cycle de vie prise en considération n'est certainement pas la plus appropriée. Les générations étudiées qui bénéficient des transferts sont largement installées dans la vie active, et elles disposent dans la plupart des cas de ressources suffisantes pour ne pas avoir réellement besoin de l'aide de leurs parents. De l'autre, les transferts financiers sont généralement mal mesurés dans les enquêtes et il est très difficile de pouvoir en établir une équivalence en termes de flux réguliers d'argent. Au final, il paraît peu surprenant « d'observer » des comportements parentaux éloignés de l'altruisme.

Nous proposons alors un réexamen de la validité de l'hypothèse d'altruisme en France sur la base des données de l'enquête Conditions de vie des étudiants qui a été réalisée par l'Observatoire de la Vie Etudiante en 2006. Cette source statistique offre de multiples avantages au regard de la question posée. Elle cible notamment des populations pour lesquelles le soutien parental apparaît essentiel, elle comprend des caractéristiques détaillées (incluant les ressources) pour les deux générations concernées, parents et enfants, et l'échantillon associé à cette enquête est de grande taille. Les résultats de notre analyse économétrique sont sans équivoque. Pour les transferts réguliers observés dans l'enquête, nous trouvons des résultats beaucoup plus favorables à l'hypothèse d'altruisme que tous ceux obtenus à ce jour pour la France (et aussi pour les autres pays industrialisés).

La suite de cet article est organisée de la façon suivante. Nous présentons brièvement le modèle altruiste dans la section suivante et insistons sur les limites des tests réalisés à ce jour. La section 3 présente les données utilisées et décrit la relation entre les sommes versées par les parents et les ressources dont disposent respectivement les parents et leurs enfants.

Dans la section 4, nous testons la validité des prédictions du modèle altruiste et commentons les résultats de l'analyse économétrique. Enfin, la section 5 conclut.

2. Le modèle altruiste : une synthèse

2.1. Le cadre d'analyse

Suivant l'hypothèse d'altruisme développée par Becker (1991), les parents sont supposés prendre en compte le bien-être de leurs enfants lorsqu'ils maximisent leur propre niveau de satisfaction. L'intérêt essentiel de ce modèle est qu'il donne lieu à des prédictions théoriques facilement testables sur la base de données microéconomiques.

Pour la présentation, on considère deux générations chacune représentée par un agent unique : un parent p et un enfant k . Chaque agent se caractérise par des préférences propres. Les fonctions d'utilité respectives sont notées U et V , elles sont supposées continues et concaves ($U' > 0$, $U'' < 0$, $V' > 0$ et $V'' < 0$). Le niveau de satisfaction dépend du niveau de consommation privé, respectivement C_p et C_k , sachant que l'utilité parentale dépend également de celle de l'enfant par définition même de l'altruisme. Nous supposons que chaque génération dispose d'un revenu exogène, respectivement Y_p et Y_k . Notant T la somme d'argent qui est versée par le parent à l'enfant (avec la contrainte de non-négativité $T \geq 0$), les contraintes budgétaires sont données par :

$$C_p = Y_p - T \quad (1)$$

$$C_k = Y_k + T \quad (2)$$

Lorsque le transfert a lieu ($T > 0$), la consommation familiale totale $C_p + C_k$ va être égale à la somme des revenus individuels $Y_p + Y_k$. Soit β_p le degré d'altruisme parental, avec $0 < \beta_p < 1^2$. Sous une hypothèse d'additivité, la fonction d'utilité parentale s'écrit sous la forme $U(C_p) + \beta_p V(C_k)$ et le problème pour le parent consiste à maximiser son niveau de satisfaction sous contrainte budgétaire :

$$\max_{T \geq 0} U(Y_p - T) + \beta_p V(Y_k + T) \quad (3)$$

D'après la condition de premier ordre correspondante (avec U' et V' les utilités marginales de consommation respectivement pour le parent et l'enfant),

$$-U' + \beta_p V' = 0 \quad (4)$$

² Nous excluons les cas de malveillance (degré d'altruisme négatif) et ceux d'altruisme excessif.

l'utilité marginale de consommation du parent U' est égale à l'utilité marginale de consommation pondérée de l'enfant $\beta_p V'$. A partir de (4), il est aisé de déterminer l'influence du revenu de chaque génération sur le montant de transfert versé :

$$\frac{dT}{dY_p} = \frac{U''}{U'' + \beta_p V''} > 0 \quad (5)$$

$$\frac{dT}{dY_k} = -\frac{\beta_p V''}{U'' + \beta_p V''} < 0 \quad (6)$$

si bien que la différence $dT/dY_p - dT/dY_k$ devient :

$$\frac{dT}{dY_p} - \frac{dT}{dY_k} = 1 \quad (7)$$

L'interprétation de ces résultats est la suivante. Si le parent a effectivement un comportement altruiste (au sens beckérien), alors les deux propriétés suivantes doivent être vérifiées³ :

- *Propriété de compensation* : le transfert est plus important lorsque le parent se caractérise par un revenu élevé et l'enfant par des ressources financières limitées.
- *Propriété de neutralité* : une redistribution du revenu familial d'un euro du parent au bénéficiaire de l'enfant diminue le transfert versé par le parent d'un euro.

Ces prédictions révèlent donc que la pertinence du modèle altruiste est facilement testable. Toutefois, la discussion autour de ce modèle a donné lieu à plusieurs controverses (Laferrère et Wolff, 2006), la plus importante concernant la validité de la propriété de compensation. Altonji et alii (1997) notent que pour observer un transfert positif, il faut que le degré d'altruisme parental soit suffisamment élevé (à revenus Y_p et Y_k donnés). En effet, d'après (4), le degré d'altruisme parental doit être tel que $\beta_p > U'/V'$. Dès lors, la dérivée du transfert par rapport au revenu de l'enfant n'est pas nécessairement négative.

L'intuition est la suivante. Au fur et à mesure que l'on considère des enfants de plus en plus riches, des transferts seront observés seulement si les parents sont toujours plus altruistes, si bien que les montants transmis aux enfants vont eux-mêmes être plus importants. Ceci a deux conséquences. D'un côté, il n'est plus possible de tester la validité du modèle altruiste à partir de la seule propriété de compensation. Le fait que la dérivée dT/dY_k puisse être positive ou négative en présence d'altruisme est d'autant plus problématique qu'il en est de même dans un modèle d'échange où le parent verse de l'argent à l'enfant en contrepartie des services rendus par ce dernier (Cox, 1987). De l'autre, il faut tester la propriété de

³ Cox (1987) et Cox et Rank (1992) sont les premiers à avoir cherché à tester la validité de ces prédictions.

neutralité conditionnellement à la réalisation des transferts familiaux, comme cela a été fort bien démontré par Altonji et alii (1997) :

$$E\left[\frac{dT}{dY_p} - \frac{dT}{dY_k} \middle| T > 0\right] = 1 \quad (8)$$

sachant que la dérivée $E(dT/dY_i | T > 0)$ (avec $i = p, k$) est donnée par :

$$E\left[\frac{dT}{dY_i} \middle| T > 0\right] = \frac{dE(T|T > 0)}{dY_i} + E(T|T > 0) \left[\frac{d \Pr(T > 0)/dY_i}{\Pr(T > 0)} \right] \quad (9)$$

Conditionnellement à la réalisation d'un transfert, l'espérance de la dérivée du transfert par rapport au revenu est égale à la somme de la dérivée de l'espérance du transfert par rapport au revenu estimée sur la seule population des bénéficiaires et d'un terme correctif qui dépend du montant moyen transmis. En cas d'altruisme, le signe de ce second terme doit être positif pour le parent et négatif pour l'enfant puisque le transfert est d'autant plus probable que le parent est riche et l'enfant peu fortuné ($d \Pr(T > 0)/dY_p > 0$ et $d \Pr(T > 0)/dY_k < 0$).

2.2. Pourquoi les tests rejettent-ils toujours l'hypothèse d'altruisme ?

Sur le plan empirique, de nombreuses études ont cherché à tester la validité des propriétés du modèle altruiste. Idéalement, les données doivent comprendre de l'information à la fois sur les transferts financiers versés par les parents et sur les revenus des parents et des enfants. Cette seconde contrainte n'est que très rarement satisfaite, puisque les enquêtes auprès des ménages privilégient largement l'interrogation d'une seule personne. Dans certains cas, la personne de référence peut toutefois être amenée à préciser les revenus de ses enfants et le recours à des panels permet également d'avoir de l'information sur deux générations⁴.

Dès lors, les travaux réalisés à ce jour, synthétisés par Laferrère et Wolff (2006) et Arrondel et Masson (2006), se sont surtout intéressés à l'effet du revenu des bénéficiaires sur les sommes d'argent reçues. Si l'on se restreint au cas de la France, les résultats obtenus à ce jour sont les suivants :

- Il existe une corrélation positive entre le revenu des bénéficiaires et les transferts reçus des parents (Arrondel et Wolff, 1998, Arrondel et Laferrère, 2001, Wolff, 2000) ;

⁴ En suivant les enfants qui habitent initialement chez leurs parents, le travail sur des vagues successives permet de disposer des revenus des parents et des enfants, y compris lorsque ceux-ci ne vivent plus chez leurs parents. Ces derniers forment alors un nouveau foyer, mais une telle méthodologie n'est pas sans difficulté. D'un côté, il faut un panel suffisamment long pour que les enfants soient pleinement dans la vie active (il faut en effet qu'ils soient chez leurs parents en vague initiale, donc les enfants seront plutôt jeunes). De l'autre se posent des questions d'attrition sélective : les enfants qui réussissent le mieux et sont le plus soumis à de la mobilité professionnelle ont plus de chances de sortir de l'échantillon.

