

**À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez  
les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de  
régression des moindres carrés pour les contraintes  
impératives d'emprunt**

**par**

**Nathan D. Grawe\***

**N° 158**

**11F0019MPF N° 158**

**ISSN: 1200-5231**

**ISBN: 0-660-96435-X**

Prix: 5 \$ l'exemplaire, 25 \$ par année

Études de la Famille et du Marché du travail  
24<sup>ième</sup> étage, Immeuble R.H.Coats  
Ottawa, K1A 0T6  
Statistique Canada (613) 951-9047  
Télécopieur (613) 951-5403

*Université de Chicago et Collège Carleton*

**Janvier 2001**

\* L'auteur aimerait remercier Gary Becker, Paul Grawe, Casey Mulligan, Sherwin Rosen et Jenny Wahl de leurs commentaires utiles et judicieux de même que Miles Corak, Sophie Lefebvre et Statistique Canada qui lui ont assuré l'accès aux données utilisées dans le cadre du présent article.

Les vues exprimées dans le présent document sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

*Also available in English*

## *Table des matières*

<i>I.</i>	<i>Introduction.....</i>	<i>1</i>
<i>II.</i>	<i>Le modèle .....</i>	<i>2</i>
<i>III.</i>	<i>Contraintes d'emprunt et non-linéarités.....</i>	<i>4</i>
<i>IV.</i>	<i>Test de substitution de l'hypothèse des contraintes d'emprunt.....</i>	<i>6</i>
	<i>A. Les données .....</i>	<i>7</i>
	<i>B. Examen de la non-linéarité.....</i>	<i>8</i>
	<i>C. Les contraintes d'emprunt interviennent-elles.....</i>	<i>9</i>
<i>V.</i>	<i>Discussion des résultats.....</i>	<i>11</i>
<i>VI.</i>	<i>Annexe.....</i>	<i>12</i>
	<i>Références.....</i>	<i>24</i>

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**



## ***Résumé***

Plusieurs articles récents ont souligné la non-linéarité de la relation entre le revenu des parents et celui de leurs enfants pour expliquer les contraintes intergénérationnelles considérables au chapitre du crédit. Dans le présent article, nous soutenons que toute tendance, quelle qu'elle soit, relative à la fonction d'espérance conditionnelle peut être justifiée par une explication bien construite axée sur les contraintes d'emprunt, ce qui soulève des questions quant à la validité de cette approche. Les régressions par quantile constituent un test de substitution. À la lumière de données tirées des dossiers fiscaux canadiens, le présent article fait état de résultats allant à l'encontre de l'hypothèse des contraintes d'emprunt : la non-linéarité de la fonction de régression est attribuable aux fils ayant peu de capacités (non assujettis à des contraintes) plutôt qu'aux fils ayant des capacités importantes (potentiellement assujettis à des contraintes).

**Mots clés** : mobilité intergénérationnelle du revenu, contraintes intergénérationnelles d'emprunt, régression par quantile, biais lié au cycle de vie

**Classification JEL** : I22, J24, J62

## ***I. Introduction***

Au cours de la seconde moitié du XX<sup>e</sup> siècle, les économistes et les sociologues ont déployé des efforts considérables pour mesurer la force de la relation entre la situation économique des parents et celle de leurs enfants. Plus récemment, un deuxième courant cherche à expliquer l'association observée. Becker et Tomes (1979 et 1986) présentent un modèle laissant supposer que les contraintes intergénérationnelles d'emprunt sont potentiellement un facteur déterminant du degré de persistance du revenu. Toutefois, jusqu'à dernièrement, peu de données permettaient d'étayer la thèse de l'importance des contraintes d'emprunt.

L'intuition sous-jacente à la prévision de Becker et Tomes est simple. Prenons le cas d'un père et de son fils. Pourquoi leurs revenus pourraient-ils être positivement corrélés? Premièrement, à l'instar de la taille, du poids, de la couleur des yeux et de la rapidité qui sont transmises d'une génération à l'autre, les capacités sur le marché sont transmises du père au fils. En fait, certaines caractéristiques observables constituent des éléments des aptitudes sur le marché. La corrélation entre les aptitudes du père et celles du fils établit un lien indirect entre les revenus. Cette relation est commune à toutes les paires de père et de fils. Cependant, l'association entre la réussite du père et celle du fils peut aussi être directement liée aux contraintes d'emprunt. Il se peut que des pères à faible revenu soient incapables d'emprunter suffisamment pour financer adéquatement l'éducation de leur enfant. Ainsi, même dans le cas de deux fils ayant des capacités égales, les différences au chapitre des ressources financières des pères produisent des écarts dans la situation des enfants sur le plan éducationnel et économique. Par conséquent, le revenu régresse vers la moyenne plus lentement chez les familles assujetties à des contraintes d'emprunt.

Les tests de cette théorie s'inscrivent dans plusieurs courants différents. Certaines études examinent les écarts dans le degré estimé de persistance du revenu tout au long du cycle de vie. À l'aide de données américaines, Behrman et Taubman (1990) montrent que la persistance du revenu est plus marquée lorsque le revenu des pères est observé au moment où les fils sont âgés de 14 ans que lorsqu'il est mesuré plus tard dans le cycle de vie. Alors que Behrman et Taubman semblent attribuer ces résultats aux contraintes impératives d'emprunt qui restreignent les choix de la famille en matière d'éducation, Grawe (2000) note que les tendances de variance du revenu sur le cycle de vie peuvent également expliquer ces résultats. Une deuxième approche distingue les personnes assujetties à des contraintes et les personnes sans contraintes en fonction des données sur les legs. (Selon le modèle de Becker et Tomes, les pères faisant face à des contraintes légueront peu de chose, si tant est qu'ils en lèguent.) Mulligan (1997) estime la persistance du revenu séparément dans les deux groupes et observe peu ou pas d'éléments probants permettant d'établir la présence d'effets importants des contraintes d'emprunt.

Dans le présent article, nous examinons une troisième approche qui cherche une non-linéarité dans le degré de persistance du revenu par rapport au revenu du père. La non-linéarité dans la régression est sensée représenter le fait que la contrainte est moins impérative à mesure que le revenu du père augmente. Behrman et Taubman (1990) de même que Solon (1992) estiment des régressions non linéaires mais n'observent pas la tendance posée dans l'hypothèse. Une des raisons pouvant expliquer leur incapacité à détecter les effets des contraintes d'emprunt tient au fait que l'échantillon de la *Panel Study of Income Dynamics* (employé dans les deux études) est trop petit pour permettre une estimation précise de fonctions non linéaires flexibles. Par conséquent, les auteurs sont forcés d'utiliser des formes quadratiques simples qui peuvent être des erreurs de spécification. Corak et Heisz (1999) évitent ce problème par le recours à un vaste ensemble de données tirées des dossiers fiscaux canadiens. Ils relèvent des non-linéarités dans la

persistance du revenu moyen pouvant être compatibles avec un modèle axé sur les contraintes d'emprunt.

Nous soutenons, dans le cadre du présent article, que les non-linéarités dans la persistance du revenu ne permettent pas d'effectuer un test valide du modèle des contraintes d'emprunt. La section II présente de façon détaillée le modèle de Becker et Tomes avec et sans contraintes d'emprunt. La section suivante montre que la relation positive entre le revenu du père et les capacités du fils permet d'expliquer toute tendance non linéaire, quelle qu'elle soit, par les contraintes d'emprunt. La section IV décrit en quoi les régressions par quantile constituent une solution de rechange à la régression des moindres carrés permettant de rejeter le modèle. Les résultats obtenus révèlent que les données canadiennes ne sont pas compatibles avec les contraintes impératives d'emprunt. Les conclusions sont présentées à la dernière section.

## II. Le modèle

Pour comprendre, de façon théorique, le rôle des contraintes d'emprunt dans la persistance du revenu, nous présentons un modèle émanant des travaux de Becker et Tomes (1986) mais qui s'apparente davantage, sur le plan de la forme, à celui figurant dans l'article de Mulligan (1997). Chaque famille est composée d'un père et de son fils. Le père a des capacités  $a_f$  et un niveau de scolarité  $h_f$ . Ces facteurs produisent un revenu salarial  $w(a_f, h_f)$ . En outre, le père peut avoir accès à des ressources financières  $x_f$ .

