

# Une mesure de l'altruisme intergénérationnel <sup>#</sup>

François-Charles Wolff <sup>\*</sup>

*Economie Appliquée*, version révisée  
Avril 2006

**Résumé:** L'altruisme est une motivation fréquemment avancée dans la modélisation des relations intergénérationnelles familiales. En dépit de ses implications quant à l'efficacité relative des politiques publiques, il est difficile de savoir si cette hypothèse est ou non pertinente. Cet article propose une évaluation de l'altruisme parental fondée sur l'estimation de la relation qui existe entre le bien-être des parents et celui de l'enfant. L'analyse économétrique est menée à partir du panel français des ménages, qui donne des indications sur l'évaluation subjective de la satisfaction des enquêtés, et utilise des techniques appropriées pour corriger les biais d'endogénéité et l'hétérogénéité inobservée. Les résultats obtenus pour la France conduisent à des valeurs assez faibles du degré d'altruisme parental, de manière analogue aux estimations qui ont été récemment obtenues pour l'Allemagne.

**Abstract:** Altruism is a motivation which is often suggested in the modelling of family intergenerational relationships. Despite of its policy implications concerning the effectiveness of public policies, less is known about the relevance of this theoretical assumption. In this paper, we propose an evaluation of the degree of parental altruism which is based on the estimation of the interaction between the levels of well-being of the parent and of the child. Our empirical study uses the French panel of households which provides some indications on the subjective satisfaction of respondents. In our econometric analysis, we adequately control for endogeneity bias and unobserved heterogeneity. Results obtained in France lead to low values for the parental caring parameter. This finding is very similar to recent results evidenced in Germany.

**Mots-clés:** Altruisme, bien-être subjectif

**Classification JEL:** D61, J02

---

<sup>#</sup> Je tiens à remercier Lionel Prouteau et deux rapporteurs anonymes pour leurs différentes remarques et suggestions qui m'ont été des plus utiles pour la révision de ce texte.

<sup>\*</sup> Correspondance. LEN, Faculté des Sciences Économiques, 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. Email: [wolff@sc-eco.univ-nantes.fr](mailto:wolff@sc-eco.univ-nantes.fr) Homepage: <http://www.sc-eco.univ-nantes.fr/~fcwolff>

## 1. Introduction

L'hypothèse d'altruisme est certainement l'une des plus influentes dans l'analyse économique moderne. Elle fait référence à une interdépendance entre les préférences des agents, dont les conséquences sur l'allocation des ressources entre les générations ont été mises en évidence de manière simultanée par Becker (1974) et Barro (1974).

D'un point de vue micro-économique, le fait que les parents se préoccupent du bien-être de leurs enfants conduit à une mise en commun des ressources de ces deux générations. Selon cette propriété dite d'*income pooling*, les consommations privées des parents et des enfants ne doivent pas dépendre de la distribution intergénérationnelle des ressources (Altonji et alii, 1992). D'un point de vue macro-économique, cette hypothèse d'altruisme est centrale pour expliquer le théorème d'équivalence ricardienne. Sous certaines conditions, Barro (1974) a montré qu'il était indifférent pour l'économie dans son ensemble que l'Etat se procure des ressources par l'impôt ou par l'émission d'emprunts auprès du public. Sous l'hypothèse de prévisions parfaites des ménages, ceux-ci vont intégrer dans leur contrainte budgétaire intertemporelle les impôts qu'eux ou bien leurs descendants auront à payer pour rembourser les éventuels emprunts.

L'idée que les parents puissent se comporter de manière altruiste à l'égard de leurs enfants intervient désormais de manière récurrente dans certains champs de l'analyse économique. D'un côté, c'est une des justifications qui est usuellement avancée pour rendre compte des transferts financiers qui peuvent être versés par les parents à leurs enfants. Les parents viendraient alors redistribuer une partie de leurs ressources pour venir en aide de manière désintéressée à leurs descendants moins bien lotis (Laferrère et Wolff, 2006)<sup>1</sup>. De l'autre, l'altruisme est très souvent introduit dans le cadre des modèles à générations imbriquées, ce qui permet de supposer que les agents se comportent comme s'ils avaient une durée de vie infinie. Le fondement de cette chaîne infinie de générations est alors la présence de transferts et toutes les générations d'une même dynastie se trouvent réunies en une seule unité de décision, si bien que les choix effectués deviennent nécessairement optimaux (Pestieau, 1991).

En dépit des implications de cette hypothèse d'altruisme, en particulier au regard de l'efficacité des politiques économiques, on dispose à ce jour de peu d'informations quant aux véritables aspirations altruistes des individus dans la société. Ceci tient avant tout à la nature inobservable de ce degré d'altruisme entre les générations tel qu'il a été introduit dans la littérature. De ce fait, les économistes ont principalement cherché à savoir si les agents étaient réellement motivés par des intentions altruistes en examinant leurs comportements de dons. Si les

---

<sup>1</sup> Ce motif altruiste s'oppose à une logique de réciprocité où l'argent versé par les parents viendrait en contrepartie de services ou d'autres aides rendues par les enfants.

parents sont bienveillants à l'égard de leurs enfants, on s'attend à ce que ces derniers soient d'autant plus aidés que les parents sont fortunés et que les enfants sont pauvres. Dans le cas de la France, les différentes études empiriques réalisées sur les transferts familiaux ont conduit à rejeter ce motif d'altruisme pour expliquer les aides aux enfants. Arrondel et Masson (1991), Arrondel et Wolff (1998) et Wolff (2000) montrent en effet qu'un enfant reçoit d'autant plus d'argent de ses parents qu'il dispose de ressources importantes, ce qui contredit la redistribution altruiste<sup>2</sup>.

D'un point de vue empirique, le fait d'évaluer l'existence de comportements altruistes dans les familles à partir des transferts versés ou reçus soulève deux difficultés principales. D'un côté, il se pose le problème du recensement des solidarités familiales. Certaines aides, le plus souvent de petite taille, ne vont pas nécessairement faire l'objet de déclarations de la part des enquêtés. Par ailleurs, le soutien familial est pluriel, les aides pouvant se réaliser sous forme de don d'argent, de don de temps ou bien de coresidence, mais les études empiriques réalisées à ce jour prennent généralement en considération seulement un type de transfert. De l'autre, le fait de ne pas observer de redistribution dans la famille n'est pas nécessairement le signe d'une absence d'altruisme intergénérationnel. En effet, à altruisme donné, l'existence de transferts dépend aussi de la distribution des ressources entre les deux générations concernées. Si les parents sont trop pauvres ou bien si les enfants sont trop riches, aucun transfert ne sera observé.