- La différence des dérivées des transferts par rapport aux revenus est négative et de très faible intensité, autour de -0,003 après correction des différents biais (Wolff, 2000).

Autrement dit, dans le cas de la France et sur la base de données collectées dans les années 90 (enquête Insee Actifs Financiers 1992, enquête Cnav Trois Générations 1992), l'hypothèse d'altruisme parental apparaît largement invalidée au regard des résultats obtenus. Deux interprétations différentes peuvent alors être envisagées. D'un côté, l'altruisme n'expliquerait vraiment pas les choix de transferts des parents. De l'autre, les tests mis en œuvre sont biaisés à l'encontre du modèle altruiste. De notre point de vue, au moins deux arguments tendent à privilégier cette dernière interprétation.

Une première remarque porte sur la définition des transferts pris en compte. Dans le test des modèles, la mise en correspondance des transferts et des revenus se fait sur une unité de temps donnée (par exemple l'année). Or, si les revenus correspondent à des flux de ressources réguliers, il n'en est pas de même pour les transferts financiers. Il est dès lors bien difficile de connaître l'ampleur des sommes d'argent réellement reçues par les enquêtés au cours du cycle de vie. Certaines sommes importantes reçues du vivant des enquêtés peuvent l'être très tardivement, notamment lorsqu'il s'agit de larges donations, et les sommes d'argent reçues au décès des parents (ou tout du moins l'équivalent monétaire de ces héritages) sont en moyenne encore plus importantes.

Faute de disposer d'une équivalence en termes de flux réguliers de ces transferts qui sont plutôt de nature patrimoniale, les aides des parents vont être largement sous-estimées dans les enquêtes, et ce d'autant plus que l'on considère des jeunes générations⁵. Par ailleurs, pour des raisons fiscales, certains transferts peuvent être non déclarés dans les enquêtes, notamment s'ils auraient du faire l'objet d'une déclaration administrative. Cette discussion qui porte sur la mesure elle-même des transferts n'est en fait qu'un retour au débat originel sur l'importance de la richesse héritée dans l'accumulation patrimoniale (Kessler et Masson, 1988, Kotlikoff, 1988, Modigliani, 1988).

Une seconde remarque porte sur les populations étudiées dans les travaux empiriques cités précédemment. Dans l'absolu, pour que les transferts aient effectivement lieu, les parents doivent être suffisamment riches par rapport à leurs enfants comme l'indique la condition $\beta_p > U'/V'$ (qui est équivalente à $C_p > C_k / \beta_p$ dans le cas d'utilités logarithmiques). Dès

⁵ Les enquêtes privilégient habituellement les transferts sur les douze derniers mois ou sur les cinq dernières années. Dans certains cas, les transferts sont recensés jusqu'à la date de l'enquête, mais cela donne alors lieu à d'autres problèmes puisque sont mis en correspondance dans les tests des modèles des revenus courants – ceux observés l'année de l'enquête – et des transferts reçus il y a plusieurs années.

lors, il sera fort difficile d'observer des aides altruistes si l'on considère des générations suffisamment âgées, puisque leurs revenus sont en moyennes plus faibles que ceux de leurs enfants. Par exemple, d'après l'enquête sur les Revenus fiscaux et sociaux de 2007, le revenu moyen disponible par ménage s'élevait à 16720 euros pour les 18-24 ans, 29370 pour les 25-34 ans, 36860 pour les 35-44 ans et 39640 pour les 45-54 ans.

Au-delà, le revenu moyen tend à décroître : 37170 pour les 55-64 ans, 29650 euros pour les 65 à 74 ans, et 24890 pour les 75 ans et plus⁶. Ce profil de revenu par âge est à mettre en correspondance avec les âges moyens auxquels les personnes reçoivent des transferts en France. Au milieu des années 90, l'âge moyen à l'héritage était de 51 ans pour l'ensemble des héritiers (et 45 pour les seuls enfant héritiers) et de 38 ans pour les donataires (Accardo, 1997). Ces situations où les générations qui reçoivent de l'argent de leurs parents sont en moyenne plus riches avant transfert que leurs aînées sont par définition peu compatibles avec l'hypothèse d'altruisme. Le contexte semble en revanche beaucoup plus favorable a priori pour les jeunes générations, qui sont elles en moyenne moins fortunées que leurs parents.

Fort de ce constat autour de cette double interrogation, régularité des transferts des parents et richesse relative des générations, il est manifeste que la population retenue importe considérablement pour tester la validité de l'hypothèse d'altruisme. Dans la suite, nous nous plaçons volontairement dans des conditions où l'altruisme est plus à même de s'appliquer et d'être observé. Nous privilégions à cet effet un échantillon d'étudiants pour notre analyse empirique. Ceux-ci disposent de peu de ressources propres et ils sont très nombreux à recevoir une aide financière régulière de leurs parents.

3. Les données

Notre étude empirique s'appuie sur l'enquête Condition de vie des étudiants réalisée par l'Observatoire de la Vie Etudiante en 2006. Créé en 1989 par le Ministre de l'Education Nationale, cet observatoire a pour mission d'apporter un éclairage sur le déroulement des études et les conditions de vie des étudiants. Cette enquête statistique est représentative de l'ensemble de la population étudiante. Le questionnaire, qui comprend un peu plus de 250 questions, aborde notamment le déroulement des études, les ressources et les dépenses des étudiants, leurs conditions de logement, leurs emplois du temps, leurs pratiques culturelles ou bien encore leur santé. L'information d'intérêt pour nous est la suivante.

⁶ Les données concernant les revenus moyens par âge sur la période allant de 1996 à 2007 sont disponibles sur le site de l'Insee : http://www.insee.fr/fr/themes/tableau.asp?reg_id=0&ref_id=NATSOS04203.

En ce qui concerne les transferts, chaque étudiant indique si ses parents lui versent des sommes dont il dispose librement et/ou s'il reçoit de l'argent correspondant à des frais précis⁷. Une question précise alors le montant des sommes reçues des parents au cours du mois de février de l'année universitaire en cours, ce qui définit notre variable de montant reçu des parents (et donc $T = 0$ lorsque l'étudiant ne reçoit pas d'argent). A côté de ces transferts, les étudiants disposent de deux autres sources de revenus. La première est liée à de possibles activités rémunérées au cours de l'année universitaire. Dans l'affirmative, chaque étudiant indique le montant total perçu pour ses différentes activités au cours du mois dernier.

La seconde concerne les différents transferts publics que peut recevoir l'étudiant, pour lesquels on dispose d'une indicatrice de réception et le cas échéant de son montant mensuel : bourse sur critères sociaux, allocation d'études, allocation logement, allocation chômage, allocations familiales, autres aides régulières. La somme de tous ces transferts publics et des revenus d'activité définit les ressources propres de l'étudiant Y_k ⁸. Les données permettent également de construire d'autres variables de contrôle qui peuvent influencer l'aide reçue, en particulier le sexe de l'étudiant, le nombre de frères et sœurs ainsi que l'existence d'une mention au Baccalauréat qui peut être vue comme un indicateur de performance scolaire.

Dans la dernière partie du questionnaire, l'étudiant fournit plusieurs caractéristiques relatives à ses parents : s'ils sont mariés ou non, leurs niveaux d'éducation, s'ils ont eu une période de chômage de plus d'un an au cours des cinq dernières années, et enfin leurs revenus mensuels, à la fois pour le père et pour la mère. Ces derniers sont enregistrés suivant neuf catégories ordonnées (de 0 à 450 euros, de 451 à 750 euros, ..., plus de 4500 euros) et nous avons obtenu des valeurs continues à partir de cette information en tranches pour chaque observation suivant la méthode des résidus simulés (Gouriéroux et alii, 1987).

Dans son ensemble, l'échantillon comprend 25952 questionnaires complétés par des étudiants dont l'âge varie de 16 à 74 ans. Nous retenons pour notre étude une population étudiante beaucoup plus homogène en terme d'âge, en sélectionnant uniquement les étudiants âgés de 17 à 25 ans, tous inscrits dans des cursus post-baccalauréat. Nous obtenons finalement un échantillon de 21440 étudiants pour lesquels nous connaissons à la fois les transferts

⁷ Il convient de noter que la question posée dans l'enquête sur les Conditions de vie des étudiants fait référence à des versements des membres de la famille. Compte tenu de la prédominance du soutien parental pour les jeunes générations, nous supposons que ces transferts sont exclusivement le fait des parents.

⁸ Pour tous ces revenus, il existe des valeurs manquantes pour les étudiants enquêtés pour lesquelles nous avons alors eu recours des méthodes d'imputation (Royston, 2004). Nous obtenons des résultats très similaires en nous limitant à l'échantillon restreint aux seules observations sans valeur manquante.

financiers qu'ils reçoivent, leurs ressources propres ainsi que les revenus de leurs parents. Il est donc tout à fait possible de tester les prédictions du modèle altruiste.