Le dilemme du père consiste à choisir l'investissement dans son fils de façon à optimiser  $U(c_f, c_s)$ , où  $c_f$  et  $c_s$  représentent respectivement la consommation du père et celle du fils. Les investissements peuvent prendre l'une des deux formes suivantes. D'une part, le père peut investir dans l'éducation de son enfant  $h_s$ . D'autre part, il peut investir dans des actifs matériels  $x_s$  qui portent un intérêt de  $r$  et qui sont passés au fils à l'âge adulte. Ainsi :

$$\begin{aligned} & \max_{c_f, c_s, h_s, x_s} U(c_s, c_f) \\ & s.t. \quad c_f + h_s + x_s \leq w(a_f, h_f) + x_f \\ & \quad c_s \leq w(a_s, h_s) + (1+r)x_s \end{aligned} \tag{1}$$

En supposant que l'investissement dans les études produit un rendement décroissant ( $w_{hh} < 0$ ), les parents font un choix entre les legs de biens matériels et le niveau de scolarité de l'enfant en posant un rapport d'égalité entre les rendements marginaux des deux formes d'investissement

$$w_h(a_s, h_s) = 1+r. \tag{2}$$

Si les capacités accroissent le rendement de l'investissement dans l'éducation ( $w_{ha} < 0$ ) et si tous les parents obtiennent le même taux d'intérêt sur les biens, les enfants ayant de grandes aptitudes seront plus scolarisés que les enfants ayant de faibles aptitudes. Cela apparaît au graphique 1 qui représente le salaire comme une fonction de l'investissement dans les études de trois enfants ayant différents niveaux d'aptitude. Le niveau optimal d'éducation de l'enfant se situe au point où la fonction du salaire a une pente  $1+r$ . Il importe de noter en regard de la décision des

parents que tous les enfants ayant le même niveau d'aptitude auront le même niveau de scolarité (et toucheront le même salaire) *peu importe les capacités ou le revenu des parents*.<sup>1</sup>

La distribution conjointe des revenus du parent et de l'enfant découle des décisions d'investissement des parents combinées à la transmission des aptitudes du parent à l'enfant. Posons que les aptitudes de l'enfant sont définies ainsi

$$a_s = \mathbf{y}a_f + \mathbf{e}_a \quad (3)$$

où  $\mathbf{e}_a$  est un terme aléatoire à moyenne nulle ayant une variance  $\sigma_a^2$ . La régression vers la moyenne des caractéristiques observables laisse aussi supposer une régression des facteurs non observables, les aptitudes par exemple ( $\mathbf{y} < I$ ). En l'absence de contraintes d'emprunt, la régression du logarithme du revenu résulte de la régression des aptitudes.

Lorsque des contraintes d'emprunt sont ajoutées au problème (1) sous la forme  $x_s > k$  pour une constante  $k$  (souvent 0), la condition du premier ordre devient

$$w_h(a_s, h_s) = (1+r) + \frac{I}{U_2} \quad (4)$$

$I > 0$  si et seulement si la contrainte est impérative

où  $I$  représente la valeur marginale de réduire la contrainte d'un dollar. (Nous désignons cette version du modèle de Becker et Tomes par le terme « modèle des contraintes d'emprunt ».) Il est facile de déterminer l'incidence d'une contrainte impérative. Puisque le coût marginal (sous l'angle de l'utilité) de l'investissement dans les études de l'enfant est plus élevé pour les familles faisant face à des contraintes, les dépenses au titre des études sont plus faibles. Par conséquent, le revenu gagné par les enfants assujettis à des contraintes sera moins élevé que celui des enfants sans contraintes ayant des aptitudes similaires, et le revenu régressera plus lentement vers la moyenne. Cette lacune du marché serait éliminée si les pères cherchant à faire des investissements financiers pouvaient investir dans les études des enfants assujettis à des contraintes; après tout, le rendement d'un dollar investi ainsi surpasse le taux d'intérêt du marché. L'hypothèse habituellement avancée pour justifier la persistance du marché incomplet est que les lois contre l'esclavage et la servitude par contrat sont formulées de telle manière que l'investisseur ne pourrait jamais récupérer son investissement.

---

<sup>1</sup> En l'absence de contraintes d'emprunt, le problème du choix en matière d'éducation est un exemple du théorème de « l'enfant gâté » de Becker (1974). Si le choix de l'éducation revenait au fils, celui-ci prendrait exactement la même décision que son père. Tant que la consommation de l'enfant est un bien normal dans la fonction d'utilité du père, les deux s'entendront pour faire le choix efficace en matière d'éducation de façon à optimiser les ressources familiales. Lorsque des contraintes d'emprunt interviennent, le théorème de « l'enfant gâté » ne tient pas puisque le choix de l'enfant sur le plan des études modifie le coût que le père doit assumer. En d'autres termes, l'affectation d'un dollar supplémentaire aux études accroît la contrainte du même montant. Cette infirmation du théorème de « l'enfant gâté » suit Bergstrom (1989).

### III. Contraintes d'emprunt et non-linéarité

Tenant les vues de Becker et Tomes pour acquises, certains auteurs ont cherché à définir des groupes dont on pourrait dire qu'ils sont plus ou moins assujettis à des contraintes afin de tester l'importance des contraintes d'emprunt. Behrman et Taubman (1990) (ci-après désignés par les initiales BT) posent l'hypothèse que les familles dans lesquelles le père touche un faible revenu sont davantage assujetties à des contraintes que les familles dans lesquelles le père touche un revenu élevé; la persistance du revenu devrait être négativement liée au revenu du père. Pour tester cette hypothèse, l'étude s'appuie sur les données de la *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) afin d'estimer la régression

(5)

$$w_s = a + b_1 w_f + b_2 w_f^2 + e$$

où  $w_s$  représente le logarithme des gains du fils,  $w_f$ , le logarithme des gains du père et  $e$ , un terme d'erreur à moyenne nulle.  $b_2 < 0$  soutient l'hypothèse des contraintes d'emprunt, tandis que  $b_2 > 0$  va à l'encontre de cette hypothèse. Sans énoncer explicitement cette hypothèse, Solon (1992) estime, lui aussi, l'équation (5) avec les données de la PSID. Les résultats obtenus dans le cadre de ces deux études figurent au tableau 1. Les deux estiment une relation convexe entre le revenu du père et celui du fils, contrairement à l'hypothèse avancée des contraintes d'emprunt. BT concluent que « le signe des estimations laisse supposer une élasticité plus importante pour le revenu des parents, ce qui réfute la conjecture de Becker et Tomes » (p. 122) [traduction libre].

Cette conclusion voulant que les résultats du tableau 1 réfutent l'hypothèse de Becker et Tomes est erronée. Les estimations de coefficient tendent effectivement à indiquer une relation convexe plutôt que concave, mais cette relation ne va pas à l'encontre de la prévision de Becker et Tomes. À titre de référence, rappelons l'hypothèse avancée par Becker et Tomes :<sup>2</sup>

La relation directe entre les gains des parents et ceux des enfants dans l'équation (7S.14) tend à être concave plutôt que linéaire, parce que les obstacles aux investissements autofinancés dans les enfants diminuent à mesure qu'augmentent les gains des parents [traduction libre].

$$(7S.14) \quad w_s = f(a_s, w_f, k_s) + l_s \quad (\text{p. S12-S14})$$

où  $a_s$  représente les aptitudes de l'enfant,  $l_s$ , « la chance de l'enfant sur le marché » (inconnue au moment des choix en matière d'éducation) et où  $k_s$  inclut le financement public de l'éducation et un paramètre mesurant l'altruisme des parents. La conjecture de Becker et Tomes veut que, *compte tenu des aptitudes de l'enfant*, la relation entre les gains des pères et ceux des fils soit concave. On ne peut s'attendre à ce que des études comme celles de BT et de Solon (1992), qui ne tiennent pas compte des aptitudes de l'enfant, produisent forcément des estimations concaves.

Cet argument est très explicitement traité dans l'article de Corak et Heisz (1999) (ci-après désignés par les initiales CH). S'appuyant sur un échantillon d'environ 10 % à partir de plus de

<sup>2</sup> Nous avons légèrement modifié la notation du texte original par souci d'uniformité avec la méthode de notation adoptée dans le présent article.

300 000 paires père-fils tirées des dossiers fiscaux canadiens, ces auteurs estiment une version non paramétrique du plus proche voisin de la régression (5) et constatent une fonction d'espérance conditionnelle en S par rapport au revenu des pères. Les auteurs indiquent que ce résultat peut s'expliquer par le modèle des contraintes d'emprunt. Les pères à très faible revenu ont des fils dont les aptitudes sont très faibles et qui ne cherchent pas à poursuivre des études au-delà du niveau d'instruction assuré sans frais par l'État. Par conséquent, peu de pères à faible revenu, si tant est qu'il y en ait, font face à une contrainte impérative, et ceux qui sont assujettis à une contrainte ne le sont que légèrement. Toutefois, les aptitudes du fils progressent à mesure qu'augmentent le revenu et les aptitudes du père, et un nombre plus élevé de fils font face à des contraintes importantes. Le degré de persistance du revenu monte. Enfin, lorsque le revenu du père est suffisamment élevé, il devient peu probable que le fils sera assujetti à des contraintes peu importe son niveau d'aptitude — la persistance du revenu diminue.

Pour en arriver à l'hypothèse énoncée dans l'article de BT, on doit implicitement présumer que l'augmentation du revenu des pères surpasse l'augmentation des aptitudes des fils de sorte que la contrainte est de moins en moins impérative à mesure que s'accroît le revenu. Le fait que deux tendances nettement différentes (strictement concave et en S) puissent être citées pour justifier l'importance des contraintes d'emprunt soulève des inquiétudes. En fait, dans la mesure où les aptitudes de l'enfant sont corrélées avec le revenu du parent, *littéralement toute* tendance non linéaire peut être justifiée par une explication bien construite axée sur les contraintes d'emprunt. Cette observation est démontrée au graphique 2. Les deux premiers panels illustrent les tendances avancées par BT et par CH. Le panel c est l'«opposé» de l'hypothèse de BT. On peut expliquer cette tendance en inversant le postulat implicite de l'hypothèse de BT de manière à ce que l'accroissement des aptitudes de l'enfant surpasse la capacité du père à financer les études. Le panel d est l'«opposé» de la tendance observée par CH. Dans ce cas, les parents à faible revenu sont incapables de financer efficacement les études des enfants même si ces derniers ont le niveau le plus faible d'aptitude. À mesure qu'augmente le revenu, les gains financiers dépassent l'accroissement des aptitudes de l'enfant de sorte que la contrainte diminue. En définitive, les enfants les plus doués le sont tellement que même les parents les plus fortunés sont assujettis à une contrainte impérative. On pourrait évidemment élaborer des variations sur ces thèmes pour expliquer toutes les tendances non linéaires, quelles qu'elles soient.