De manière curieuse, les travaux empiriques sur les motifs des transferts familiaux ne se sont pas directement préoccupés de l'interdépendance directe qui est censée exister en cas d'altruisme entre les niveaux d'utilité des parents et des enfants. Ceci vient assurément du point de vue privilégié par les économistes pour s'intéresser à l'altruisme, à savoir l'observation de transferts censés correspondre à la manifestation de ce comportement. Cette alternative par le recours aux satisfactions individuelle a été récemment proposée par Schwarze et Winkelmann (2005), avec une application sur des données allemandes. L'idée est la suivante. Si l'on admet qu'il est possible d'observer directement les niveaux de bien-être des deux générations, parents et enfants, alors il devient aisé d'estimer par de simples régressions linéaires le degré d'altruisme qui relie les deux niveaux d'utilité.

Dans ce travail, nous suivons explicitement la méthodologie proposée par ces auteurs et cherchons à quantifier l'altruisme qui peut exister entre les parents et leurs enfants en France. Au-delà de l'évaluation de ce paramètre, les apports de notre étude tiennent à l'approche utilisée pour dériver un indicateur de bien-être subjectif et au test proposé pour savoir si les résultats s'interprètent réellement en terme d'altruisme ou bien en terme de transmission familiale. Outre

---

<sup>2</sup> Pour une revue des tests sur les modèles de transferts et des principales conclusions empiriques, se reporter à Arrondel et Masson (2006) et Laferrère et Wolff (2006). Il faut souligner que les tests réalisés en France portent sur les transferts d'un parent vers un enfant, sans contrôle de la redistribution vers les autres frères et sœurs.

les implications quant à l'efficacité des politiques économiques, connaître ce paramètre semble également utile pour juger de la pertinence des travaux théoriques qui présupposent une durée de vie infinie des agents, par exemple dans le cadre des modèles à générations imbriquées. La réponse à la question posée soulève toutefois deux difficultés.

La première consiste à disposer d'informations sur le niveau de satisfaction des différents membres familiaux. Nombreuses sont les sources statistiques qui comportent désormais des questions relatives à la satisfaction des individus. Plusieurs études empiriques se sont récemment intéressées aux déterminants de ces évaluations subjectives par les enquêtés, soulignant la pertinence de ce type de mesures (Blanchflower et Oswald, 2004, Clark et alii, 2005, Frey et Stutzer, 2002). De manière similaire, nous utilisons ici ce type d'information subjective pour construire un indicateur de bien-être unique. La démarche retenue consiste à combiner plusieurs questions portant sur la satisfaction de l'occupation actuelle, du niveau de vie, du temps libre et de la santé. Une mesure agrégée de la satisfaction est alors obtenue à partir d'une analyse en composantes principales.

La seconde difficulté tient au fait d'avoir de l'information à la fois sur les caractéristiques des parents et des enfants. Nous suivons ici la solution proposée notamment par le Blanc et Wolff (2003, 2006), qui consiste à utiliser des données de panel pour disposer à une date donnée d'informations à la fois sur les parents et sur les enfants non corésidents. Le panel permet en effet de suivre les enfants qui initialement vivaient au domicile de leurs parents et décident ensuite d'habiter dans un logement indépendant. A cet effet, nous utilisons les données du panel français des ménages sur la période allant de 1994 à 1998, l'échantillon comprenant environ 800 paires parent-enfant. Cette méthode permet surtout d'avoir des réponses personnellement données par les parents et par les enfants sur leurs situations actuelles, ce qui évite toutes les erreurs de mesure qui peuvent exister lorsqu'une seule génération répond pour deux.

En cherchant à mesurer le degré d'altruisme entre les parents et les enfants, ce travail rejoint quelques études très récentes qui se sont penchées sur cette question. Bhalotra (2002) cherche à savoir si les parents sont altruistes à l'égard de leurs jeunes enfants au Pakistan. Si cette hypothèse est valide, on s'attend à ce que la demande pour les biens concernant les enfants augmente avec la consommation des adultes dans le ménage à prix constants, et les estimateurs obtenus conduisent à rejeter l'hypothèse de nullité de l'altruisme. Le Blanc et Wolff (2003) estiment pour leur part un modèle structurel de décohabitation à régimes endogènes et trouve une valeur égale à 0,015 pour le paramètre d'altruisme en France, ce qui apparaît très faible<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Ce modèle structurel est estimé à partir des données du panel européen ECHP, qui se caractérise par des taux de transferts privés très faibles. Une partie de l'information identifiante étant fournie par les transferts des parents dans l'estimation, il n'est guère surprenant que les parents se caractérisent par un altruisme très bas.

Enfin, Schwarze et Winkelmann (2005) obtiennent à partir du panel allemand GSOEP des valeurs positives et significatives pour la corrélation entre le bien-être des parents et des enfants, à partir d'une mesure explicite de la satisfaction pour l'Allemagne<sup>4</sup>.

La suite de cet article est organisée de la façon suivante. Dans la section 2, nous présentons brièvement le modèle altruiste. La section 3 décrit les données longitudinales utilisées ainsi que la méthodologie retenue pour disposer d'informations précises à la fois sur le niveau de bien-être des parents et sur celui des enfants. La section 4 décrit l'ensemble des résultats obtenus à partir de différentes spécifications économétriques, l'attention étant portée sur les problèmes d'endogénéité et sur la correction de l'hétérogénéité inobservée par l'application de techniques de panel. Enfin, la section 5 conclut sur l'interprétation à donner à ces résultats.

## 2. Le modèle altruiste

Nous présentons le modèle altruiste suivant la formulation initiale de Becker (1991). L'hypothèse est que les préférences des agents sont interdépendantes, de telle sorte qu'un « dictateur bienveillant » se soucie du bien-être d'au moins un autre membre de la famille.

Le cadre retenu comprend deux générations, avec un parent et un enfant respectivement indicés par  $p$  et par  $k$ . Chacune de ces générations se caractérise par des fonctions d'utilité unique, respectivement  $U$  et  $V$ , qui dépendent des niveaux de consommation privée  $C_p$  et  $C_k$ . Ces utilités sont supposées continues et concaves, si bien que l'on a  $U'(\cdot) > 0$ ,  $U''(\cdot) < 0$ ,  $V'(\cdot) > 0$  et  $V''(\cdot) < 0$ . On admet que le parent se soucie non seulement de sa consommation personnelle, mais aussi de la satisfaction de son enfant. Soit  $\beta_p$  le degré d'altruisme du parent à l'égard de l'enfant, tel que  $0 \leq \beta_p < 1$ <sup>5</sup>. Le cas où  $\beta_p = 0$  correspond simplement à une absence d'altruisme entre les générations, et le parent se comporte comme un agent égoïste en ce sens qu'il se préoccupe de sa seule utilité. Si l'on admet que les utilités des deux générations sont séparables, le parent cherche à maximiser l'utilité généralisée :

$$U = U(C_p) + \beta_p V(C_k) \quad (1)$$

Pour parvenir à une allocation optimale des ressources au sein de la famille, le parent va chercher à faire des transferts financiers  $T$  (avec  $T \geq 0$ ). Si l'on admet que chaque génération dispose d'un revenu propre  $Y_p$  et  $Y_k$ , les contraintes budgétaires associées sont données par :

$$C_p = Y_p - T \quad (2)$$

<sup>4</sup> Les coefficients obtenus diffèrent selon les spécifications retenues. De simples modèles linéaires suggèrent une valeur de 0,2 pour le degré d'altruisme, mais celui ci est plutôt autour de 0,06 avec des modèles à effets fixes.