Les différentes variables d'intérêt pour les parents et les enfants sont décrites dans le Tableau 1. Les filles sont largement surreprésentées dans l'échantillon retenu (67,8%). L'âge moyen des étudiants est de 20,4 ans, 56,8% d'entre eux ayant au plus 20 ans. 8,3% n'ont pas de frères et sœurs, 41,8% en ont un et 32,3% en ont deux. Leur revenu moyen s'élève à 313 euros par mois, tandis que le revenu médian est de 218 euros. Pour les parents, le père et la mère ne vivent pas ensemble dans près de 20% des cas, 28,6% des chefs de famille sont diplômés du supérieur, et dans un cas sur six (16%), au moins un des parents a été une fois au chômage pendant les cinq dernières années. Enfin, le revenu moyen du ménage (donné par la somme des revenus du père et de la mère) est de 3173 euros par mois

Insérer Tableau 1

D'après les données, la réception d'argent des parents s'observe très fréquemment pour les étudiants : 77,5% d'entre eux en bénéficient. Le montant moyen reçu est de 194 euros, mais les inégalités sont substantielles puisque le montant médian est de 100 euros. Pour ceux qui bénéficient d'une aide, le montant moyen par bénéficiaire est plus élevé, autour de 250 euros. Comme l'illustre la Figure 1, il existe de fortes disparités selon l'âge des étudiants. Le pourcentage de bénéficiaires diminue sensiblement au fur et à mesure que les étudiants deviennent plus âgés. Plus de 85% des étudiants sont aidés par leurs parents lorsqu'ils ont 18 ans ou moins, mais cette proportion n'est plus que de 77% à 21 ans, 62% à 24 ans et même 50% à 25 ans. Dans le même temps, le montant moyen par bénéficiaire croît régulièrement, de 177 euros à 18 ans jusqu'à 379 euros à 24 ans⁹.

Insérer Figure 1

Cet effet très significatif de l'âge contraste avec la moindre sensibilité de la proportion de bénéficiaires en fonction du cursus suivi. Si la proportion d'étudiants aidés diminue très légèrement avec le cursus jusqu'au grade de master, de 80% pour des études à Bac +1 à 75% pour un Bac +5, elle est surtout beaucoup plus faible pour ceux qui poursuivent leurs études au-delà du diplôme de master (53%). Une explication tient sans aucun doute aux opportunités de financement plus systématiques dont peuvent disposer les doctorants. Toutefois, pour ceux qui reçoivent de l'argent, le montant moyen croît sensiblement avec le cursus suivi.

⁹ La conjonction de ces deux effets explique que le montant moyen pour l'ensemble des étudiants progresse relativement moins vite, autour de 150 euros à 18 ans et près de 250 euros à 23 ans. Il diminue même aux âges de 24 et 25 ans (respectivement 236 et 209 euros par étudiant).

Le Tableau 1 décrit l'incidence des caractéristiques à la fois des parents et de l'enfant sur la réception d'argent. Outre l'effet de l'âge précédemment commenté, un étudiant est plus souvent aidé lorsqu'il est enfant unique ou a un seul frère ou une seule sœur. Il n'existe en revanche aucune différence entre les garçons et les filles. Par ailleurs, les étudiants qui ont obtenu une mention à leur Baccalauréat bénéficient plus souvent de l'argent de leurs parents. La proportion d'étudiants aidés est de 74,1% pour ceux qui n'ont pas obtenu de mention à leur Baccalauréat, 80,5% dans le cas d'une mention Assez bien et 82,9% pour une mention Bien (mais 79,6% pour ceux qui ont une mention Très bien).

L'aide est moins fréquente dans les cas où les deux parents ne vivent pas ensemble. Le taux de transfert croît régulièrement avec le diplôme des parents : autour de 70% lorsque le parent de référence n'a pas le Baccalauréat, 80,9% lorsqu'il a le Baccalauréat, et 86,9% lorsque le parent est diplômé du supérieur. Dans le même temps, le taux de transfert est fortement réduit lorsqu'au moins un parent est au chômage, 65,2% au lieu de 79,8%. Le Tableau 1 précise enfin pour les étudiants aidés et non-aidés leur revenu moyen ainsi que celui de leurs parents. En moyenne, le revenu des enfants net des éventuels transferts est plus de deux fois plus élevé pour ceux qui ne reçoivent pas d'aide (537,6 au lieu de 247,6 euros), alors que le revenu des parents est à l'inverse plus important lorsqu'il y a transfert (3404,8 au lieu de 2374,5 euros).

La Figure 2 présente les résultats d'une analyse non paramétrique de la relation entre les sommes mensuelles versées par les parents et les niveaux de revenus des parents et des enfants. Les résultats obtenus vont dans le sens des prédictions du modèle altruiste. D'un côté, le montant versé tant à croître assez sensiblement avec le niveau de revenu dont disposent les parents. De l'autre, les données mettent en évidence une relation négative entre les ressources propres de l'enfant et l'aide financière qu'il reçoit de ses parents. Autrement dit, sans aucun contrôle des caractéristiques familiales, les sommes d'argent dont bénéficient les étudiants vérifient la propriété de compensation.

Insérer Figure 2

Nous nous tournons à présent vers l'analyse économétrique pour préciser le rôle des revenus sur les transferts financiers reçus toutes choses égales par ailleurs.

4. Analyse économétrique

De manière usuelle, nous étudions tout d'abord la probabilité pour un étudiant de recevoir de l'argent de ses parents. Nous estimons à cet effet un modèle Probit et incluons

dans la régression à la fois les caractéristiques des enfants et des parents, les revenus étant introduits sous une forme logarithmique¹⁰. Les résultats sont dans la colonne 1 du Tableau 2.

Insérer Tableau 2

La probabilité d'être aidé, qui ne dépend pas du sexe de l'enfant, décroît fortement avec l'âge, en particulier pour les plus de 22 ans. Le nombre de frères et sœurs réduit de façon significative la réception d'argent, les parents n'étant sans doute pas en mesure d'aider tous leurs enfants lorsque ces derniers sont nombreux. L'aide semble accompagner la réussite scolaire des étudiants, ces derniers étant plus fréquemment aidés lorsqu'ils ont obtenu une mention (assez bien ou bien) à leur baccalauréat¹¹. Enfin, les données indiquent une corrélation négative entre le revenu de l'enfant et la probabilité d'être aidé, significative au seuil de 1%.

En ce qui concerne les caractéristiques des parents, le statut socio-économique joue un rôle très important. La probabilité d'aide diminue lorsque le parent vit seul et lorsqu'au moins un des parents est au chômage. A l'inverse, elle croît fortement avec le niveau d'éducation, en particulier lorsque le chef de famille est diplômé du supérieur. Les ressources dont les parents disposent sortent là encore très significativement dans la régression et le fait d'avoir des parents riches augmente très fortement la probabilité d'être aidé.

Nous nous intéressons à présent à la somme d'argent reçue par l'étudiant (exprimée sous une forme logarithmique). Compte tenu de la proportion d'étudiants qui ne reçoit aucune aide (22,5%), nous estimons tout d'abord un modèle Tobit¹². Les résultats présentés dans la colonne 2 du Tableau 2 sont assez similaires à ceux de la colonne 1, ce qui n'est guère surprenant au regard de la spécification économétrique retenue. Une exception notable concerne le rôle de l'âge, qui se caractérise par un profil non linéaire. Par rapport aux plus jeunes étudiants, le montant moyen reçu est un peu plus élevé pour les 21-22 ans, mais il devient plus faible pour les étudiants âgés de 24 et surtout 25 ans. En ce qui concerne les autres variables, le modèle Tobit confirme l'impact du rôle des revenus sur les montants versés. Les enfants les moins fortunés reçoivent plus d'argent, tandis que les parents les plus riches versent davantage d'argent.

Enfin, nous avons estimé une régression linéaire par les Moindres Carrés Ordinaires sur l'ensemble de l'échantillon, ce qui revient à ne pas prendre en compte la censure de la

¹⁰ Des résultats très similaires sont obtenus lorsque les revenus sont introduits sous une forme linéaire.

¹¹ Le coefficient associé à la mention Très bien au Baccalauréat n'est toutefois pas significatif.

¹² En revanche, nous n'estimons pas de modèle de sélection car il semble difficile de trouver des conditions d'exclusions appropriées (à savoir disposer d'au moins une variable qui influencerait la probabilité de recevoir de l'argent, mais sans incidence sur la somme d'argent reçue).

variable dépendante. Cette approche, qui conduit essentiellement aux mêmes résultats que le modèle Tobit, présente deux avantages complémentaires. En premier lieu, puisque la variable dépendante est exprimée sous une forme logarithmique, l'estimation par les MCO donne directement les élasticités du transfert par rapport aux différents revenus. Les résultats sont les suivants : une hausse de 1% du revenu de l'enfant diminue le montant reçu de 0,105%, alors qu'une hausse de 1% du revenu des parents accroît le transfert de 0,704%.

En second lieu, l'application des MCO permet de préciser l'influence respective des différentes caractéristiques des parents et des enfants. L'application des techniques de décomposition proposées par Fields (2003) permet d'obtenir le poids relatif de chacun des facteurs explicatifs de l'aide parentale. Nos résultats, non reportés, attestent du rôle majeur des revenus dans la compréhension des transferts familiaux. Les niveaux de revenus des parents et des enfants expliquent au total 53,2% de la variation totale observée pour les transferts, avec des contributions respectivement égale à 37,6% pour Y_p et 15,6% pour Y_k . La contribution du niveau d'éducation des parents est aussi importante (22,1%) et ce sont finalement les deux-tiers des variations observées dans les sommes d'argent versées aux étudiants qui sont expliquées par le rôle des caractéristiques des parents¹³.