Pour mieux comprendre l'intuition sous-jacente au graphique 2, posons que le degré de persistance du revenu est défini ainsi :

$$\mathbf{b}(w_f) = \mathbf{g} + \mathbf{k}(w_f, \overline{a_s}(w_f)) \quad (6)$$

$$\mathbf{k}(w_f, \overline{a_s}(w_f)) > 0 \text{ si et seulement si la contrainte est impérative}$$

où  $\overline{a_s}(w_f)$  représente les aptitudes prévues du fils conditionnelles au logarithme des gains du père et  $\mathbf{k}$ , les effets des contraintes d'emprunt. Alors

$$\frac{d\mathbf{b}}{dw_f} = \mathbf{k}_1 + \mathbf{k}_2 \frac{\partial \overline{a_s}}{\partial w_f}. \quad (7)$$

Supposons que  $w_f^*$  représente le niveau du logarithme du revenu de telle sorte que le père est en mesure d'autofinancer efficacement les études de son enfant même si ce dernier a un niveau

maximum d'aptitude. Alors pour  $w_f > w_f^*$ , le degré de persistance du revenu ne dépend pas du revenu du père;  $\mathbf{b} = \mathbf{g}$ . Cependant, en deçà de ce niveau de revenu du père,  $\mathbf{b} > \mathbf{g}$ . La courbe de  $\mathbf{b}$  dépend de l'ampleur de l'écart entre  $\mathbf{b}$  et  $\mathbf{g}$  à différents niveaux du revenu du père. Un niveau supérieur de revenu du père allège la contrainte ( $\mathbf{k}_1 > 0$ ), tandis qu'un niveau d'aptitude plus élevé chez l'enfant accroît la contrainte ( $\mathbf{k}_2 > 0$ ). Puisque les capacités des fils sont positivement corrélées avec les gains des pères ( $\frac{\partial \bar{a}_s}{\partial w_f} > 0$ ), le signe de (7) est indéterminé. En ajustant soigneusement la relation entre le revenu des pères et les aptitudes des fils,  $\mathbf{b}(w_f)$  peut suivre n'importe quelle courbe.

Certains économistes soutiennent, par introspection ou sur quelque autre fondement, que la contrainte n'est impérative que dans une plage définie du revenu des pères. Par exemple, un économiste donné pourrait poser l'hypothèse voulant que les contraintes soient impératives dans le cas des pères de la classe moyenne inférieure. La définition de la plage dans laquelle les contraintes d'emprunt seraient impératives mène-t-elle à un test permettant de rejeter l'hypothèse à l'aide des tendances obtenues par une régression des moindres carrés? Là encore, la réponse est négative. En effet, il n'y a aucune raison de croire que la relation entre les revenus des pères et des fils est linéaire en l'absence de contraintes d'emprunt. Même si les aptitudes sont liées de façon linéaire d'une génération à l'autre, la transformation des aptitudes en salaire peut être fortement non linéaire. Dans l'éventualité où l'estimation empirique ne produit pas un degré estimé plus élevé de persistance du revenu dans la plage sensée être associée à des contraintes, l'économiste pourra encore arguer que les résultats sont compatibles avec l'hypothèse si les non-linéarités en l'absence de contraintes d'emprunt neutralisent celles qui sont causées par les contraintes. Une fois encore, toute tendance observée peut être justifiée

#### *IV. Test de substitution de l'hypothèse des contraintes d'emprunt*

Si les tendances dans une régression des moindres carrés semblent constituer un test médiocre de l'hypothèse des contraintes d'emprunt, un nouvel examen de l'interprétation de CH révèle qu'il existe un test de substitution axé sur la régression par quantile. Bien que la plupart des économistes se soient attachés à la variation de l'importance des contraintes d'emprunt pour une famille donnée à mesure que le revenu des parents augmente, CH soulignent que la fraction des familles assujetties à des contraintes varie également.<sup>3</sup> Dans les familles où le père touche un faible revenu, seuls les fils les plus doués font face à des contraintes d'emprunt. Ainsi, pour les niveaux de faible revenu chez les pères, les droites de régression par quantile devraient avoir une pente relativement faible partout, exception faite des quantiles supérieurs. Les aptitudes du fils s'accroissent à mesure qu'augmente le revenu parental, et une fraction plus grande des familles est assujettie à des contraintes. La plupart des quantiles devraient maintenant afficher une pente plus marquée, seuls les quantiles de l'extrémité inférieure (fils ayant peu d'aptitudes) enregistrant une pente plus faible qui indique peu de contraintes. Enfin, le revenu des pères devient suffisamment élevé pour que presque aucun fils ne soit assujetti à des contraintes. Tous les quantiles, sauf ceux à l'extrémité supérieure, devraient avoir une pente plus faible. Il convient de noter que même si la persistance du revenu est non linéaire en l'absence de contraintes d'emprunt, nous pouvons tester la présence de telles contraintes; la pente des droites de

<sup>3</sup> Si l'on présume, évidemment, que des contraintes d'emprunt interviennent.

régression par quantile sera plus prononcée pour les quantiles supérieurs que pour les quantiles inférieurs. Le graphique 3 illustre les formes prévues des droites de régression par quantile.

Une variante de la représentation au graphique 3 qu'il convient d'examiner est que les bourses d'études accordées aux étudiants les plus doués peuvent atténuer les contraintes d'emprunt de ce groupe. Dans la mesure où la société peut être particulièrement concernée par les possibilités offertes aux enfants de familles à faible revenu, ces bourses pourraient être surtout accordées aux fils très doués dont le père touche un revenu peu élevé. Ce facteur ne modifie les prévisions que légèrement. Si les bourses sont insuffisantes pour éliminer complètement les contraintes d'emprunt, alors les pentes des quantiles supérieurs seront plus abruptes que celles des quantiles inférieurs. Si tel est le cas, la prévision générale reste inchangée : les quantiles supérieurs dominent la configuration non linéaire des données. La seule différence est que les effets se feront sentir de façon plus marquée dans les quantiles intermédiaires-supérieurs plutôt que dans les quantiles de l'extrémité supérieure. Si les bourses sont suffisamment importantes pour permettre aux enfants d'atteindre un niveau de scolarité équivalent ou supérieur au niveau optimal, alors les non-linéarités seront dominées par les quantiles intermédiaires-supérieurs, et les quantiles à l'extrémité supérieure pourront même afficher une pente plus aplatie que celle des quantiles inférieurs. Par conséquent, bien que les bourses d'études compliquent quelque peu les prévisions, celles-ci restent essentiellement inchangées.

#### *A. Les données*

Les données employées pour estimer les régressions par quantile sont tirées de l'ensemble de données fiscales utilisé par CH. Les fils, âgés de 16 à 19 ans en 1982, sont appariés aux adultes de sexe masculin du même ménage (pas forcément le père biologique). On a créé un échantillon de 10 % et, de cet échantillon, on a retenu le fils le plus âgé disponible dans chaque famille. (Il importe de noter que le fils le plus âgé disponible n'est pas nécessairement le fils aîné de la famille). Nous avons ainsi obtenu 56 141 paires père-fils. Une fois retirées les paires dans lesquelles le « père » est né avant 1908 ou après 1952, l'échantillon comporte 53 390 observations.<sup>4</sup> C'est là l'ensemble de données utilisé dans le cadre de notre analyse. (Voir CH pour une description plus détaillée de la constitution de l'ensemble de données visant les hommes canadiens.)

Nous avons extrait, pour chaque père et chaque fils de l'ensemble de données, le revenu déclaré sur les formules fiscales T1 de 1978 à 1998. L'examen de la moyenne et de la variance des revenus déclarés a permis de détecter plusieurs irrégularités de codage. Il semble que, pour la période 1978-1982, un nombre considérable d'observations se sont vu attribuer la valeur de 1 dollar, alors que pour d'autres années, cette valeur était établie à 0 dollar. Dans le même ordre d'idées, en 1996, un revenu de 2 dollars a été attribué à de nombreuses observations. Nous n'avons pas été en mesure de déterminer les raisons de ces anomalies. Dans le présent article, le terme « déclaration de revenu positif » désigne les revenus moyens supérieurs à 1 dollar pour la période 1978-1982 et supérieurs à 2 dollars en 1996.

Puisque l'erreur classique de mesure entachant la variable dépendante ou la variable indépendante introduira un biais dans les estimations des régressions par quantile, nous avons

---

<sup>4</sup> Des données indiquant que le père est exceptionnellement âgé ou jeune peuvent découler d'une erreur de mesure quant à l'année de naissance ou peuvent se rapporter à un frère plus âgé ou au grand-père.

utilisé une moyenne sur cinq ans des observations des fils et des pères. Cette méthode de correction d'erreurs s'inspire des travaux de Solon (1992), Zimmerman (1992), Peters (1992), Couch et Dunn (1997) ainsi que CH. Les pères et les fils sont observés au cours des périodes 1978-1982 et 1994-1998 respectivement.