<sup>5</sup> Nous excluons les cas de malveillance (degré d'altruisme négatif) et ceux d'altruisme excessif.

$$C_k = Y_k + T \quad (3)$$

Pour un optimum intérieur, la condition de premier ordre correspondant à la maximisation de (1) sous les contraintes (2) et (3) est donnée par :

$$-U'(Y_p - T) + \beta_p V'(Y_k + T) = 0 \quad (4)$$

L'interprétation de cette condition est la suivante. Le transfert optimal est tel que le parent retire, à la marge, autant d'utilité de la consommation de son enfant que de la sienne. Il est alors aisé de montrer que le transfert optimal est une fonction croissante selon le niveau de revenu du parent ( $\partial T / \partial Y_p > 0$ ), décroissante selon le revenu de l'enfant ( $\partial T / \partial Y_k < 0$ ), et qu'une modification intrafamiliale des ressources conduit à un ajustement parfaitement équivalent de l'aide privée. Ceci se traduit par la condition  $\partial T / \partial Y_p - \partial T / \partial Y_k = 1$  (Altonji et alii, 1997).

Pour évaluer la pertinence de l'hypothèse altruiste, les études empiriques se sont à ce jour focalisées sur ces effets des variables de revenus sur les aides. A partir de données exhaustives sur deux générations, Wolff (2000) met en évidence un effet anticompensatoire des montants transmis et une différence des dérivées par rapport aux revenus négative et de très faible intensité. Ces résultats viennent très clairement contredire l'existence d'un altruisme parental. Compte tenu des problèmes que pose l'étude des transferts familiaux (enregistrement statistique, caractère non fréquent des aides, etc), une solution alternative consiste à tester directement la pertinence de la fonction d'utilité augmentée qui est donnée par (1). En supposant que l'on arrive à disposer de mesures pertinentes du bien-être à la fois du parent et de l'enfant, il suffit alors de tester si le paramètre d'altruisme  $\beta_p$  est significativement différent de 0 ou non.

### 3. Les données

Une des difficultés dans l'étude des transferts intergénérationnels tient à la nécessité d'avoir de l'information sur les deux générations concernées, parents et enfants. Le fait de connaître les caractéristiques d'une seule génération, par exemple les parents, peut conduire à des résultats biaisés comme l'ont fort bien souligné Altonji et alii (1997).

Deux solutions sont alors envisageables. La première consiste à disposer d'une enquête transversale où plusieurs membres d'une même famille ont fait l'objet d'interrogations distinctes. Ceci est par exemple le cas de l'enquête Trois Générations initiée par Attias-Donfut (1995), mais cette source statistique concerne des cohortes bien particulières et n'est représentative que d'un certain type de familles multigénérationnelles. La seconde consiste à utiliser des données de panel et à suivre au cours des vagues successives les enfants qui partent du domicile parental (le Blanc

et Wolff, 2006). Dans ce travail, nous avons appliqué cette procédure aux données du panel français des ménages sur la période allant de 1994 à 1998<sup>6</sup>.

La démarche retenue est alors la suivante. Dans un premier temps, il faut retenir en vague 1 un échantillon comprenant les parents et l'ensemble de leurs enfants qui vivent au domicile parental à cette date. Dans un second temps, il suffit de suivre à travers les vagues successives ces enfants qui, à chaque vague, peuvent partir pour habiter un logement indépendant. A la dernière vague considérée, ceci permet d'avoir une description exhaustive des parents, de leurs enfants qui sont encore corésidents, et des enfants qui ont quitté le domicile parental durant l'intervalle. Chacune de ces personnes fait l'objet d'une interrogation spécifique dans cette enquête.

D'un point de vue pratique, nous avons tout d'abord considéré l'ensemble des enfants qui vivaient avec leurs parents en 1994. Au cours de cette première vague, les enfants retenus étaient âgés de 18 à 30 ans. Les enfants ne font pas l'objet d'interviews spécifiques en deçà de 16 ans, et nous avons privilégié l'âge de la majorité pour admettre que les enfants pouvaient commencer à être autonome. Pour la borne supérieure, lorsque des enfants vivent encore chez leurs parents au-delà d'un certain âge, la probabilité que ceux-ci prennent par la suite un logement indépendant est particulièrement faible. Il semble donc préférable de cibler la tranche d'âge où les départs sont les plus fréquents pour disposer d'informations sur les enfants non corésidents<sup>7</sup>. En vague 5, les enfants sélectionnés sont donc âgés de 22 à 34 ans. De cette façon, nous obtenons un échantillon qui comprend 791 paires parent-enfant<sup>8</sup>. Parmi celles-ci, il y a 343 enfants qui n'habitent plus au domicile de leurs parents en vague 5 (soit 43,4%).

Si ces données renseignent sur des indicateurs de bien-être des parents et des enfants ainsi que sur leurs principales caractéristiques démographiques et économiques, une difficulté vient de la construction particulière de l'échantillon. Par définition, tous les enfants retenus en vague 1 vivent au domicile de leurs parents. Or, la probabilité de quitter le domicile parental dépend elle-même de la distribution jointe des revenus et de l'altruisme parental (Le Blanc et Wolff, 2006). D'un côté, des parents altruistes vont davantage aider leurs enfants, ce qui peut favoriser les départs. De l'autre, l'altruisme des parents peut les inciter à apporter une subvention plus élevée à la consommation de l'enfant lorsque celui-ci coréside (Laferrère et Wolff, 2004). Il semble donc délicat de savoir a priori comment ce biais peut affecter l'estimation du degré d'altruisme. Une

---

<sup>6</sup> Les données utilisées correspondent à la partie française du European Community Household Panel. Il convient de souligner qu'il existe huit vagues en tout pour le panel français, de 1994 à 2001. Une description plus complète de cette source statistique et de ses applications est fournie par Ansieau et alii (2002).

<sup>7</sup> Pour s'assurer que ces critères de sélection ne modifiaient pas les résultats obtenus, nous avons fait varier cette tranche d'âge initiale. L'incidence sur les résultats obtenus est très faible, pour les raisons évoquées. Ainsi, si l'on retient les enfants jusqu'à 45 ans en vague 1, on obtient très peu de départs supplémentaires en vague 5.

<sup>8</sup> Il y a ici association entre un enfant et un parent de référence. Celui-ci est le père si l'enfant a ses deux parents qui vivent ensemble, et le parent présent dans le cas contraire.

autre difficulté vient de l'attrition. Il est possible que celle-ci soit ici sélective et que les parents les moins altruistes refusent de donner les adresses de leurs enfants. Néanmoins, les biais induits par l'attrition pour le panel européen ne semblent pas très importants (Aassve et alii, 2002).