Les résultats de l'enquête sur les Conditions de vie des étudiants révèlent donc que la propriété de compensation est bien vérifiée. En laissant pour le moment de côté la question de l'hétérogénéité des préférences, nous nous intéressons à présent à la propriété de neutralité et nous cherchons à estimer la différence des dérivées $dT/dY_p - dT/dY_k$. Les dérivées dT/dY_p et dT/dY_k sont obtenues simplement par une régression linéaire exprimant la somme reçue T en fonction des revenus Y_p et Y_k (les autres caractéristiques des deux générations étant prises en compte dans la régression). Les résultats sont présentés dans le Tableau 3.

Insérer Tableau 3

D'un côté, une hausse d'un euro du revenu parental augmente le transfert de 2,26 centimes d'euros, ce qui est assez faible. De l'autre, une hausse d'un euro du revenu de l'enfant diminue le transfert de 8,61 centimes. Un calcul simple révèle donc que la différence des dérivées $dT/dY_p - dT/dY_k$ est égale à 0,109. Par ailleurs, l'écart-type associé à cette différence est relativement petit, ce qui n'est guère surprenant au regard du grand nombre d'étudiants pris en considération dans les estimations. Si ce résultat est certes éloigné de la valeur unitaire prédite par le modèle altruiste, la valeur obtenue s'avère bien plus élevée que

les résultats connus à ce jour en France. La seule estimation disponible de ce test avait mis en évidence une différence très faible et négative (Wolff, 2000).

Compte tenu de la taille conséquente de l'échantillon, nous regardons à présent la sensibilité des transferts aux revenus le long de la distribution des transferts. A partir de régressions quantile (Koenker, 2005), nous estimons désormais les dérivées $dT(\vartheta)/dY_p$ et $dT(\vartheta)/dY_k$, où ϑ correspond aux différents centiles de la distribution des transferts. Les résultats obtenus sont représentés dans la Figure 3. Là encore, ils apparaissent favorables à l'hypothèse d'altruisme.

Insérer Figure 3

La dérivée $dT(\vartheta)/dY_p$ tend à croître au fur et à mesure que l'on progresse dans la distribution des transferts. Elle passe de 0,011 au premier quartile à 0,036 au troisième quartile, et même 0,048 au neuvième décile. Le phénomène inverse est observé pour la dérivée $dT(\vartheta)/dY_k$, puisque celle-ci prend pour valeur 0,05 à la médiane de la distribution et est autour de 0,09 au neuvième décile. La conjonction de ces deux évolutions explique le trend fortement croissant pour la différence $dT(\vartheta)/dY_p - dT(\vartheta)/dY_k$: 0,046 au premier décile, 0,077 à la médiane, et 0,133 au neuvième décile.

Pour aller plus loin dans l'analyse, nous prenons à présent en compte le fait que les aides sont le fait de parents toujours plus altruistes lorsque l'on considère des parents de plus en plus riches par rapport à leurs enfants. Il faut dès lors évaluer la différence $E(dT/dY_p - dT/dY_k | T > 0)$, ce qui nécessite le calcul des dérivées $E(dT/dY_p | T > 0)$ et $E(dT/dY_k | T > 0)$ (Altonji et alii, 1997). Nous utilisons à cet effet la méthodologie décrite par Altonji et alii (2008) afin de tenir compte de la sélection liée aux transferts positifs¹⁴. D'après le Tableau 3, lorsque l'échantillon est restreint aux seuls bénéficiaires des aides, nous trouvons des valeurs respectivement égales à 0,016 et -0,012 pour les dérivées non corrigées $dE(T|T > 0)/dY_p$ et $dE(T|T > 0)/dY_k$.

Une fois pris en compte le terme correctif indiqué dans (9), les dérivées corrigées $E(dT/dY_p | T > 0)$ et $E(dT/dY_k | T > 0)$ deviennent égales à 0,030 et -0,086. Il importe donc vraiment de corriger le biais lié au fait que tous les étudiants ne reçoivent pas de l'argent de

¹³ Pour les étudiants, outre le revenu, l'autre facteur explicatif important est le nombre de frères et sœurs (10,4% de la variation totale observée pour le transfert).

¹⁴ Pour les différentes dérivées et la différence qui en résulte, nous calculons les écarts-types associés par la technique des Bootstraps, avec 100 répliquions.

leurs parents. Au total, la différence corrigée des dérivées du transfert par rapport au revenu est égale à 0,116 et l'écart-type associé est très faible (0,010). Pour la population étudiée, une redistribution intra-familiale d'un euro des parents vers leurs enfants vient donc diminuer le transfert reçu de 11,6 centimes, une valeur finalement peu éloignée de celle que nous avons obtenue en calculant la différence non corrigée $dT / dY_p - dT / dY_k$.

Si l'on se réfère strictement à la valeur unitaire prédite par le modèle altruiste, alors il est clair que nos données conduisent à rejeter l'existence d'un ajustement parfait des aides en réponse à une variation intra-familiale des revenus. Dans le même temps, ces résultats sont beaucoup plus favorable à l'altruisme que ceux obtenus à ce jour en France, et ils sont surtout assez comparables à ceux qui ont été mis en évidence par Altonji et alii (1997) aux USA. Sur la base des données de l'enquête PSID, les auteurs trouvaient une valeur de l'ordre de 0,1 pour la différence corrigée des dérivées des transferts. Nos résultats pour la France sont selon nous assez peu surprenants. En considérant une population étudiante, qui dispose de moyens limités, le soutien des parents devient essentiel et il va constituer une part importante des ressources pour les jeunes générations.

Comme nous l'avons souligné initialement, c'est ici la définition même des transferts retenus – et donc leur mesure – qui devient un élément central dans le test des modèles. A cet égard, une variable d'importance que nous avons négligée jusqu'à présent concerne le lieu de vie des étudiants. Ces derniers peuvent disposer d'un logement indépendant ou bien vivre au domicile de leurs parents. Naturellement, la localisation des enfants va dépendre fortement de leurs propres ressources ainsi que de celles de leurs parents¹⁵ : la corésidence peut être vue comme un transfert implicite de la part des parents. On s'attend donc à ce que l'aide totale reçue soit sensiblement plus élevée pour les étudiants qui ont leur propre logement.

Les résultats des estimations vont dans le sens de cette prédiction. Parmi les 21440 étudiants retenus, 8674 vivent au domicile de leurs parents (40,5%). Le montant moyen reçu pour les étudiants dans cette situation est beaucoup plus petit que celui reçu par les étudiants qui vivent dans un logement indépendant, 104 euros au lieu de 255 euros. La différence s'explique aisément. Outre la dépense directe liée au paiement du loyer, les étudiants qui vivent seuls vont avoir des dépenses de consommation courante (d'alimentation par exemple) plus élevées que s'ils vivaient chez leurs parents. Nous avons alors réestimé des régressions

¹⁵ Se reporter à Ermisch et Di Salvo (1997) et Wolff (1999) pour des modèles de transferts altruistes prenant en compte la corésidence, et à Le Blanc et Wolff (2006) pour l'impact des revenus des parents et des enfants sur la probabilité de décohabitation pour les différents pays européens (incluant la France).

séparées pour les sommes d'argent reçues respectivement pour les étudiants vivant chez leurs parents et pour ceux qui ont leur propre logement.

Seuls les effets marginaux des variables de revenus Y_p et Y_k sont reportés dans le Tableau 3. Pour les étudiants qui sont au domicile parental, les transferts sont nettement moins sensibles aux variations de revenus. La différence non corrigée des transferts est dans ce scénario égale à 0,054, avec $dT/dY_p = 0,015$ et $dT/dY_k = -0,039$, tandis que la différence corrigée $E(dT/dY_p - dT/dY_k | T > 0)$ est égale à 0,067. A l'inverse, pour les étudiants qui ne cohabitent pas, le transfert reçu dépend beaucoup plus des ressources propres dont ils disposent. Lorsqu'un enfant reçoit un euro de revenu supplémentaire, le montant qu'il reçoit diminue en moyenne de 0,18 centimes. La dérivée corrigée $E(dT/dY_k | T > 0)$ est aussi un peu plus élevée (-0,182), si bien que l'espérance de la différence des dérivées est égale à 0,222.

Si cette valeur est encore assez loin de l'unité, il n'en demeure pas moins que les comportements des parents observés à partir de l'enquête Conditions de vie des étudiants sont nettement plus favorables à l'hypothèse d'altruisme que ceux observés dans d'autres enquêtes. Au regard de la mise en œuvre des tests des modèles de transferts, une dernière question se pose alors : les versements réguliers d'argent sont-ils les seules ressources que les étudiants reçoivent de leurs parents ?

La réponse est clairement négative. Les données de l'enquête révèlent que le soutien financier reçu s'accompagne aussi d'une prise en charge directe de la part des parents, la famille prenant en charge un certain nombre de dépenses à la place des étudiants. De telles questions sont posées dans l'enquête, par exemple pour les frais de transport, le loyer, les dépenses d'alimentation, les sorties, etc. Malheureusement, l'enquête ne précise jamais le montant total associé à cette forme alternative de soutien parental. Un constat s'impose dès lors. Les résultats que nous avons obtenus pour le moment reposent sur une sous-estimation certaine de l'aide globale apportée par les parents à leurs enfants.

L'enquête apporte quelques précisions complémentaires sur l'ampleur de cette prise en charge directe des parents. Pour différents postes, chaque étudiant indique si les dépenses sont directement payées par les parents, que ce soit en totalité ou en partie. La Figure 4 révèle que ce type de prise en charge est relativement fréquent. Si les sorties sont essentiellement assumées par l'étudiant (dans 80% des cas), ce sont au contraire d'abord les parents qui prennent en charge intégralement les frais d'inscription (dans près de 60% des cas) ainsi que le logement pour ceux qui ont quitté le domicile parental. Près de 40% des étudiants qui ne corésident plus déclarent que le loyer est directement payé par les parents. Il s'agit bien sûr de

transferts de la part des parents, mais ceux-ci n'ont pas été pris en compte à ce stade dans notre étude empirique.