### *B. Examen de la non-linéarité*

CH emploient une méthode non paramétrique pour estimer le degré de persistance du revenu. Malheureusement, nous ne disposons, à notre connaissance, d'aucune méthode analogue pour l'estimation des régressions par quantile. Nous adoptons plutôt une méthode plus simple d'estimation non linéaire : les fonctions splines. Dans la mesure où ces fonctions peuvent être estimées à la fois par des régressions des moindres carrés et des régressions par quantile, elles nous permettent de déterminer si les droites de régression par quantile suivent la tendance prévue par le modèle des contraintes d'emprunt. Le graphique 4 représente les droites de régression par médiane (o) et par moyenne (\*) pour l'échantillon; le tableau 2 présente les résultats de régression.<sup>5</sup> Le logarithme des revenus des pères et des fils correspond au logarithme du revenu salarial moyen sur la période de cinq ans à condition qu'un revenu positif ait été déclaré au cours de chacune de ces années.<sup>6</sup> Nous avons permis aux fonctions splines d'avoir sept coudes aux points -4, -3, -2, -1, 0, 1 et 2 sur l'axe des x. Notre analyse porte principalement sur la fraction représentant environ 98 % des observations pour lesquelles le revenu du père après correction pour l'âge se situe entre -2 et 2.<sup>7</sup> La méthode spline d'estimation produit également la forme en S observée dans les résultats de CH, bien que cette forme soit plus prononcée dans la régression par médiane que dans la régression des moindres carrés.

La variation considérable de l'âge des pères donne lieu à une explication possible de la non-linéarité observée qui est entièrement factice. Grawe (2000) montre que le degré estimé de persistance du revenu est négativement lié à l'âge dans l'ensemble de données de la PSID. Cette relation s'explique par l'augmentation de la variance du logarithme du revenu au cours du cycle de vie. Si les pères sont observés plus tard dans le cycle de vie, la variance plus élevée du logarithme du revenu des pères sert à expliquer la variance du logarithme du revenu des fils – le degré estimé de persistance du revenu diminuera.<sup>8</sup> Puisqu'il y a lieu de croire que les observations caractérisées par des valeurs élevées ou faibles du logarithme du revenu du père visent les pères plus âgés, la courbe en S peut être un phénomène secondaire de la variation de l'âge des pères.

Examinons le graphique 5 pour comprendre pourquoi les valeurs élevées et faibles du revenu du père sont susceptibles d'être observées chez les pères plus âgés. Le panel *a* représente les profils du revenu permanent de trois types de personnes (lignes continues). Les observations réelles du revenu s'écartent des profils permanents en raison des perturbations transitoires ou de l'erreur classique de mesure (étoiles). Les profils de revenu suivent la courbe concave bien connue à pente positive. Dans le panel *b*, les perturbations transitoires du revenu ont été supprimées (peut-

<sup>5</sup> L'estimation des régressions par quantile est élaborée dans l'article de Koenker et Basset (1978).

<sup>6</sup> On observe la même forme en S lorsque le « logarithme du revenu » correspond à la moyenne de cinq observations de logarithme du revenu ou lorsqu'on utilise le revenu total du marché au lieu du revenu salarial.

<sup>7</sup> Il importe néanmoins d'inclure les splines situées hors de cette plage de façon à éviter que les valeurs aberrantes n'exercent une influence sur les pentes estimées des splines se trouvant entre -2 et 2.

<sup>8</sup> La corrélation entre les revenus des pères et des fils diminue également à mesure qu'augmente l'âge du père au moment de l'observation, ce qui accroît l'effet de la tendance de la variance du cycle de vie.

être en raison de l'établissement de la moyenne des revenus sur plusieurs années consécutives), et la tendance à la hausse des revenus a été éliminée. Dans la mesure où la variance du logarithme des revenus augmente au cours du cycle de vie, les revenus les plus bas et les plus élevés après correction pour l'âge sont déclarés par les pères plus âgés. Ceci est illustré dans le panel *b*.

Le biais associé au cycle de vie ne constitue une explication possible que si les données canadiennes affichent une dépendance marquée à l'égard de l'âge dans la persistance prévue du revenu. Étant donné que la variance du revenu au Canada n'augmente pas autant qu'aux États-Unis, les résultats de Grawe (2000) ne s'appliquent pas directement aux données canadiennes. Pour déterminer si le biais associé au cycle de vie est un facteur important dans les données canadiennes, nous estimons le degré de persistance du revenu pour toutes les combinaisons possibles des années d'observation des pères et des fils (pères : période 1978-1992 et fils : 1991-1998). Pour éviter d'introduire un biais lié à la sélection de l'échantillon découlant de la retraite des pères des cohortes plus âgées, nous limitons l'échantillon aux pères nés entre 1932 et 1942. Les résultats sont présentés au graphique 6. Chaque année d'observation des pères-fils est représentée par un point. Nous relierons l'estimation de la moyenne (en fonction de l'année d'observation du père) par une ligne continue. L'estimation moyenne la plus élevée de la persistance du revenu est enregistrée lorsque les pères sont observés en 1978, tandis que la plus faible est relevée lorsque les pères sont observés en 1992. Le degré estimé de persistance du revenu diminue de près de 50 % avec le vieillissement de 14 ans des pères.

Le graphique 6 démontre que la dépendance des estimations de la persistance du revenu à l'égard de l'âge est une caractéristique des données canadiennes. Mais cette dépendance n'est pas forcément la cause de la non-linéarité observée. Pour vérifier si la courbe en S observée dans l'ensemble complet de données est déterminée par le biais du cycle de vie, nous estimons de nouveau la fonction spline de régression par médiane à l'aide de sous-ensembles des données définis en fonction de l'année de naissance du père. Les résultats sont illustrés au graphique 7; les estimations de régression sont présentées au tableau 3. Les pères sont regroupés selon les catégories suivantes d'année de naissance : 1939-1943, 1936-1938, 1932-1935 et 1928-1931. La forme en S apparaît dans les quatre sous-groupes; on ne peut donc expliquer la tendance observée par le biais du cycle de vie. Puisque cette courbe n'est pas seulement attribuable aux écarts relatifs à l'âge des pères au moment de l'observation, nous poursuivons l'analyse en utilisant l'ensemble complet de données.

### *C. Les contraintes d'emprunt interviennent-elles?*

Pour déterminer si la non-linéarité observée est imputable à des contraintes d'emprunt impératives pour les enfants les plus doués d'une catégorie de revenu, nous comparons les pentes de différents quantiles. Rappelons que, en théorie, la pente des quantiles supérieurs sera plus abrupte que celle des quantiles inférieurs lorsque les contraintes d'emprunt sont impératives. Si ces contraintes d'emprunt sont effectivement la cause de la non-linéarité, la pente des quantiles supérieurs devrait s'intensifier (par rapport à celle des quantiles inférieurs) au milieu de la distribution du revenu des pères.

Le graphique 8 représente les splines de régression pour les 95<sup>e</sup>, 90<sup>e</sup>, 75<sup>e</sup>, 50<sup>e</sup>, 25<sup>e</sup>, 10<sup>e</sup> et 5<sup>e</sup> quantiles; le tableau 4 fait état des estimations de coefficient. Ici aussi, le logarithme du revenu correspond au logarithme du revenu salarial moyen de 1978 à 1982 pour les pères et de 1994 à 1998 pour les fils à condition qu'un revenu positif ait été déclaré au cours de chacune de ces cinq

années. Contrairement au modèle des contraintes d'emprunt, chez les pères à faible revenu, les droites de régression par quantile les plus prononcées sont celles des familles dont le fils a un faible revenu (et vraisemblablement un niveau d'aptitude peu élevé). La pente de la droite de régression s'accroît au milieu de la distribution du revenu des pères non pas parce que la pente des quantiles supérieurs devient plus forte, mais parce que celle des quantiles inférieurs augmente. La pente des quantiles supérieurs est plus marquée que celle des quantiles inférieurs pour les pères à revenu élevé, ce qui pourrait être compatible avec les contraintes d'emprunt si les parents bien nantis avaient des enfants tellement doués que leurs ressources exceptionnelles seraient insuffisantes pour assurer efficacement l'éducation des enfants. Cette hypothèse semble très improbable. Globalement, les tendances observées à la figure 8 et au tableau 4 réfutent l'hypothèse des contraintes d'emprunt.<sup>9</sup>

On peut se demander, pour ce qui est des résultats présentés au graphique 8 et au tableau 4, si le critère de la déclaration d'un revenu positif au cours de chacune des cinq années introduit un biais de sélection.<sup>10</sup> Il peut sembler raisonnable de présumer que les fils qui ne produisent pas de déclaration de revenu sont susceptibles d'avoir peu d'aptitudes et sont plus susceptibles de provenir d'une famille dans laquelle le père touche un faible revenu. L'exclusion de ces observations de l'ensemble de données fera en sorte que les droites de régression par quantile seront biaisées vers zéro. La véritable question est de savoir si les quantiles supérieurs sont plus ou moins biaisés par la méthode de sélection que ne le sont les quantiles inférieurs. On observe, dans l'annexe sous plusieurs hypothèses de distribution, que le biais est plus marqué dans les quantiles inférieurs si les pères à faible revenu sont plus susceptibles d'avoir des fils n'ayant pas produit de déclaration de revenu. Ce résultat étaye la conclusion voulant que les pentes des régressions par quantile de graphique 8 et du tableau 4 soient incompatibles avec l'hypothèse des contraintes d'emprunt.