Le panel français fournit une description complète des enquêtés et de leur situation. On connaît pour chaque personne de plus de 16 ans le sexe, l'âge, le statut matrimonial, le niveau de diplôme, les ressources financières, la santé, le statut professionnel ou bien encore les conditions de logement. Certaines difficultés méritent néanmoins d'être soulignées. Par exemple, la variable d'éducation apparaît peu détaillée, et permet essentiellement de distinguer ceux qui ont suivi des études supérieures. Pour les revenus, l'enquête propose plusieurs mesures : les seuls revenus du travail ou bien l'ensemble des ressources à disposition de l'enquêté. Cette seconde variable est alors la somme des revenus du travail, des transferts publics et des éventuels transferts privés reçus par les parents. Or, ceux-ci sont a priori une conséquence de l'altruisme parental et ils apparaissent de surcroît sous-estimés dans le panel européen ECHP (le Blanc et Wolff, 2003).

La principale variable d'intérêt porte sur la mesure du bien-être des enquêtés. Le panel ne fournit malheureusement pas une question unique permettant d'évaluer le niveau de satisfaction au quotidien des répondants. En revanche, on dispose de plusieurs questions subjectives relatives au bien-être. Celles-ci concernent respectivement la satisfaction éprouvée par l'enquêté i) avec son travail ou son activité principale, ii) avec sa situation financière, iii) avec ses conditions de logement, et iv) avec le temps de loisir dont il dispose. Pour chacune de ces questions, la réponse est ordonnée sur une échelle allant de 1 (pas du tout satisfait) à 6 (très satisfait). Chaque enquêté indique également une évaluation subjective de son état de santé, le long d'une échelle allant de 1 à 5 (de très mauvais à très bon)<sup>9</sup>.

Il convient de noter que tous ces éléments correspondent à différentes facettes du bien-être individuel. La difficulté consiste alors à construire un indicateur agrégé pour chaque enquêté, combinant ces informations détaillées. Suivant la suggestion d'un rapporteur anonyme, nous avons mis de côté la satisfaction à l'égard du logement et utilisons seulement les quatre autres dimensions, travail, revenus, loisir et santé, qui sont plus homogènes entre elles.

Une première solution conduit à donner des poids identiques à ces quatre réponses, et cette pondération symétrique donne lieu à un indicateur synthétique qui permet de relier les niveaux de bien-être des parents et de l'enfant. Néanmoins, celle-ci n'apparaît pas pleinement satisfaisante. Il est vraisemblable que les deux générations n'accordent pas la même importance au temps libre ou à la santé par exemple. Une seconde solution est donnée par le recours à une analyse en composantes principales (ACP). Cette technique mathématique permet de réduire un

---

<sup>9</sup> Les modalités relatives à l'état de santé subjectif sont : « très mauvais », « mauvais », « moyen », « bon », « très bon ».

système complexe de corrélations en un plus petit nombre de dimensions. Lorsque plusieurs variables sont très corrélées entre elles, l'essentiel de l'information peut être contenu dans une seule composante appelée composante principale<sup>10</sup>. L'intérêt de cette méthode factorielle vient de ce que la réduction du nombre de caractères se fait par la construction de nouveaux caractères synthétiques obtenus en combinant les caractères initiaux au moyen des facteurs.

Nous avons appliqué cette méthode ACP respectivement à l'échantillon des parents et à celui des enfants. Dans les deux cas, nous obtenons des résultats assez proches. Par exemple, pour les parents (représentés par la satisfaction de la personne de référence), on constate qu'un seul facteur explique 44,3% de l'information contenue dans les quatre niveaux de satisfaction retenus. Les corrélations entre ces facteurs et les variables initiales, encore appelées saturations, sont toutes fortement positives. Les enquêtés qui sont fortement satisfaits dans une des dimensions retenues (occupation, revenu, loisir, santé) tendent à l'être également dans les autres dimensions. Les résultats sont assez similaires pour les enfants, le premier facteur expliquant 41,1% de l'information totale. Nous obtenons de cette façon un indicateur de bien-être synthétique pour les parents et pour chaque enfant.

Une hypothèse centrale pour l'analyse porte sur la mesure de la satisfaction parentale. La difficulté consiste en effet à savoir si les questions enregistrées portent plutôt sur l'utilité élargie, prenant en compte le bien-être de l'enfant, ou bien plutôt sur la satisfaction purement égoïste. D'un côté, on peut argumenter que l'information disponible dans l'enquête porte sur la situation individuelle des parents. De l'autre, par essence même de l'altruisme, à caractéristiques familiales données, le bien-être des parents devrait être plus élevé lorsque leurs enfants sont dans une situation confortable. Des parents bienveillants devraient avoir une meilleure appréciation de leur vie au quotidien lorsque leurs enfants sont relativement plus heureux. Néanmoins, il se peut que l'indicateur synthétique construit ne porte que sur un aspect de l'utilité des individus, centré sur les dimensions les plus égocentriques de l'utilité individuelle<sup>11</sup>.

Afin de tester la sensibilité des résultats obtenus, notre étude empirique s'appuie sur ces deux indicateurs de bien-être (par pondération symétrique et par méthode factorielle). Le panel permet alors de mener deux types d'analyse. La première consiste à regarder en vaine la relation qui peut exister entre les niveaux de satisfaction des deux générations. La seconde exploite la dimension longitudinale des données pour contrôler l'hétérogénéité inobservée, en estimant des modèles à effets aléatoires et à effets fixes.

---

<sup>10</sup> Le cas échéant, il peut être fait appel à un second axe qui est la droite expliquant la plus grande partie de l'information restante. La méthode ACP est une méthode linéaire.

<sup>11</sup> Par ailleurs, les composantes de la satisfaction mesurée dans l'enquête impliquent relativement peu les enfants a priori, dans la mesure où elles ne comprennent pas la satisfaction retirée de la vie familiale. Ceci peut donc conduire à sous-estimer l'altruisme du parent de référence envers son enfant.

#### 4. Analyse économétrique

Nous commençons tout d'abord par estimer en vague 5 le niveau de bien-être des parents en fonction de celui de l'enfant. La régression que nous estimons ne comprend pour le moment aucun facteur explicatif. Puisque les indicateurs synthétiques de satisfaction sont des variables continues, la régression correspondante peut être estimée par les Moindres Carrés Ordinaires. De manière implicite, nous supposons que le niveau de bien-être de l'enfant est exogène.

D'après les résultats du tableau 1, il existe une corrélation statistiquement significative entre les utilités des deux générations. Appliquée à l'ensemble des enfants, la régression fournit une valeur égale à 0,199 pour le paramètre d'altruisme parental lorsque des poids symétriques sont retenus pour construire un indicateur synthétique de satisfaction. Cette valeur est très similaire pour les niveaux de bien-être obtenus par la méthode ACP, égale à 0,203. Pour ces deux régressions, les intervalles de confiance construits au seuil de 95% viennent rejeter l'hypothèse d'un altruisme parental nul, c'est-à-dire un scénario égoïste où les parents ne se soucieraient pas du bien-être de leurs enfants.