Insérer Figure 4

Au regard du poids des dépenses liées au logement dans le budget des étudiants, nous avons cherché à intégrer dans la définition des aides le loyer directement supporté par les parents, quand cela est le cas. Ce loyer, auquel s'ajoute les charges associées, est enregistré dans l'enquête. Nous ajoutons alors à l'aide financière directement reçue le montant du loyer payé par les parents, mais en nous limitant toutefois aux étudiants qui déclarent une prise en charge intégrale de cette dépense (82,6% des étudiants hors domicile parental sont dans cette situation)¹⁶. En dépit de cet ajout, il est important de noter que nous sous-estimons toujours les transferts réellement reçus par les enfants, puisque nous ne sommes pas en mesure de faire une telle conversion pour les autres postes de dépenses. La prise en compte de ce loyer accroît en tout cas fortement le soutien financier qui est reçu par les jeunes. Pour les non-corésidents, le montant moyen associé à l'aide reçue passe de 255 euros sans la prise en charge directe du logement par les parents à 398 euros.

Quel est alors l'impact de cette nouvelle définition des transferts des parents ? Sachant que les ressources familiales restent inchangées, on s'attend de façon mécanique à une plus forte sensibilité de l'aide parentale aux niveaux de revenus Y_p et Y_k , ce que confirme le Tableau 3. Pour les étudiants qui vivent seuls, l'estimation par les MCO fournit désormais des dérivées non corrigées dT/dY_p et dT/dY_k respectivement égales à 0,049 et -0,232. Une fois la correction prise en compte, les dérivées $E(dT/dY_k|T > 0)$ et $E(dT/dY_p|T > 0)$ deviennent égales à 0,062 et -0,343. Autrement dit, lorsque l'on inclut le paiement direct du loyer par les parents dans la définition des aides reçues, l'effet marginal devient une fois et demi plus élevé pour les parents ($0,062/0,039=1,59$) et pour les enfants ($0,343/0,222=1,55$).

Finalement, à ressources familiales données, un déplacement d'un euro de revenu des parents vers les enfants diminue le transfert de 0,343 centimes. Si la valeur unitaire prédite en cas d'altruisme pour la différence des dérivées n'est toujours pas observée, nos résultats n'en attestent pas moins d'une vraie compensation intergénérationnelle des ressources au sein de la famille. Si cette compensation demeure imparfaite, les étudiants qui ont le moins de ressources personnelles reçoivent en tout cas plus d'argent de leurs parents et les aides financières versées sont assez sensibles au niveau de revenus dont disposent les étudiants.

¹⁶ Ce choix s'impose dans la mesure où l'enquête n'apporte aucune précision sur la part du paiement du loyer qui est directement supportée par les parents lorsque la prise en charge financière est partielle.

5. Conclusion

Cet article avait pour objet de s'interroger sur les motivations des parents lorsqu'ils versent de l'argent à leurs enfants. Si les économistes ont proposé plusieurs modèles pour rendre compte de ces comportements, articulés autour de l'altruisme et de l'échange, il est assez surprenant de constater que tous les tests réalisés à ce jour en France ne sont jamais compatibles avec l'hypothèse d'altruisme. Nous avons donc cherché à reconsidérer la question en montrant les difficultés des approches empiriques. D'un côté, il existe sans aucun doute des difficultés de mesure des transferts, pour lesquels il est difficile de déterminer un équivalent annuel. De l'autre, les générations prises en compte dans les études sont telles que l'altruisme a assez peu de chances d'être observé.

Nous nous sommes ensuite tournés vers l'enquête sur les Conditions de vie des étudiants, dans une configuration où les enfants ont sensiblement moins de ressources propres que leurs parents. Le soutien sur lequel ils peuvent compter représente une part importante de leurs revenus. Nos principaux résultats sont les suivants. Tout d'abord, les aides sont d'autant plus importantes que les parents sont riches et que les enfants sont peu fortunés. La propriété de compensation est donc vérifiée. Ensuite, lorsque tous les étudiants sont pris en considération, nous montrons qu'un déplacement d'un euro de revenu des parents vers les enfants réduit les transferts de 11,6 centimes après correction des biais. Cet ajustement est sensiblement plus élevé pour les seuls enfants non corésidents (22,2 centimes). Enfin, si l'on intègre les aides au logement directement payées par les parents, alors la différence des dérivées du transfert par rapport aux revenus est de 34,3 centimes.

Si ces derniers résultats conduisent à rejeter l'hypothèse de neutralité dans la mesure où la différence des dérivées devrait être égale à l'unité, ils suggèrent tout de même l'existence d'une vraie redistribution intergénérationnelle des ressources. Le montant transmis par les parents reste sensible aux ressources dont disposent les enfants, et les résultats que nous obtenons sont bien plus favorables à l'hypothèse d'altruisme que ceux mis en évidence à ce jour en France (Wolff, 2000). Notre étude révèle donc que la validité des modèles de transferts dépend des populations retenues ainsi que des transferts pris en considération. Plus la définition de ces derniers est exhaustive et plus les tests s'avèrent compatibles avec l'hypothèse d'altruisme suivant lesquels les parents se préoccupent de la situation des enfants.

Ces résultats ont dès lors une double interprétation. D'un côté, ils redonnent toute sa place au débat initial entre Kotlikoff et Modigliani sur le poids des transferts familiaux dans la richesse héritée. De l'autre, il se peut que les motivations des transferts varient au cours du cycle de vie, avec des parents beaucoup plus altruistes quand leurs enfants sont encore jeunes

et au début de leur vie adulte, mais qui deviendraient ensuite un peu moins préoccupés par la situation de leurs enfants au fur et à mesure que ces derniers s'installent dans leur propre vie et prennent leurs distances avec leurs parents. Par ailleurs, lorsque les parents vieillissent, ces derniers peuvent s'inscrire davantage dans une logique de réciprocité en escomptant des contreparties aux transferts monétaires qu'ils versent à leurs enfants. Il serait donc pertinent d'étendre cette analyse tout au long du cycle de vie, avec un suivi détaillé des flux de transferts entre parents et enfants en lien avec leurs niveaux de revenu.

Il convient pour finir de souligner les limites principales de cette étude, qui sont liées à la définition même des revenus hors transfert de l'enfant. D'un côté, ceux-ci incluent des transferts publics, que nous avons ici supposés exogènes. Cette condition est sans aucun doute trop restrictive, certaines allocations reçues étant conditionnées par la situation économique de l'étudiant. Cox et Jakubson (1995) et Schoeni (2002) ont cherché par exemple à mesurer l'éventuelle éviction des transferts familiaux par ces aides publiques (crowding-out effect). De l'autre, nous avons omis les éventuelles interactions entre l'offre de travail des étudiants et les transferts versés par les parents. Cette endogénéité de l'offre de travail, qui a été étudiée notamment par Wolff (2006) et Dustmann et alii (2009), n'est pas sans incidence sur les prédictions des modèles de transferts (Fernandez, 2010).

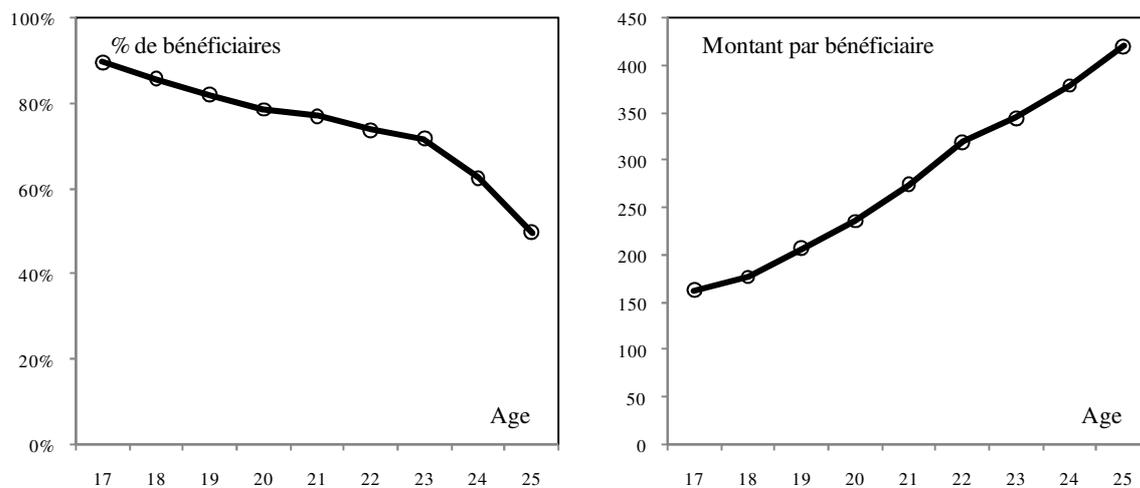
Ces deux points devront assurément faire l'objet d'investigations ultérieures. En l'état, il convient de garder à l'esprit que nos résultats sont avant tout là pour mettre en évidence la sensibilité des transferts financiers reçus aux niveaux de revenu dont disposent les étudiants et leurs parents. Au regard des résultats qui étaient connus à ce jour pour la France et dans un contexte où la situation des étudiants demeure assez difficile, il est tout à fait rassurant de voir que les parents se préoccupent bien de la situation de leurs enfants et n'hésitent pas à leur venir en aide lorsque le besoin s'en fait sentir.