Toutefois, il est possible d'éliminer le biais de sélection dans les régressions par quantile. Bien que les estimations de régression des moindres carrés soient très sensibles au traitement des observations d'un revenu nul (voir Couch et Dunn (1997)), tant que la valeur réelle et la valeur attribuée à une observation nulle se trouve sous le seuil du quantile en question, les erreurs de déclaration de la valeur réelle de l'observation ne biaisent pas les estimations de la pente du quantile. Si nous présumons que les fils ayant un revenu nul ou ceux qui ne produisent pas de déclaration de revenu se situent en deçà de la droite de régression du 25<sup>e</sup> quantile, l'inclusion de ces observations dans l'échantillon et l'attribution d'une valeur de 1 dollar à celles-ci n'auront pas pour effet de biaiser les estimations des quantiles supérieurs au 25<sup>e</sup> quantile.

---

<sup>9</sup> On obtient des résultats similaires sur le plan qualitatif lorsqu'on définit le logarithme du revenu moyen sur cinq années d'observation, lorsque la mesure du revenu correspond au revenu total du marché ou lorsqu'on impose un seuil minimal de 500 \$ (en dollars de 1992) chaque année pour qu'une unité soit incluse dans l'échantillon.

<sup>10</sup> Parmi les raisons pour lesquelles un fils ne produirait pas une déclaration de revenu, notons les suivantes : 1) le fils touche un revenu si faible qu'il ne doit pas payer d'impôt, 2) le fils est décédé, 3) le fils travaille dans l'économie clandestine ou 4) le fils a quitté le pays. Dans le premier cas, on peut sans aucun doute présumer que le revenu du fils se situe en deçà de la droite de régression du 25<sup>e</sup> quantile. Si le fils est décédé ou qu'il travaille dans l'économie clandestine, nous pourrions dire que l'utilité relativement au père est très faible, à l'instar d'un fils touchant un revenu peu élevé. Nous présumons que les fils ayant quitté le pays sont peu nombreux ou que la décision de quitter n'est pas suffisamment corrélée avec le revenu des parents pour biaiser les résultats des régressions par quantile.

Le graphique 9 présente les droites de régression par quantile obtenues lorsqu'on attribue une valeur de 1 dollar dans les cas de non-déclaration ou de déclaration de revenu nul par les fils pour l'année en question; le tableau 5 présente les estimations de coefficient spline de régression. Cette opération ne modifie pas sensiblement la configuration de la pente des droites de régression par quantile. Là encore, la tendance non linéaire est gouvernée par la forme de la courbe des quantiles inférieurs, ce qui va à l'encontre de l'hypothèse des contraintes d'emprunt.

### *V. Discussion des résultats*

Le présent article remet en question la pratique courante qui consiste à «tester» l'importance des contraintes d'emprunt par la recherche de non-linéarités dans la relation entre le logarithme du revenu des pères et celui des fils. Nous démontrons que toute tendance non linéaire, quelle qu'elle soit, peut être considérée comme le résultat d'un modèle bien construit axé sur les contraintes d'emprunt. Contrairement à l'analyse de régression des moindres carrés, les régressions par quantile offrent un fondement pour la réalisation d'un test permettant de rejeter l'hypothèse des contraintes d'emprunt même dans le cas d'une relation non linéaire en l'absence de contraintes d'emprunt. Dans la mesure où les contraintes sont plus impératives pour les familles ayant des enfants plus doués, les quantiles supérieurs devraient gouverner les non-linéarités observées.

À la lumière des données fiscales canadiennes, nous avons constaté que, bien que des non-linéarités soient observées dans les résultats, celles-ci ne sont pas compatibles avec le modèle des contraintes d'emprunt. La tendance de persistance du revenu des pères est attribuable au comportement des familles ayant des fils à faible revenu qui sont les moins susceptibles d'être assujettis à des contraintes. Fait plus important, les pentes des droites de régression sont souvent plus prononcées dans les quantiles inférieurs que dans les quantiles supérieurs, ce qui est incompatible avec l'hypothèse des contraintes d'emprunt. Ces résultats sont robustes même compte tenu de l'inclusion des fils ayant déclaré un revenu nul ou n'ayant pas produit de déclaration de revenu.

Réflexion faite, ce rejet du modèle des contraintes d'emprunt n'est pas surprenant. Le système d'enseignement collégial et universitaire est subventionné par le secteur public. Les personnes dont les familles ne sont pas en mesure d'assumer les droits de scolarité peuvent présenter des demandes de prêt subventionné par l'État. Il reste à vérifier si ce résultat s'applique à d'autres pays occidentaux. Eide et Showalter (1999) estiment des régressions linéaires par quantile au moyen des données de la PSID et constatent que la pente des droites de régression diminue à mesure qu'on se déplace des quantiles inférieurs aux quantiles supérieurs. À prime abord, ces résultats donnent à penser que les données américaines sont, elles aussi, incompatibles avec le modèle des contraintes d'emprunt.

Nos résultats tendent à indiquer qu'il conviendrait de déployer des efforts plus considérables pour favoriser l'accès des chercheurs aux ensembles de données administratives. La contribution de Corak et Heisz (1999) mérite d'être citée à cet égard. Pour la première fois, on a fourni un ensemble de données suffisamment important pour cerner de façon précise les non-linéarités dans de multiples quantiles. À mesure que des données visant divers pays seront disponibles, on pourra déterminer jusqu'à quel point les contraintes d'emprunt qui restreignent les choix en matière d'éducation constituent un enjeu important des politiques publiques des pays développés.

## VI. Annexe : Biais de sélection dans la régression par quantile

Dans cette section, considérons le cas d'un jeune homme qui peut décider de travailler et de toucher un revenu potentiel (log)  $w_s$  ou de rester sans emploi et de toucher des prestations d'aide sociale  $B$ . Le dilemme de cet homme se définit ainsi

$$\max_{L=0,1} \{U(w_s, L=0), U(B, L=1)\} \quad (8)$$

où  $L$  représente le temps de loisirs (et, peut-être le stigmate attaché aux prestations d'aide sociale). La solution du problème peut se caractériser par une valeur critique du revenu potentiel  $w_s^*$  définie de façon à ce que le revenu observé de l'homme soit

$$\begin{aligned} w_s &= h(w_f) + \mathbf{e} \text{ if } w_s > w_s^* \\ w_s &= 0 \text{ dans les autres cas} \end{aligned} \quad (9)$$

où  $w_f$  représente le logarithme du revenu du père, et  $\mathbf{e}$  est un terme d'erreur dont la valeur moyenne est zéro, indépendant de  $w_f$ .  $h(w_f)$  est toute fonction monotone positive de  $w_f$ . Le terme d'erreur peut être hétéroscédastique, mais on présume que la variance n'augmente pas dans  $w_f$ . La corrélation positive entre  $w_s$  et  $w_f$  fait en sorte que la fraction des observations tronquées est une fonction décroissante de  $w_f$ .

Examinons comment la troncation à  $w_s^*$  modifie la valeur correspondant au fils du  $p^e$  percentile observée dans n'importe quelle catégorie de revenu du père. Pour un niveau donné de  $w_f$ , les fils du percentile à l'extrémité inférieure ( $F(w_s^* - h(w_f))$ ) ne travailleront pas, où  $F$  est la fonction de distribution cumulative de  $\mathbf{e}$  étant donné  $w_f$ . Posons

$$\begin{aligned} p(M, w_s^*) &= \text{prob}(w_s \leq M | w_s^*) \\ &= \frac{\int_{w_s^*}^M f(w_s) dw_s}{\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s) dw_s} \end{aligned} \quad (10)$$

où  $f(w_s)$  est la fonction de densité conditionnelle de  $w_s$ . Puisque l'échantillon est tronqué à  $w_s^*$ , la valeur associée à l'observation positive ( $M$ ) du  $p^e$  percentile est surestimée par rapport à la valeur réelle (incluant ceux qui ne travaillent pas). Appliquons le théorème de fonction implicite

$$p_M = \frac{f(M)}{\int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s) dw_s} \quad (11)$$

$$p_{w_s^*} = \frac{-f(w_s^*) \int_M^{\infty} f(w_s) dw_s}{\left( \int_{w_s^*}^{\infty} f(w_s) dw_s \right)^2} \quad (12)$$

$$(13)$$

$$\begin{aligned} \frac{dM}{dw_s^*} &= -\frac{p_{w_s^*}}{p_M} \\ &= \frac{f(w_s^*) \int_M^\infty f(w_s) dw_s}{f(M) \int_{w_s^*}^\infty f(w_s) dw_s} \\ &> 0 \end{aligned}$$

Mais le biais est-il plus important ou moins important pour les quantiles supérieurs? Si le point de troncation  $w_s^*$  reste fixe, la variation de  $p$  influe sur  $\frac{dM}{dw_s^*}$  par le biais de son effet sur  $M$  :

(14)

$$\frac{\partial \left( \frac{dM}{dw_s^*} \right)}{\partial p} = \frac{\partial \left( \frac{dM}{dw_s^*} \right)}{\partial M} \frac{\partial M}{\partial p}$$

Puisque  $\frac{\partial M}{\partial p} > 0$ , nous pouvons nous attacher au signe de  $\frac{\partial \left( \frac{dM}{dw_s^*} \right)}{\partial M}$ .