*Insérer Tableau 1*

Dans la mesure où le processus de décohabitation peut lui-même être affecté par l'altruisme parental, nous avons réestimé les mêmes régressions en séparant d'une part les enfants non corésidents et d'autre part les enfants qui vivent encore au domicile parental. Si l'on retient la mesure avec pondération symétrique, les coefficients obtenus pour le degré d'altruisme sont respectivement égaux à 0,173 et à 0,210. Si les parents apparaissent un peu plus soucieux de la satisfaction de leurs enfants dans le second cas, les écarts demeurent peu importants<sup>12</sup>. Il est possible par exemple que les parents disposent de moins d'informations sur la situation de leurs enfants lorsque ces derniers vivent dans des logements indépendants.

Si ces premières corrélations apparaissent significatives, elles ignorent toutefois l'incidence des caractéristiques des enquêtés sur le niveau de satisfaction. On peut supposer par exemple qu'une personne ayant des revenus élevés se caractérise par un niveau de bien-être plus grand, par le jeu d'une satisfaction accrue d'un travail intéressant et la possibilité d'avoir un niveau de vie plus confortable. Nous introduisons comme facteurs explicatifs du bien-être des parents le sexe du chef de famille, l'âge, le fait de vivre en couple, le nombre d'enfants, le fait d'avoir fait des études supérieures ainsi que le revenu du travail, ici retenu sous une forme quadratique<sup>13</sup>. La satisfaction de l'enfant est aussi prise en compte dans la régression et pour le moment supposée exogène, l'estimateur associé mesurant le degré d'altruisme.

---

<sup>12</sup> L'écart entre les deux échantillons est sensiblement identique pour la mesure ACP, avec un degré d'altruisme égal à 0,181 pour les enfants hors domicile et 0,211 pour les enfants vivant chez leurs parents.

<sup>13</sup> Les résultats obtenus ne sont pas différents lorsque l'on prend en compte le revenu total de l'enquêté.

D'après le tableau 2, il est assez difficile d'expliquer les réponses subjectives portant sur la satisfaction des enquêtés. Parmi les facteurs explicatifs retenus, seuls l'âge et le niveau de revenu sont des variables pertinentes (au seuil de 5%) dans la régression. La satisfaction mesurée tend à croître au fur et à mesure que les parents enquêtés sont plus âgés et lorsqu'ils ont des niveaux de revenus élevés. Ceci atteste du poids de la situation financière dans cet indicateur synthétique d'utilité. La variable d'intérêt est ici la satisfaction de l'enfant. Toutes choses égales par ailleurs, nous obtenons un coefficient égal à 0,187 pour le degré d'altruisme parental lorsque tous les enfants (corésidents ou non) sont pris en compte. Ce coefficient est fortement significatif et l'intervalle de confiance correspondant permet de nouveau de rejeter la valeur nulle. Lorsque les enfants vivant toujours au domicile de leurs parents en vague 5 sont exclus, le paramètre d'altruisme estimé prend pour valeur 0,179 et est significatif au seuil de 1%.

*Insérer Tableau 2*

Nous constatons donc que les estimateurs ne sont pas fondamentalement différents de ceux obtenus en l'absence de facteurs explicatifs. Il se peut néanmoins que les résultats précédents soient biaisés, dans la mesure où le niveau de satisfaction de l'enfant devrait a priori dépendre de ses propres caractéristiques. Autrement dit, l'hypothèse d'exogénéité n'est sans doute pas réaliste.

Nous avons donc réestimé par les Doubles Moindres Carrés les régressions précédentes. Les variables que nous avons choisies pour expliquer la situation de l'enfant sont les mêmes que celles retenues pour les parents, avec l'ajout d'une variable décrivant la position professionnelle de l'enfant suivant quatre modalités (actif, étudiant, chômeur, inactif). Pour l'identification, nous supposons que les caractéristiques de l'enfant n'ont pas d'influence directe sur le bien-être du parent. Leur incidence se fait seulement indirectement, par l'intermédiaire de l'utilité de l'enfant, ce qui correspond bien à la spécification (1) retenue pour l'utilité parentale dans le modèle altruiste.

Une difficulté vient ici de ce que les variables instrumentales utilisées ne sont pas idéales. Par exemple, la position professionnelle de l'enfant est susceptible d'être corrélée avec le bien-être social du parent sans que cela se fasse par l'intermédiaire du bien-être social de l'enfant. Si les deux générations habitent dans la même région, la conjoncture économique locale risque fort d'influencer à la fois le niveau de satisfaction des parents et la position professionnelle de l'enfant. Il peut en être de même pour d'autres instruments tel que le fait de vivre en couple pour l'enfant ou bien que ce dernier ait lui-même des enfants. L'enquête ne permet malheureusement pas d'avoir recours à de meilleurs instruments. Il convient donc d'être conscient des limites des

instruments ici utilisés, et nous avons cherché à savoir si les instruments étaient bien corrélés avec la variable endogène et non corrélés avec le terme d'erreur de l'équation d'intérêt.

D'après les résultats de première étape (non reportés), les principaux facteurs explicatifs pour rendre compte du bien-être de l'enfant sont la position professionnelle ainsi que le niveau de revenu. Ceux qui sont actifs ou bien étudiants et ceux qui ont des revenus du travail importants déclarent toutes choses égales par ailleurs un niveau de satisfaction plus important, tandis que le sexe, l'âge, le fait de vivre en couple ou bien le nombre d'enfants ne sont pas des variables exogènes pertinentes.

Les estimateurs obtenus pour les caractéristiques parentales ne sont guère modifiés lorsque l'on tient compte de l'endogénéité de la satisfaction de l'enfant. Pour cette dernière variable, les coefficients obtenus sont égaux à 0,229 pour l'ensemble des enfants et à 0,185 pour les enfants non corésidents, mais le degré d'altruisme n'apparaît pas significatif dans ce second cas. En comparant avec les résultats sous l'hypothèse d'exogénéité, le biais apparaît peu élevé. En dépit de leurs limites potentielles, les instruments retenus vérifient les conditions requises. Ainsi, pour la régression comprenant 791 observations, les instruments sont fortement corrélés (au seuil de 1%) avec le bien-être de l'enfant avec une statistique du F égale à 16,35, tandis qu'un test de suridentification de Hansen ne permet pas de rejeter l'hypothèse de non corrélation avec le terme d'erreur de l'équation de bien-être parental<sup>14</sup>.

Il est également possible d'exploiter la dimension longitudinale des données pour estimer l'interdépendance entre les niveaux de bien-être des parents et des enfants. La répétition des observations dans le temps permet d'appliquer les techniques de panel usuelles et de contrôler ainsi l'hétérogénéité inobservée propre à chaque enquête. Le fait d'utiliser les différentes vagues conduit de surcroît à travailler sur des échantillons plus importants.