Références

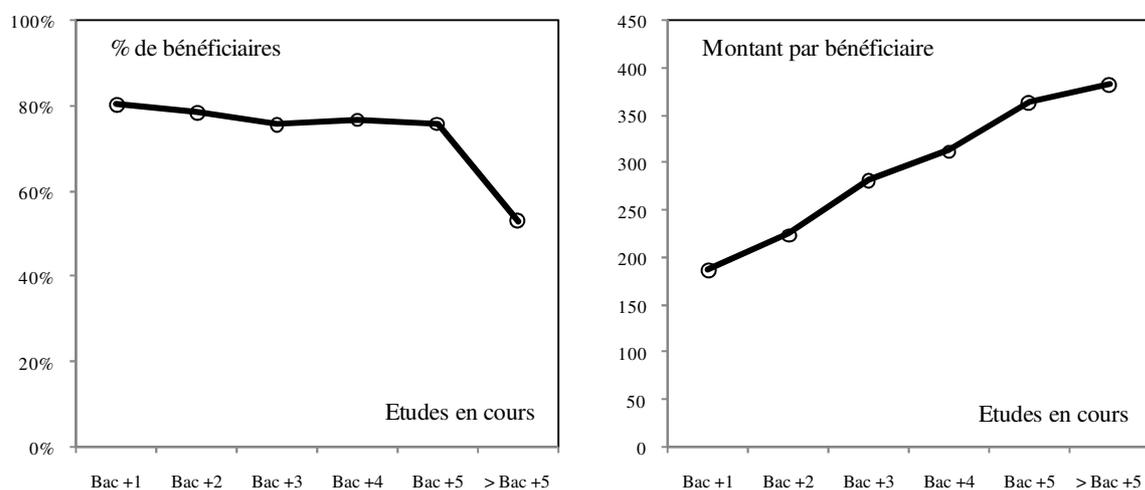
- Accardo J., (1997), 'Successions et donations en 1994. De plus en plus de successions déclarées', *Insee Première*, n° 521.
- Altonji J.G., Hayashi F., Kotlikoff L.J., (1997), 'Parental altruism and inter vivos transfers : Theory and evidence', *Journal of Political Economy*, vol. 105, p. 1121-1166.
- Altonji J., Ichimura H., Otsu T., (2008), 'Estimating derivatives in nonseparable models with limited dependent variables', *mimeo*, Institute for Fiscal Studies, London.
- Arrondel L., Lafferère A., (2001), 'Taxation and wealth transmission in France', *Journal of Public Economics*, vol. 79, pp. 3-33.
- Arrondel L., Masson A., (2006), 'Altruism, exchange or indirect reciprocity: what do the data on family transfers show?', in S.C. Kolm, J. Mercier Ythier (eds), *Handbook on the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, North-Holland, Elsevier, vol. 2, pp. 971-1053.
- Arrondel L., Wolff F.C., (1998), 'La nature des transferts inter vivos en France : investissements humains, aides financières et transmission du patrimoine', *Économie et Prévision*, n° 135, p. 1-27.
- Becker G.S., (1991), *A Treatise on the Family*, Enlarged edition, Harvard University Press, Cambridge.
- Cordier M., Houdré C., Ruiz H., (2007), 'Transferts intergénérationnels entre vifs : aides et donations', *Insee Première*, n° 1127.
- Cox D., (1987), 'Motives for private income transfers', *Journal of Political Economy*, vol. 95, pp. 508-546.
- Cox D., (1990), 'Intergenerational transfers and liquidity constraints', *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, pp. 187-218.
- Cox D., Jakubson G. (1995), 'The connection between public transfers and private interfamily transfers', *Journal of Public Economics*, vol. 57, pp. 129-167.
- Cox D., Rank M.R., (1992), 'Inter vivos transfers and intergenerational exchange', *Review of Economics and Statistics*, vol. 74, pp. 305-314.
- Cox D., Stark O., (2005), 'On the demand for grandchildren: tied transfers and the demonstration effect', *Journal of Public Economics*, vol. 89, pp. 665-1697.
- Dimova R., Wolff F.C., (2008), 'Are private transfers poverty and inequality reducing ? Household level evidence from Bulgaria', *Journal of Comparative Economics*, vol. 36, pp. 584-598.
- Dimova R., Wolff F.C., (2010), 'Does grandchild care enhance maternal labour supply? Evidence from around Europe', *Journal of Population Economics*, à paraître.
- Dustmann C., Micklewright J., van Soest A., (2009), 'In-school work experience, parental allowances, and wages', *Empirical Economics*, vol. 37, pp. 201-218.
- Engelhardt G.V., Mayer C.J., (1998), 'Intergenerational transfers, borrowing constraints, and saving behavior: Evidence from the housing market', *Journal of Urban Economics*, vol. 44, pp. 135-157.
- Ermisch J., Di Salvo P., (1997), 'The economic determinants of young people's household formation', *Economica*, vol. 64, pp. 627-44.

- Fernandez A., (2010), 'Altruism, labor supply and redistributive neutrality', *Journal of Population Economics*, forthcoming.
- Fields G., (2003), 'Accounting for income inequality and its change: a new method with application to the distribution of earnings in the United States', *Research in Labor Economics*, vol. 22, pp. 1-38.
- Gouriéroux C., Monfort A., Renault E., Trognon A., (1987), 'Simulated residuals', *Journal of Econometrics*, vol. 34, pp. 201-252.
- Koenker R., (2005), *Quantile Regression*, Econometric Society Monograph Series, Cambridge University Press.
- Joulfaian D., Wilhelm M.O., (1994), 'Inheritance and labor supply', *Journal of Human Resources*, vol. 29, pp. 1205-1234.
- Kessler D., Masson A., (1988), *Modelling the Accumulation and Distribution of Wealth*, Oxford University Press, Oxford.
- Kotlikoff L.J., (1988), 'Intergenerational transfers and savings', *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, pp. 41-58.
- Laferrère A., Wolff F.C., (2006), 'Microeconomic models of family transfers', in S.C. Kolm, J. Mercier Ythier (eds), *Handbook on the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, North-Holland, Elsevier, vol. 2, pp. 889-969.
- Le Blanc D., Wolff F.C., (2006), 'Leaving the parental home: The role of parent's and child's incomes', *Review of Economics of the Household*, vol. 4, pp. 53-73.
- Mitrut A., Wolff F.C., (2009), 'A causal test of the demonstration effect theory', *Economics Letters*, vol. 103, pp. 52-54.
- Modigliani F., (1988), 'The role of intergenerational transfers and life cycle saving in the accumulation of wealth', *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, pp. 15-40.
- Royston P., (2004), 'Multiple imputation of missing values', *Stata Journal*, vol. 4, pp. 227-241.
- Schoeni R.F., (2002), 'Does unemployment insurance displace familial assistance?', *Public Choice*, vol. 110, pp. 99-119.
- Spilerman S., Wolff F.C., (2009), 'Parental wealth and resource transfers: How they matter in France for home ownership and living standards', *mimeo*, Columbia University, New York.
- Wolff F.C., (1999), 'Altruisme et corésidence en France', *Cahiers Économiques de Bruxelles*, n° 164, pp. 457-488.
- Wolff F.C., (2000), 'Transferts monétaires inter vivos et cycle de vie', *Revue Économique*, vol. 51, pp. 1419-1452.
- Wolff F.C., (2006), 'Parental transfers and the labor supply of children', *Journal of Population Economics*, vol. 19, pp. 853-877.