(15)

$$\frac{\partial \left( \frac{dM}{dw_s^*} \right)}{\partial M} = f(w_s^*) \int_{w_s^*}^\infty f(w_s) dw_s \frac{-f(M)^2 - f'(M) \int_M^\infty f(w_s) dw_s}{\left( f(M) \int_{w_s^*}^\infty f(w_s) dw_s \right)^2}$$

Il est évident dans l'expression (15) que si  $f'(M) > 0$ , la troncation biaise les percentiles supérieurs moins que les percentiles inférieurs. Par exemple, si les revenus potentiels des fils suivent une distribution normale (conditionnelle à  $w_f$ ), la troncation de la distribution a pour effet de pousser vers le haut la position de l'observation du 90<sup>e</sup> percentile moins que celle de l'observation du 20<sup>e</sup> percentile.

Considérant plutôt que les logarithmes des revenus potentiels des fils suivent une distribution normale et ont une moyenne conditionnelle  $\mathbf{m}$  et une variance conditionnelle  $\mathbf{s}^2$ , nous remplaçons la distribution normale pour  $f$  et  $f'$  par les expressions pertinentes. Puisque le numérateur de l'expression (15) détermine le signe, nous nous attarderons uniquement à cette partie de l'expression :

(16)

$$-\frac{1}{\mathbf{s}^2 2p} e^{-\left(\frac{M-\mathbf{m}}{\mathbf{s}}\right)^2} + \left(\frac{M-\mathbf{m}}{\mathbf{s}^2}\right) \frac{1}{\sqrt{\mathbf{s}^2 2p}} e^{-.5\left(\frac{M-\mathbf{m}}{\mathbf{s}}\right)^2} \int_M^\infty f(w_s) dw_s$$

La réorganisation de (16) montre que l'expression a le même signe que

$$-1 + \left(\frac{M-m}{s}\right) \sqrt{2p} e^{-.5\left(\frac{M-m}{s}\right)^2} \left[1 - \Phi\left(\frac{M-m}{s}\right)\right] \quad (17)$$

Où  $\Phi$  est la fonction de distribution cumulative normale, le graphique 10 représente graphiquement l'expression (17); celle-ci est toujours négative. Tout comme dans le cas de la distribution uniforme, l'augmentation d'une unité dans la troncation pousse vers le haut, d'une unité, la position des observations des percentiles supérieurs de façon moins marquée que celle des observations des percentiles inférieurs.

Dans le modèle des gains potentiels et du chômage présenté ci-dessus, la fraction de la troncation est négativement corrélée avec le revenu. Par conséquent, les pentes des quantiles sont biaisées

vers zéro, et ce biais est plus important pour les quantiles inférieurs puisque  $\frac{\partial \left(\frac{dM}{dw_s^*}\right)}{\partial p} < 0$ .

Tableau 1. Estimations de la persistance du revenu par des fonctions quadratiques. Les valeurs absolues de  $t$  sont entre parenthèses.

	Behrman et Taubman (1990)	Solon (1992)
$b_1$	-0,46 (2,7)	-0,108 (0,14)
$b_2$	0,039 (4,3)	0,0258 (0,63)

Tableau 2. Estimations des fonctions splines de régression par médiane et par moyenne. Les valeurs absolues de  $t$  sont entre parenthèses.

	Médiane	Moyenne
[-2,-1]	0,045 (0,92)	0,085 (1,78)
[-1,0]	0,269 (17,05)	0,260 (15,70)
[0,1]	0,269 (15,70)	0,306 (18,32)
[1,2]	0,142 (1,86)	0,265 (3,54)

Tableau 3. Estimations des fonctions splines de régression par médiane pour quatre catégories de l'année de naissance du père. Les valeurs absolues de  $t$  sont entre parenthèses.

	Catégories de l'année de naissance du père			
	1939-1943	1936-1938	1932-1935	1928-1931
[-2,-1]	-0,061 (0,56)	0,190 (1,40)	0,016 (0,20)	0,046 (0,37)
[-1,0]	0,323 (9,41)	0,344 (8,07)	0,289 (9,69)	0,223 (5,14)
[0,1]	0,322 (8,87)	0,257 (6,06)	0,255 (8,63)	0,233 (5,49)
[1,2]	0,202 (1,00)	0,201 (0,86)	0,192 (1,59)	0,039 (0,234)

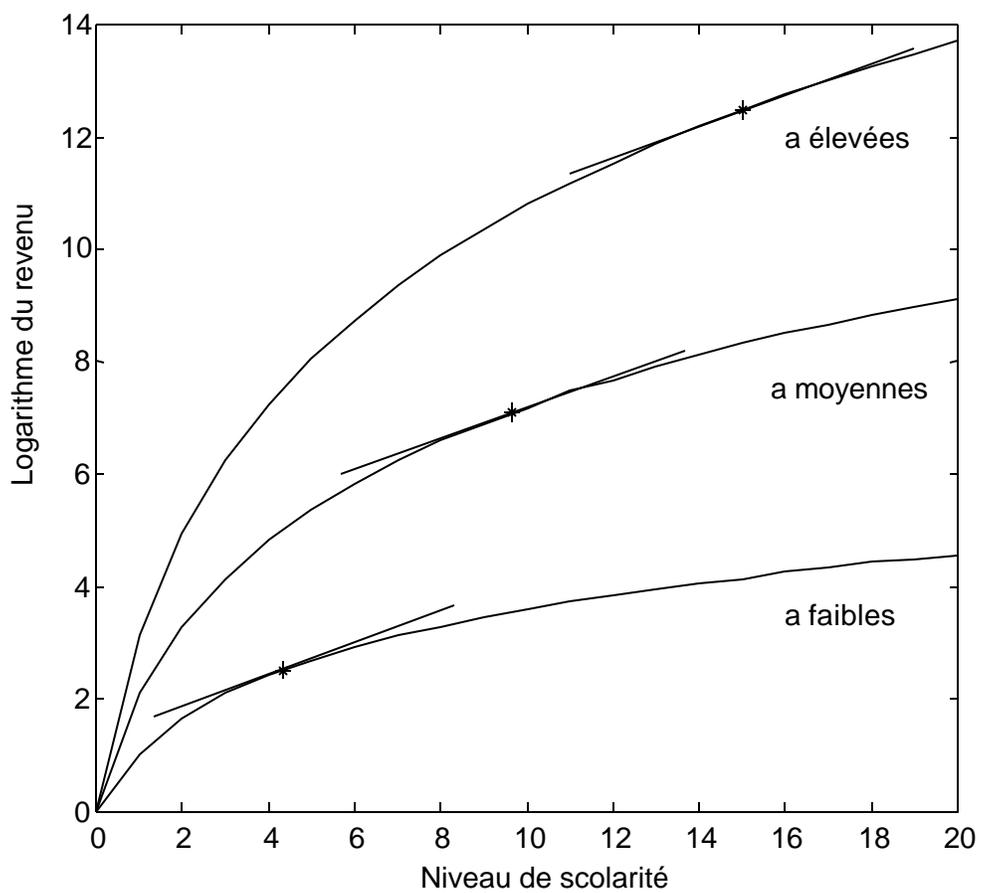
Tableau 4. Estimations de la pente de la droite de régression par quantile du logarithme des revenus des pères et des fils. Les valeurs absolues de  $t$  sont entre parenthèses.

	Quantiles						
	95	90	75	50	25	10	05
[-2,-1]	-0,059 (0,85)	-0,129 (5,85)	-0,093 (2,27)	0,045 (0,92)	0,080 (1,13)	0,291 (2,34)	0,344 (2,27)
[-1,0]	0,098 (3,61)	0,143 (7,48)	0,211 (14,32)	0,290 (17,05)	0,368 (15,18)	0,383 (8,82)	0,379 (6,95)
[0,1]	0,423 (14,90)	0,313 (16,15)	0,294 (20,26)	0,269 (15,70)	0,269 (10,91)	0,270 (6,14)	0,240 (4,31)
[1,2]	0,625 (6,06)	0,505 (5,85)	0,232 (3,43)	0,142 (1,86)	0,149 (1,40)	0,288 (1,60)	0,103 (0,47)