Dans un souci de comparaison, nous avons estimé par régression linéaire pour l'ensemble des parents et des enfants le coefficient d'altruisme à partir des seuls niveaux de satisfaction. On obtient alors une valeur égale à 0,220, très proche du résultat de l'estimation en coupe. Il importe néanmoins de prendre en compte les informations répétées sur les parents et les enfants, et nous estimons tout d'abord un modèle à effets aléatoires (cf. Tableau 3). Ceci vient réduire la valeur estimée pour le degré d'altruisme, égale à 0,132. Le paramètre reste néanmoins très significatif. Dans cette spécification à effets aléatoires, le terme inobservé spécifique à chaque parent est supposé non corrélé avec le bien-être de l'enfant. Cette hypothèse d'exogénéité apparaît rejetée d'après les données, puisque la statistique de Hausman obtenue est égale à 102,3 et significative à

---

<sup>14</sup> La valeur obtenue pour la statistique de Hansen est alors égale à 20,1 et n'est pas significative au seuil de 1%. La mise en œuvre d'un test de Hausman révèle en fait que l'hypothèse d'endogénéité du bien-être de l'enfant est rejetée

1%. La spécification à effets fixes est donc préférable et la valeur du degré d'altruisme devient sensiblement plus faible, égale à 0,091.

### *Insérer Tableau 3*

Le fait d'introduire les caractéristiques des parents dans la régression ne modifie pas les conclusions précédentes. Le degré d'altruisme estimé en présence d'effets aléatoires est significatif au seuil de 1% et reste égal à 0,132 lorsque tous les enfants sont pris en compte<sup>15</sup>. Lorsqu'on relâche l'hypothèse d'exogénéité du terme inobservé spécifique à chaque individu, la mesure du degré d'altruisme devient plus faible (0,093). Le résultat n'est guère surprenant. Il s'explique par l'absence de significativité des facteurs explicatifs retenus dans les modèles à effets aléatoires et à effets fixes. Ceci tient sans doute à la nature relativement permanente des variables exogènes retenues, qui offrent assez peu de variabilité temporelle si l'on excepte le niveau de revenu.

Nous avons pour finir corrigé l'endogénéité potentielle du bien-être de l'enfant<sup>16</sup>. Dans ce cas, la valeur estimée pour l'altruisme parental n'est significative qu'avec le modèle à effets aléatoires. Toutefois, quelle que soit la spécification retenue (effets aléatoires, effets fixes), il faut noter que l'application du test de Hausman conduit à accepter l'hypothèse d'exogénéité. Les résultats sont enfin un peu différents lorsque l'on sélectionne les seuls enfants qui vivent hors du domicile parental. Les coefficients estimés sont alors plus faibles. Le degré d'altruisme estimé est ainsi égal à 0,121 avec le modèle à effets aléatoires, tandis que le paramètre prend pour valeur 0,047 avec une régression linéaire à effets fixes.

## **5. Discussion et conclusion**

En dépit de son rôle central dans de nombreux modèles économiques, la pertinence de l'hypothèse d'altruisme intergénérationnel reste floue. Peut-on admettre que les parents sont bienveillants et qu'ils se souvient effectivement du bien-être de leurs enfants ? Les travaux réalisés à ce jour en France, portant sur les motivations des transferts privés, ont cherché à savoir si les prédictions du modèle altruiste étaient vérifiées. Les évidences pour la France suggèrent que la réponse est négative (Arrondel et Masson, 2006, Wolff, 2000). Toutefois, l'étude statistique des solidarités familiales soulève de nombreuses difficultés, la mesure des transferts dans les enquêtes étant selon toute vraisemblance très imparfaite.

---

d'après les données. En effet, nous obtenons une statistique de Hausman très faible, égale à 0,1, pour l'ensemble des enfants.

<sup>15</sup> Les spécifications retenues pour contrôler l'hétérogénéité inobservée sont des généralisations de la méthode des Doubles Moindres Carrés appliquée aux données de panel décrites par Baltagi (2001).

<sup>16</sup> L'estimateur retenu pour le modèle à effets aléatoires avec variables instrumentales est celui proposé par Balestra et Varadharajan-Krishnakuman (1987).

Dans ce travail, suivant Schwarze et Winkelmann (2005), nous avons eu recours à une méthode simple qui permet de savoir si les parents sont ou non altruistes à l'égard de leurs enfants. Partant de la modélisation beckerienne, nous mesurons l'interdépendance qui existe entre les niveaux de bien-être des parents et des enfants. Ceux-ci sont construits à partir d'indicateurs subjectifs de satisfaction, et nous utilisons les données du panel français pour disposer d'informations à la fois sur les parents et sur les enfants, que ces derniers soient au domicile parental ou vivent dans des logements indépendants. Les estimations économétriques corrigent les possibles biais d'endogénéité ainsi que l'hétérogénéité inobservée à l'aide de modèles à effets aléatoires et à effets fixes. Les valeurs obtenues pour le degré d'altruisme parental sont comprises pour l'essentiel entre 0,1 et 0,15.

De tels résultats peuvent intriguer au regard des études qui tendent à invalider l'altruisme familial en France. Néanmoins, deux remarques méritent l'attention. D'une part, les travaux empiriques réalisés à ce jour n'ont pas regardé la distribution des transferts versés par les parents à leurs différents enfants. Or, sur une population certes particulière, celle des immigrés âgés vivant en France, Wolff et alii (2005) trouvent que les enfants les moins favorisés dans les fratries ont une probabilité plus élevée d'être aidés par leurs parents. Ceci est typiquement une prédiction de l'altruisme. D'autre part, la redistribution ne peut se faire que si les parents sont suffisamment riches ou si les enfants sont suffisamment pauvres, à altruisme parental donné. Dans la plupart des familles, aucun transfert financier n'est observé. Ceci peut être dû à une absence d'altruisme (les parents se comportant en égoïstes), mais il est aussi possible que les parents soient contraints financièrement et que leur altruisme ne puissent pas se matérialiser par des aides. Ceci vient clairement réduire la perception de l'altruisme parental à partir des décisions d'aides<sup>17</sup>.

Compte tenu de la construction particulière de l'échantillon, avec des enfants suivis dans leur processus de décohabitation au cours des vagues successives du panel, il serait intéressant de disposer d'autres sources statistiques pour obtenir des estimations complémentaires de l'altruisme parental en France. La difficulté reste toutefois d'avoir des enquêtes qui interrogent à la fois les parents et leurs enfants sur leurs propres situations, ce qui est particulièrement rare et coûteux. En l'état, l'ordre de grandeur obtenu pour le paramètre d'altruisme en France s'avère assez similaire aux valeurs mises en évidence à partir des données de panel allemandes par Schwarze et Winkelmann (2005), même si ces auteurs utilisent une méthodologie quelque peu différente basée sur des mesures ordonnées du bien-être subjectif.