Figure 1. L'importance des aides des parents
A. Par âge de l'enfant

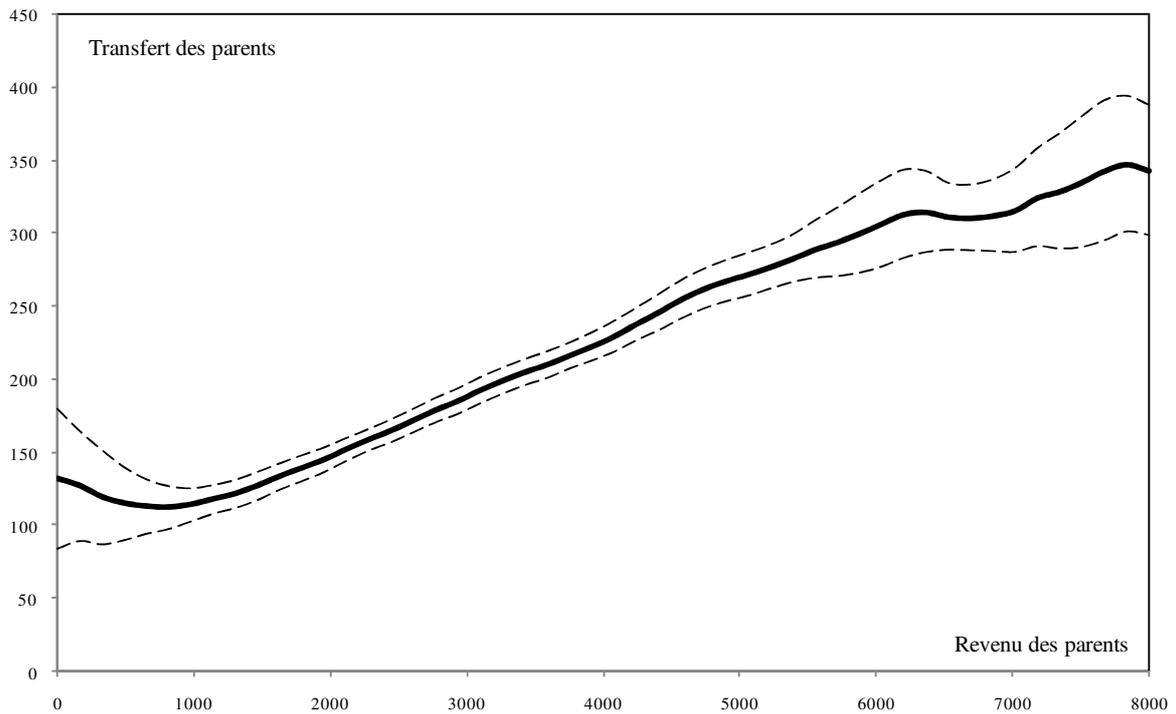


B. Par niveau de diplôme de l'enfant

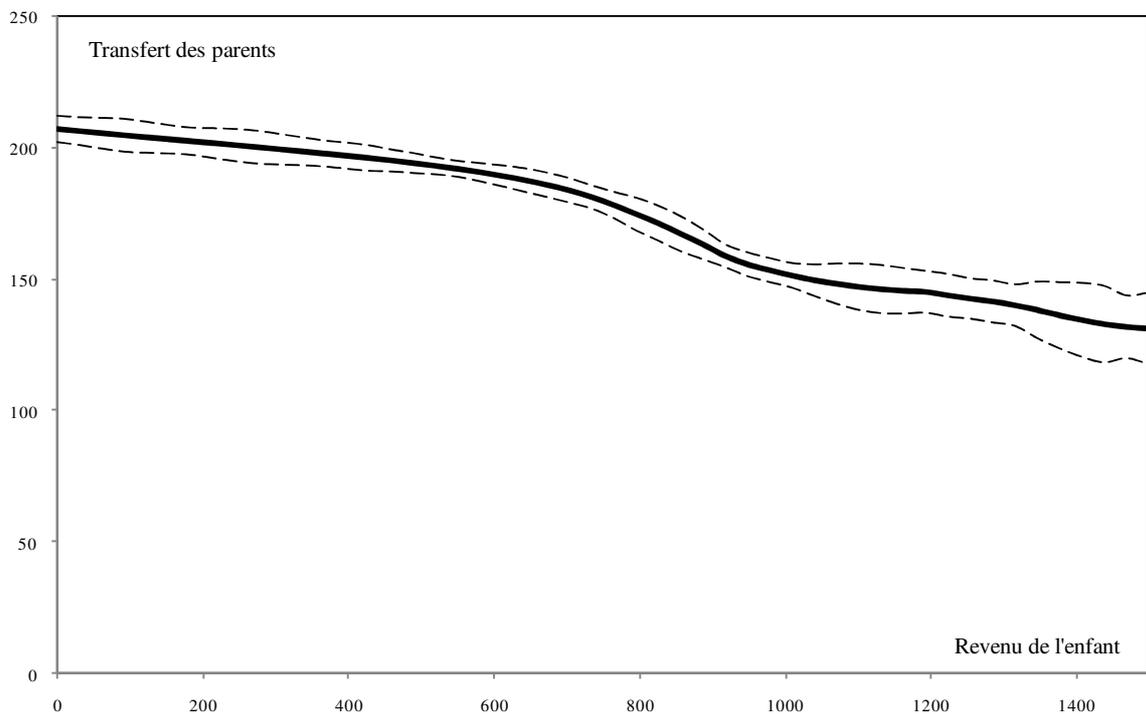


Source : Enquête Condition de vie des étudiants 2006.

Figure 2. Analyse non paramétrique de la relation entre aides parentales et revenus
A. Revenu des parents



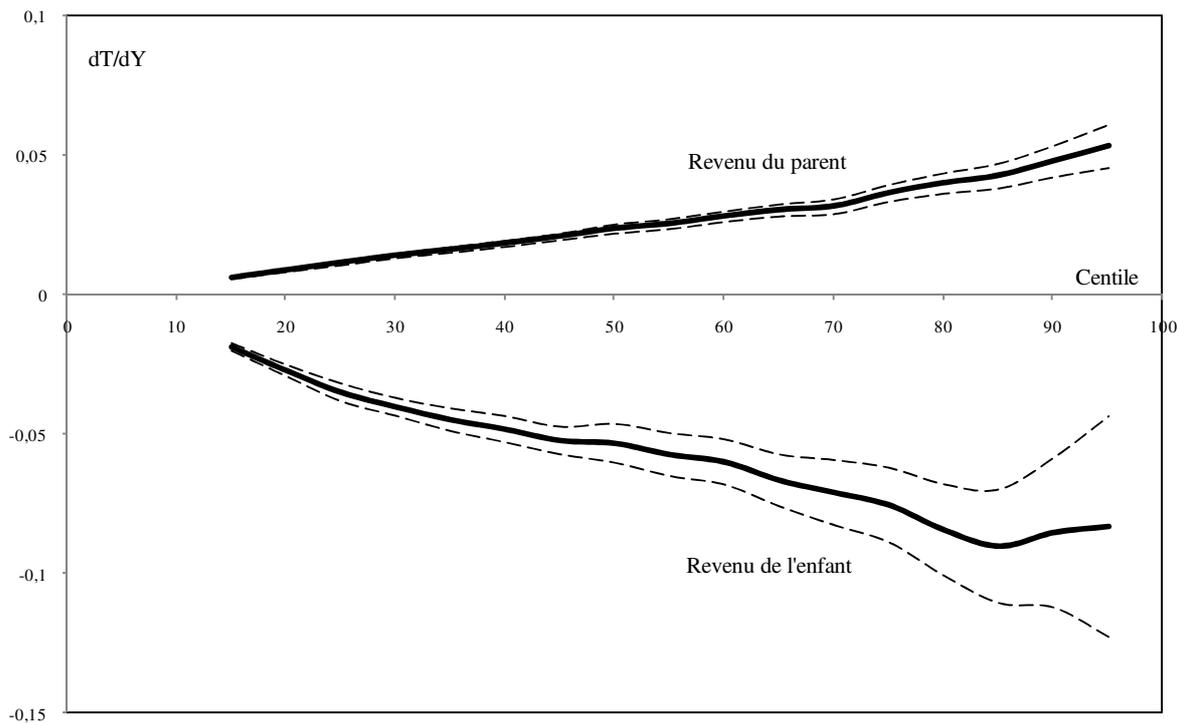
B. Revenu de l'enfant



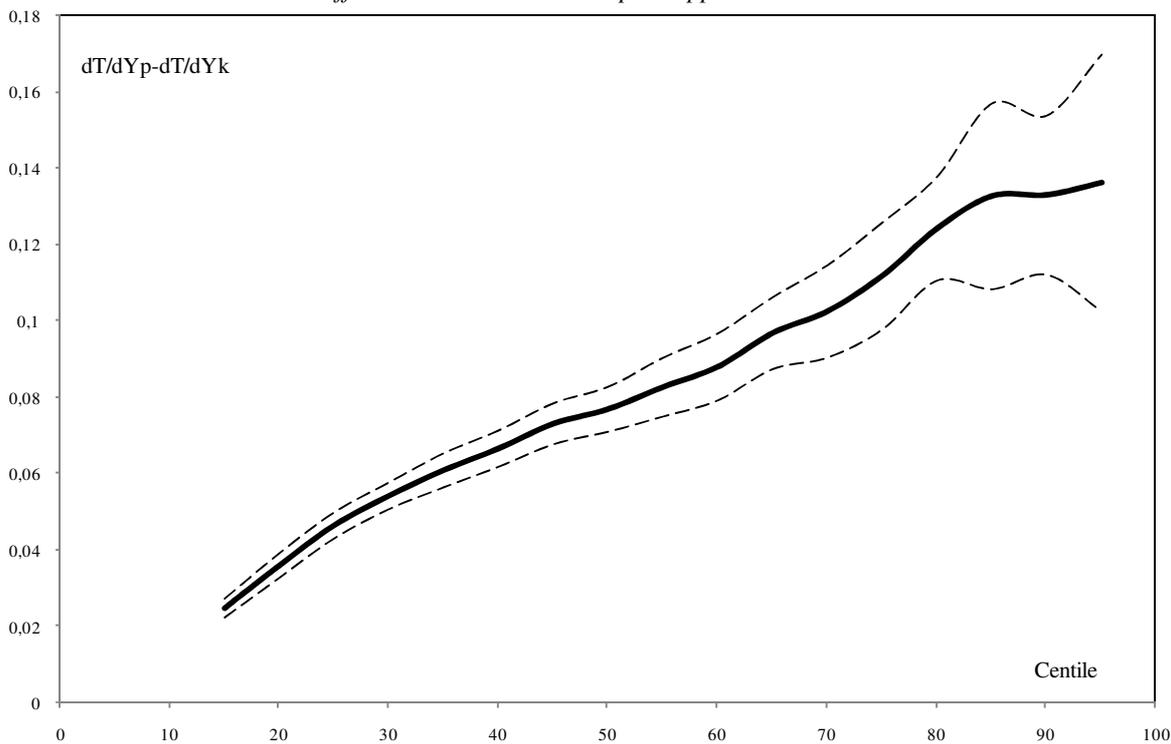
Source : Enquête Condition de vie des étudiants 2006.