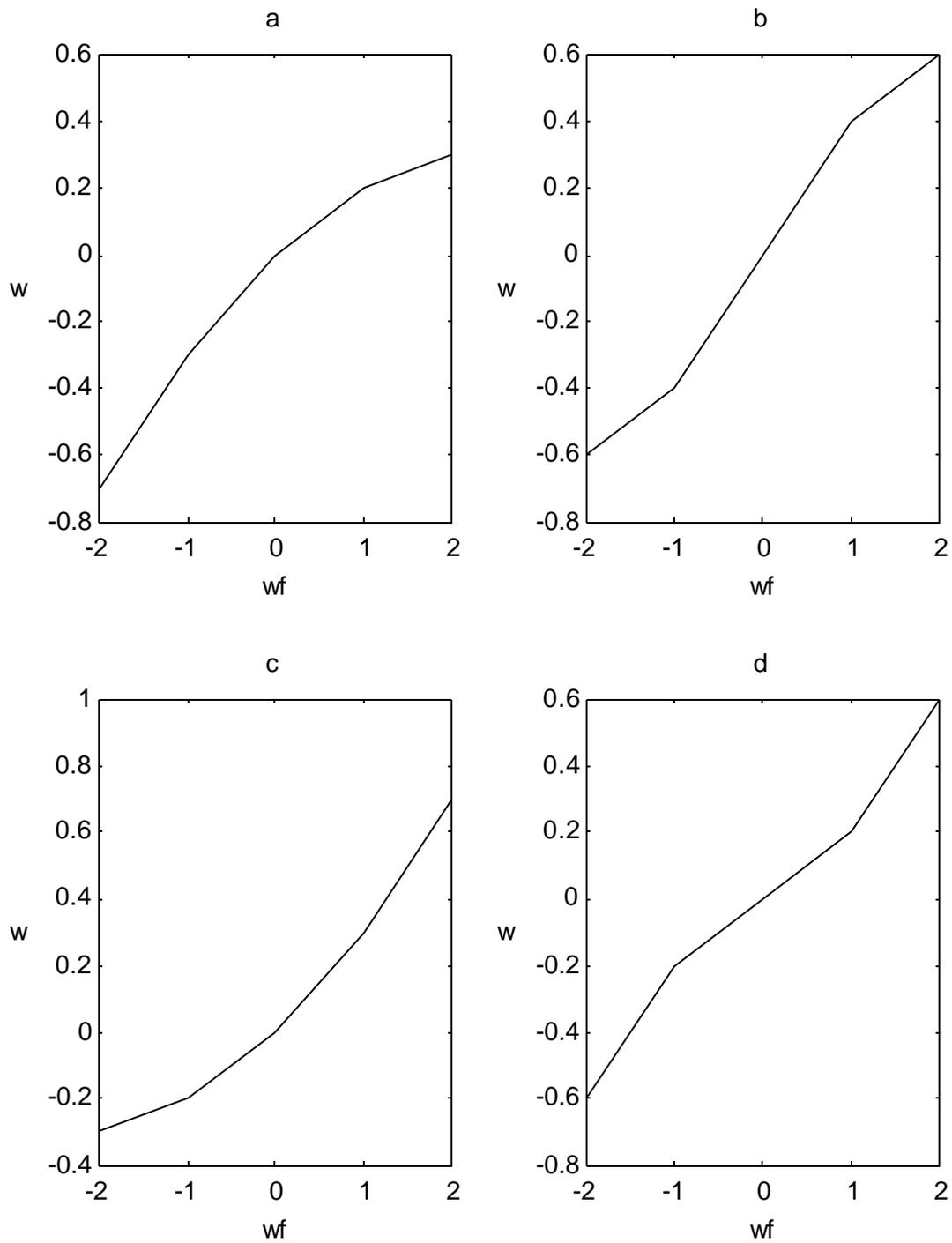
Tableau 5. Estimations de la pente de la droite de régression par quantile du logarithme des revenus des pères et des fils (incluant les fils ayant des revenus nuls ou n'ayant pas produit de déclaration de revenu). Les valeurs absolues de  $t$  sont entre parenthèses.

	Quantiles				
	95	90	75	50	25
[-2,-1]	-0,087 (1,74)	-0,081 (1,72)	-0,104 (2,42)	0,002 (0,03)	0,623 (3,49)
[-1,0]	0,075 (4,44)	0,143 (9,03)	0,241 (16,89)	0,420 (18,52)	0,777 (13,37)
[0,1]	0,374 (21,6)	0,296 (18,56)	0,268 (18,55)	0,219 (9,34)	0,004 (0,06)
[1,2]	0,369 (6,82)	0,197 (3,86)	0,023 (0,51)	-0,032 (0,44)	-0,262 (1,37)

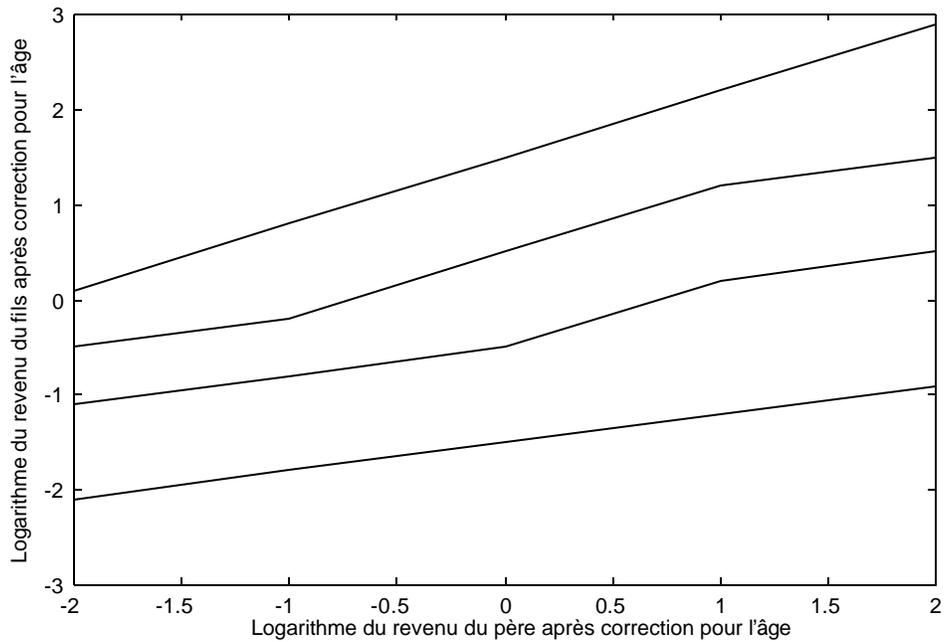
Graphique 1. Choix de l'éducation de l'enfant compte tenu de ses aptitudes



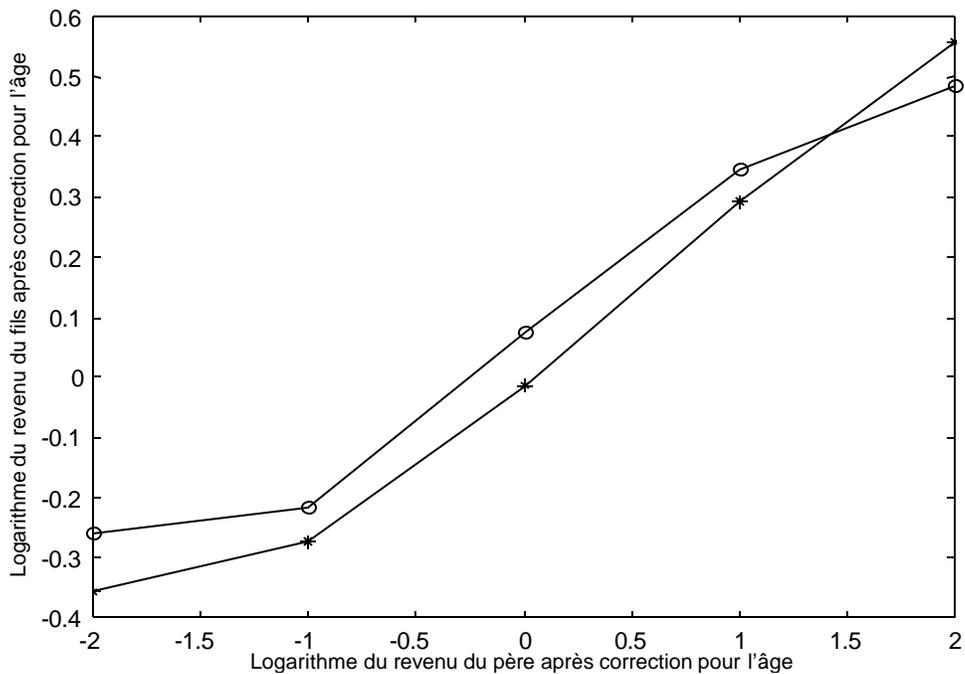
Graphique 2. Quatre courbes pouvant être justifiées par une version du modèle des contraintes d'emprunt



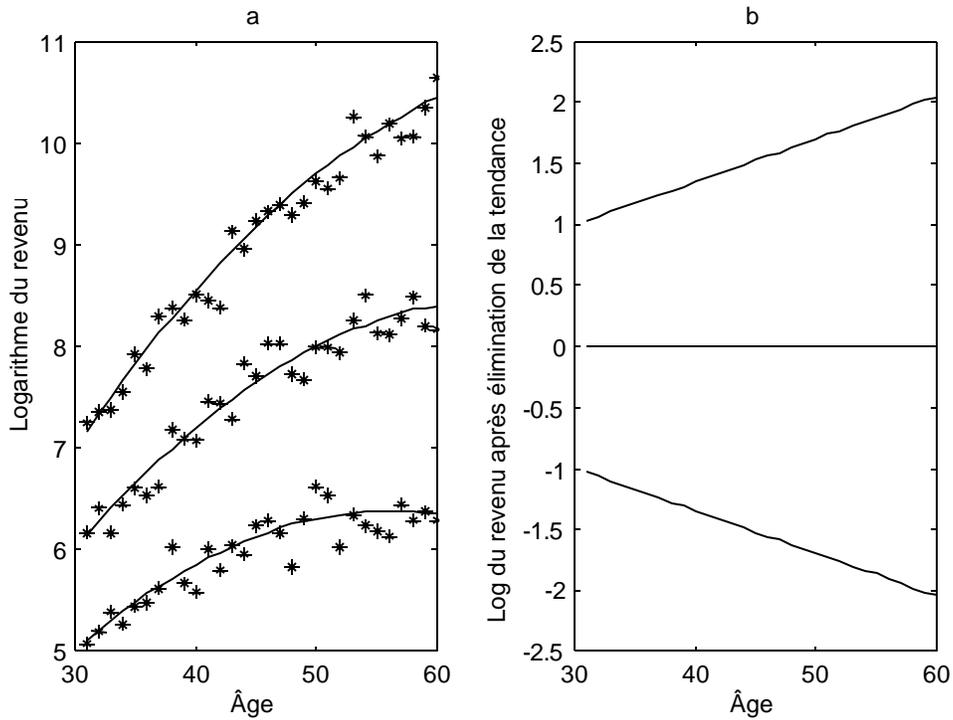
Graphique 3. Tendance prévue de la droite de régression par quantile