---

<sup>17</sup> Comme le souligne Spilerman (2000), il est également très vraisemblable que la population comprend à la fois des parents très altruistes à l'égard de leurs enfants et d'autres se comportant en purs égoïstes. La difficulté est alors d'estimer de manière endogène les poids respectifs de ces deux sous-populations.

Une difficulté de ce travail porte sur la signification des mesures subjectives du bien-être. Ces indicateurs sont-ils réellement pertinents pour étudier les éventuelles interdépendances entre les utilités individuelles ? De manière implicite, nous avons ici supposé que l'indicateur de bien-être des parents pouvait potentiellement prendre en compte celui de l'enfant et qu'il ne s'agissait pas d'une évaluation égoïste de sa propre situation. Dans ce dernier cas, les résultats obtenus seraient alors le signe d'une corrélation positive entre des utilités individuelles, que pourrait traduire une transmission intergénérationnelle des préférences entre les générations successives<sup>18</sup>.

Afin de discriminer entre ces deux interprétations, nous avons cherché à capter les « personnalités » respectives du parent et de l'enfant suivant la méthode originale décrite par Lévy-Garboua et Montmarquette (2004). Ces personnalités sont données par le résidu de la régression qui, pour chaque génération, exprime la satisfaction retirée du logement actuel comme une fonction du sexe, de l'âge et d'un ensemble d'indicateurs de taille et de confort du logement<sup>19</sup>. Si la corrélation entre les indices de personnalité du parent et de l'enfant n'est pas significative, alors la possibilité que l'enfant acquière la personnalité de ses parents peut être rejetée.

En pratique, nous avons eu recours pour nos données à un modèle de régressions apparemment indépendantes afin d'estimer de manière jointe les équations de satisfaction tirée du logement par les enfants et les parents<sup>20</sup>. Pour l'échantillon des enfants qui vivent hors domicile, les résultats non reportés montre que le coefficient de corrélation entre les deux équations de satisfaction est égal à 0,006. Un test de Breush-Pagan fournit une valeur estimée du Chi2 égale à 0,01 pour l'hypothèse d'indépendance, avec un seuil de significativité de 91%.

Il semble donc que l'interprétation altruiste donnée à nos résultats soit correcte, même si les transferts familiaux versés par les parents peuvent affecter directement les logements que possèdent leurs enfants et sans doute la satisfaction qui en est retirée (Wolff et Attias-Donfut, 2005). Quoi qu'il en soit, cette conclusion selon laquelle les parents prennent en compte le bien-être de leurs enfants dans la détermination de leur propre satisfaction est un signal rassurant non seulement pour les économistes qui postulent l'altruisme familial dans leurs modèles théoriques, mais également pour tous ceux qui pensent que la famille est un espace privilégié de relations interindividuelles bienveillantes.

---

<sup>18</sup> Par exemple, des parents satisfaits auraient tendance à avoir eux-mêmes des enfants plus souvent satisfaits.

<sup>19</sup> Les données du panel français sont ici particulièrement riches. Nous prenons ainsi en compte des variables relatives à la taille du logement (suivant 5 modalités), le manque d'espace, le fait que le logement soit trop sombre, des problèmes dans les matériaux de construction (toit en mauvais état par exemple), l'existence de gênes sonores, la présence de problèmes de pollutions et l'existence d'insécurité (criminalité, vandalisme) dans la localisation actuelle.

<sup>20</sup> Il s'agit du modèle de type SUR (seemingly unrelated regression) décrit par Zellner (1963).

## Références

- Aassve A., Billari F.C., Mazzucco S., (2002), 'A multilevel discrete-time duration model with selective attrition for household formation : A study of ECHP data', *mimeo*, ISER.
- Altonji J.G., Hayashi F., Kotlikoff L.J., (1992), 'Is the extended family altruistically linked ? Direct tests using micro data', *American Economic Review*, vol. 82, pp. 1177-1198.
- Altonji J.G., Hayashi F., Kotlikoff L.J., (1997), 'Parental altruism and inter vivos transfers: Theory and evidence', *Journal of Political Economy*, vol. 105, pp. 1121-1166.
- Ansieau D., Breuil-Genier P., Hourriez J.M., (2002), 'Le Panel européen : une source statistique longitudinale sur les revenus et les conditions de vie des ménages', *Economie et Statistique*, n° 349-350, pp. 3-15.
- Arrondel L., Masson A. , (1991), 'Que nous enseignent les enquêtes sur les transferts patrimoniaux en France ?', *Economie et Prévision*, n° 100-101, pp. 93-128.
- Arrondel L., Masson A., (2005), '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, Reciprocity and Altruism*, North-Holland, Elsevier.
- Arrondel L., Wolff F.C., (1998), 'La nature des transferts inter vivos en France : Investissements humains, aides financières et transmission du patrimoine', *Economie et Prévision*, n° 135, pp. 1-27.
- Attias-Donfut C., (1995), *Les Solidarités Entre Générations. Vieillesse, Familles, Etat*, Nathan, Paris.
- Balestra P., Varadharajan-Krishnakumar J., (1987), 'Full information estimations of a system of simultaneous equations with error component structure', *Econometric Theory*, vol. 3, pp. 223-246.
- Baltagi B.H., (2001), *Econometric Analysis of Panel Data*, Second Edition, John Wiley and Sons, New York.
- Barro R.J., (1974), 'Are government bonds net wealth ?', *Journal of Political Economy*, vol. 82, pp. 1095-1117.
- Becker G.S.,(1974), 'A theory of social interactions', *Journal of Political Economy*, vol. 82, pp. 1063-1093.
- Becker G.S., (1991), *A Treatise on the Family*, Enlarged Edition, Harvard University Press, Cambridge.
- Bhalotra S., (2002), 'Parent altruism', *Mimeo*, University of Bristol.
- Blanchflower D., Oswald A., (2004), 'Well-being over time in Britain and the USA', *Journal of Public Economics*, vol. 88, pp. 1359-1386.
- Clark A., Etilé F., Postel-Vinay F., Senik C., van der Straeten K., (2005), 'Heterogeneity in reported well-being: Evidence from twelve European countries', *Economic Journal*, vol. 115, pp. C118-C132.
- Frey B., Stutzer A., (2002), 'What can economists learn from happiness research ?', *Journal of Economic Literature*, vol. 40, pp. 402-435.
- Laferrère A., Wolff F.C., (2004), 'Le départ du domicile parental : au-delà des revenus familiaux, l'importance des caractéristiques du logement', in D. Girard, *Transferts et rythmes familiaux*, L'Harmattan, pp. 33-47.