Figure 3. L'impact des revenus sur les transferts le long de la distribution des transferts

A. Dérivée du transfert par rapport aux revenus des parents et des enfants

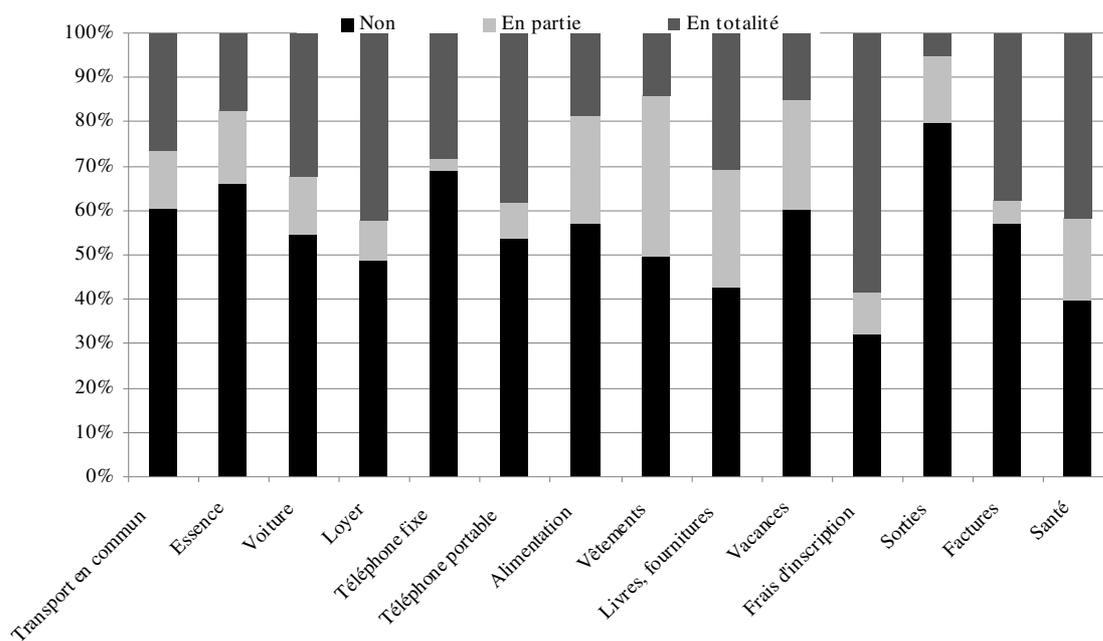


B. Différence dans les dérivées par rapport aux revenus



Source : Enquête Condition de vie des étudiants 2006.

Figure 4. Les dépenses des étudiants directement supportées par les parents



Source : Enquête Condition de vie des étudiants 2006.

Tableau 1. Description de l'échantillon (distribution en %)

Variables		Aucune aide	Aide	Ensemble
<i>Caractéristiques de l'enfant</i>				
Sexe	Garçon	30,3	32,7	32,2
	Fille	69,7	67,3	67,8
Age	≤18	11,0	19,5	17,5
	19	16,3	21,4	20,3
	20	18,1	19,3	19,0
	21	16,3	15,8	15,9
	22	13,6	11,1	11,6
	23	9,8	7,2	7,7
	24	8,1	3,9	4,9
	25	6,9	2,0	3,1
	Nombre de frères et soeurs	0	5,8	9,0
	1	33,7	44,1	41,8
	2	33,8	31,8	32,3
	≥3	26,7	15,0	17,7
Mention au Bac	Sans	59,6	49,5	51,8
	Assez bien	25,9	31,1	29,9
	Bien	11,0	15,5	14,5
	Très bien	3,4	3,9	3,8
Revenu de l'enfant		537,6	247,6	312,9
<i>Caractéristiques des parents</i>				
Parent seul	Non	73,2	82,2	80,2
	Oui	26,8	17,8	19,8
Niveau d'éducation (du chef de famille)	Primaire	15,7	5,9	8,1
	BEPC	16,1	11,6	12,6
	CAP-BEP	28,9	22,6	24,0
	Bac	22,6	27,7	26,6
	Supérieur	16,7	32,1	28,6
Au moins un parent au chômage	Non	75,1	86,4	83,9
	Oui	24,9	13,6	16,2
Revenus des parents		2374,5	3404,8	3172,8
Nombre d'observations		4828	16612	21440

Source : Enquête Condition de vie des étudiants 2006.

Tableau 2. Les déterminants de l'aide parentale

Variables	Probit		Tobit		MCO	
	coef	t-test	coef	t-test	coef	t-test
Constante	-1,276***	-8,92	-3,491***	-12,39	-1,600***	-7,52
<i>Caractéristiques de l'enfant</i>						
Fille	-0,026	-1,15	-0,018	-0,45	-0,009	-0,31
Age	Ref		Ref		Ref	
≤18						
19	-0,115***	-3,15	0,009	0,16	0,041	0,89
20	-0,149***	-4,10	0,097	1,58	0,131***	2,73
21	-0,185***	-4,90	0,169***	2,63	0,220***	4,37
22	-0,268***	-6,67	0,122*	1,72	0,203***	3,69
23	-0,323***	-7,21	0,089	1,10	0,194***	3,09
24	-0,552***	-10,86	-0,458***	-4,72	-0,208***	-2,79
25	-0,876***	-14,77	-1,340***	-11,15	-0,823***	-9,15
Nombre de frères et sœurs	-0,125***	-15,33	-0,285***	-18,13	-0,203***	-17,06
Mention au Bac						
Sans						
Assez bien	0,129***	5,39	0,290***	6,86	0,239***	7,24
Bien	0,155***	4,80	0,338***	6,15	0,284***	6,60
Très bien	-0,052	-0,90	0,010	0,10	0,041	0,53
Revenu de l'enfant (log)	-0,118***	-23,47	-0,137***	-17,59	-0,105***	-17,09
<i>Caractéristiques des parents</i>						
Parent seul	-0,137***	-5,45	-0,264***	-5,54	-0,194***	-5,26
Niveau d'éducation (du chef de famille)	Ref		Ref		Ref	
Primaire						
BEPC	0,180***	4,25	0,596***	6,96	0,412***	6,33
CAP-BEP	0,149***	3,88	0,550***	7,04	0,366***	6,18
Bac	0,375***	9,64	1,053***	13,55	0,780***	13,20
Supérieur	0,519***	12,67	1,320***	16,51	1,032***	16,97
Au moins un parent au chômage	-0,194***	-7,29	-0,459***	-8,80	-0,347***	-8,66
Revenus des parents (log)	0,353***	20,61	0,922***	27,12	0,704***	27,52
Nombre d'observations	21440		21440		21440	
Nombre de bénéficiaires	16612		16612		16612	
Log vraisemblance – R ²	-9649,3		-44823,0		0,162	

Source : Enquête Condition de vie des étudiants 2006.

Note : les seuils de significativité retenus sont respectivement de 1% (***), 5% (**) et 10% (*).

Tableau 3. Estimation des dérivées du transfert par rapport aux revenus

Echantillon	Dérivée du transfert par rapport au revenu du parent	Dérivée du transfert par rapport au revenu de l'enfant	Différence des dérivées du transfert
<i>(1) Ensemble des étudiants (N=21440)</i>			
MCO	0,0226 (0,0020)	-0,0861 (0,0069)	0,1087 (0,0064)
MCO pour T>0	0,0160 (0,0023)	-0,0116 (0,0100)	0,0276 (0,0095)
Estimateur AI	0,0305 (0,0025)	-0,0856 (0,0105)	0,1161 (0,0101)
<i>(2) Etudiants vivant chez leurs parents</i>			
MCO	0,0147 (0,0014)	-0,0391 (0,0079)	0,0538 (0,0080)
MCO pour T>0	0,0116 (0,0016)	0,0023 (0,0133)	0,0093 (0,0136)
Estimateur AI	0,0202 (0,0017)	-0,0472 (0,0134)	0,0674 (0,0137)
<i>(3) Etudiants indépendants</i>			
MCO	0,0298 (0,0028)	-0,1516 (0,0090)	0,1814 (0,0085)
MCO pour T>0	0,0213 (0,0034)	-0,0892 (0,0143)	0,1105 (0,0135)
Estimateur AI	0,0394 (0,0036)	-0,1823 (0,0156)	0,2218 (0,0149)
<i>(4) Etudiants indépendants, avec prise en charge directe parentale</i>			
MCO	0,0487 (0,0030)	-0,2322 (0,0124)	0,2809 (0,0127)
MCO pour T>0	0,0386 (0,0036)	-0,1664 (0,0162)	0,2050 (0,0165)
Estimateur AI	0,0619 (0,0037)	-0,2809 (0,0175)	0,3428 (0,0181)

Source : Enquête Condition de vie des étudiants 2006.

Note : les dérivées dT/dY_p et dT/dY_k sont obtenus par les MCO, $dE(T|T>0)/dY_p$ et $dE(T|T>0)/dY_k$ sont obtenus par les MCO appliqués au sous-échantillon des étudiants qui reçoivent de l'argent, et enfin $E(dT/dY_p|T)$ et $E(dT/dY_k|T)$ sont obtenus à partir de l'estimateur Altonji-Ichimura-Otsu. Les écarts-types sont présentés entre parenthèses sous les coefficients et ils sont obtenus par une méthode de Bootstrap avec 100 réplifications. Les variables suivantes sont également prises en compte dans les différentes régressions estimées : le sexe, l'âge, le nombre de frères et sœurs et l'existence d'une mention au Baccalauréat pour les enfants, le fait de vivre seul, le niveau d'éducation et le fait d'avoir connu une période de chômage pour les parents.