- Laferrère A., Wolff F.C., (2005), 'Microeconomic models of family transfers', in S.C. Kolm, J. Mercier Ythier (eds), *Handbook on the Economics of Giving, Reciprocity and Altruism*, North-Holland, Elsevier.
- Le Blanc D., Wolff F.C., (2003), 'Family transfers and altruism : A structural model', *Mimeo*, presented at the European Economic Association Conference, Stockholm
- Le Blanc D., Wolff F.C., (2006), 'Leaving the parental home : the role of incomes', *Review of the Economics of the Household*, vol. 4, pp. 53-73.
- Lévy-Garboua L., Montmarquette C., (2004), 'Reported job satisfaction : What does it mean ?', *Journal of Socio-Economics*, vol. 33, pp. 135-151.
- Pestieau P., (1991), 'Formes d'héritages dans le débat macro-économique contemporain', *Economie et Prévision*, n° 100-101, pp. 201-205.
- Spilerman S., (2000), 'Wealth and stratification processes', *Annual Sociological Review*, vol. 26, pp. 497-524.
- Schwarze J., Winkelmann R., (2005), 'What can happiness research tell us about altruism ? Evidence from the German Socio-Economic Panel', *IZA Discussion Paper*, n° 1487.
- Wolff F.C., (2000), 'Transferts monétaires inter vivos et cycle de vie', *Revue Économique*, vol. 51, pp. 1419-1452.
- Wolff F.C., Attias-Donfut C., (2005), 'L'impact des transferts reçus sur le logement', *Revue Française des Affaires Sociales*, vol. 59, pp. 135-159.
- Wolff F.C., Spilerman S., Attias-Donfut C., (2005), 'Do parents help more their less well-off children ? Evidence from a sample of migrants to France', *Mimeo*, Center for the Study of Wealth and Inequality, New York.
- Zellner A., (1963), 'Estimators for seemingly unrelated regression equations: Some exact finite sample results', *Journal of the American Statistical Association*, vol. 58, pp. 977-992.

**Tableau 1. Régressions linéaires du bien-être des parents en fonction du bien-être de l'enfant**

Population	Valeur estimée de $\beta_p$ (t-test)	Intervalle de confiance à 95%	Nb d'observations (R <sup>2</sup> )
ENSEMBLE DES ENFANTS			
(1) Indicateur de bien-être obtenu par pondérations identiques	0,199*** (5,82)	[0,132; 0,266]	791 (0,043)
(2) Indicateur de bien-être ACP	0,203*** (5,63)	[0,132; 0,274]	791 (0,041)
ENFANTS HORS DOMICILE			
(1) Indicateur de bien-être obtenu par pondérations identiques	0,173*** (3,27)	[0,069; 0,277]	343 (0,029)
(2) Indicateur de bien-être ACP	0,181*** (3,10)	[0,066; 0,296]	343 (0,028)
ENFANTS AU DOMICILE			
(1) Indicateur de bien-être obtenu par pondérations identiques	0,210*** (4,78)	[0,124; 0,297]	448 (0,052)
(2) Indicateur de bien-être ACP	0,211*** (4,66)	[0,122; 0,300]	448 (0,048)

Source: Europanel français 1994-1998.

Les valeurs absolues des t de Student sont reportées entre parenthèses sous les coefficients, les écarts-type étant corrigés de l'hétéroscédasticité suivant la méthode Huber-White. Les seuils de significativité sont égaux à 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), et 10% (\*). L'estimation du paramètre d'altruisme est obtenu par régression linéaire et est appliquée aux données de la vague 5.

**Tableau 2. Les facteurs explicatifs du bien-être des parents:  
estimation sur données transversales**

Variables	Ensemble des enfants		Enfants non corésidents	
	(1) MCO	(2) 2MCO	(3) MCO	(4) 2MCO
Constante	-1.849*** (4.59)	-1.833*** (4.57)	-1.945*** (2.72)	-1.940*** (2.72)
Sexe féminin	-0.115 (0.90)	-0.115 (0.91)	0.067 (0.43)	0.066 (0.42)
Age	0.030*** (4.84)	0.030*** (4.85)	0.034*** (3.07)	0.034*** (3.08)
En couple	-0.136 (1.16)	-0.141 (1.23)	-0.285** (2.10)	-0.288* (1.92)
Nombre d'enfants	0.212 (1.02)	0.209 (1.03)	-0.077 (0.15)	-0.077 (0.16)
Etudes supérieures	0.257 (1.06)	0.252 (1.02)	0.012 (0.05)	0.010 (0.04)
Revenu du travail (10 <sup>e</sup> -5)	0.222*** (4.15)	0.219*** (4.11)	0.230*** (2.99)	0.230*** (3.02)
Revenu du travail au carré (10 <sup>e</sup> -10)	-0.165** (2.57)	-0.164** (2.57)	-0.203*** (2.62)	-0.203*** (2.65)
Bien-être de l'enfant ( $\beta_p$ )	0.187*** (5.34)	0.229*** (2.86)	0.179*** (3.07)	0.185 (1.01)
Nombre d'observations	791	791	343	343
R <sup>2</sup>	0,131	0,130	0,133	0,089

Source: Europanel français 1994-1998.

Les valeurs absolues des t de Student sont reportées entre parenthèses sous les coefficients, les écarts-types étant corrigés de l'hétéroscédasticité suivant la méthode Hubert-White. Les seuils de significativité sont égaux à 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), et 10% (\*). Les mesures de bien-être utilisées sont celles obtenues par ACP pour les parents et les enfants. Les variables instrumentales retenues pour expliquer le niveau de bien-être de l'enfant dans la première étape sont le sexe, l'âge, la filiation avec un seul parent, la vie en couple, le fait d'avoir des enfants, la réalisation d'études supérieures, le statut d'activité (actif, chômeur, étudiant, inactif), et enfin le revenu d'activité suivant un profil quadratique.

**Tableau 3. Les facteurs explicatifs du bien-être des parents:  
estimation sur données longitudinales**

Variables	Ensemble des enfants (N=3179)	
	Coefficient (t-test)	Intervalle de confiance à 95%
(1) Sans variables explicatives parentales, bien-être de l'enfant exogène		
Effets aléatoires	0,132*** (8,54)	[0,102 ; 0,162]
Effets fixes	0,091*** (5,36)	[0,058 ; 0,114]
(2) Avec variables explicatives parentales, bien-être de l'enfant exogène		
Effets aléatoires	0,132*** (8,55)	[0,102 ; 0,163]
Effets fixes	0,093*** (5,44)	[0,059 ; 0,126]
(3) Avec variables explicatives parentales, bien-être de l'enfant endogène		
IV effets aléatoires	0,099** (2,30)	[0,015 ; 0,184]
IV effets fixes	0,025 (0,50)	[-0,074 ; 0,125]

Source: Europanel français 1994-1998.

Les valeurs absolues des t de Student sont reportées entre parenthèses sous les coefficients. Les seuils de significativité sont égaux à 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), et 10% (\*). Les mesures de bien-être utilisées sont celles obtenues par ACP pour les parents et les enfants. Les variables instrumentales retenues pour expliquer le niveau de bien-être de l'enfant dans la première étape sont le sexe, l'âge, la filiation avec un seul parent, la vie en couple, le fait d'avoir des enfants, la réalisation d'études supérieures, le statut d'activité (actif, chômeur, étudiant, inactif), et enfin le revenu d'activité suivant un profil quadratique.