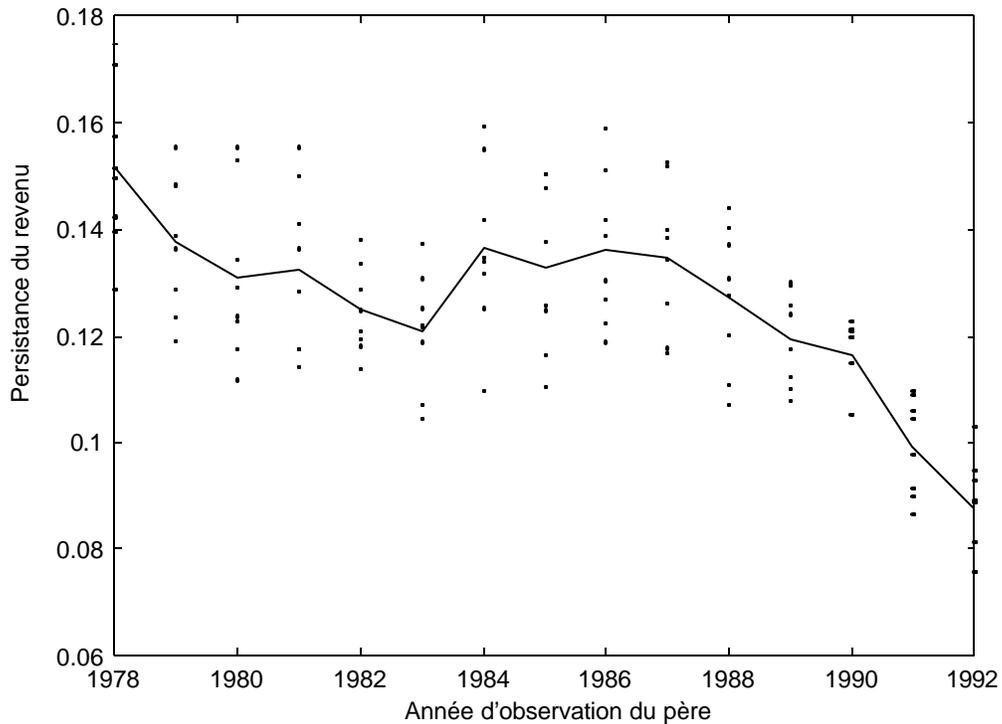
Graphique 4. Fonctions splines de régression par médiane (o) et par moyenne (\*) fondées sur l'ensemble complet de données



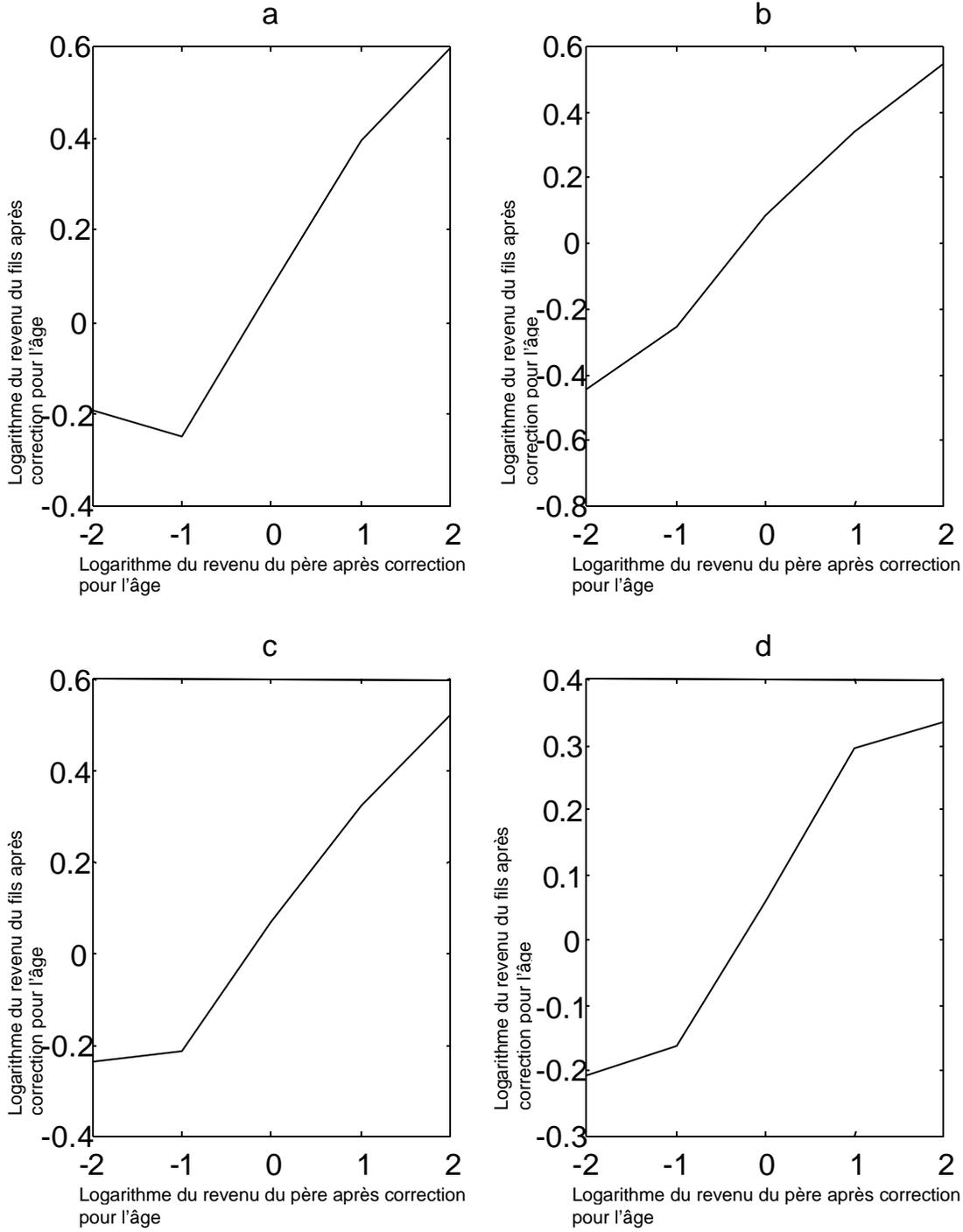
Graphique 5. Profils d'âge-revenu avant et après l'élimination de la tendance temporelle et la correction de l'erreur de mesure. *a*, profils bruts d'âge-revenu; *b*, profils d'âge-revenu après l'élimination de la tendance temporelle et la correction des erreurs



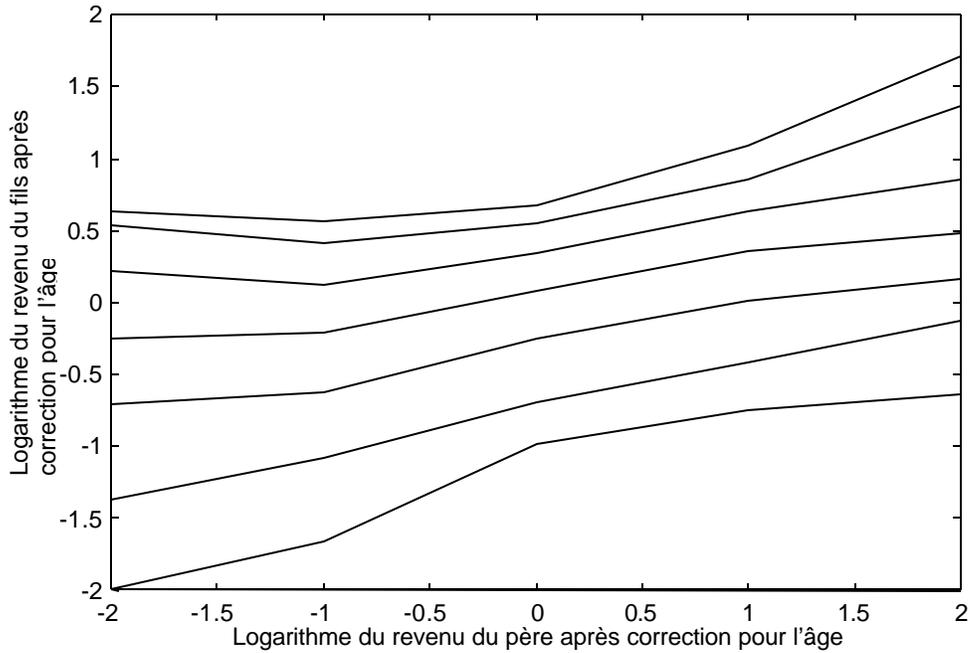
Graphique 6. Estimations de la persistance du revenu selon les années d'observation du père



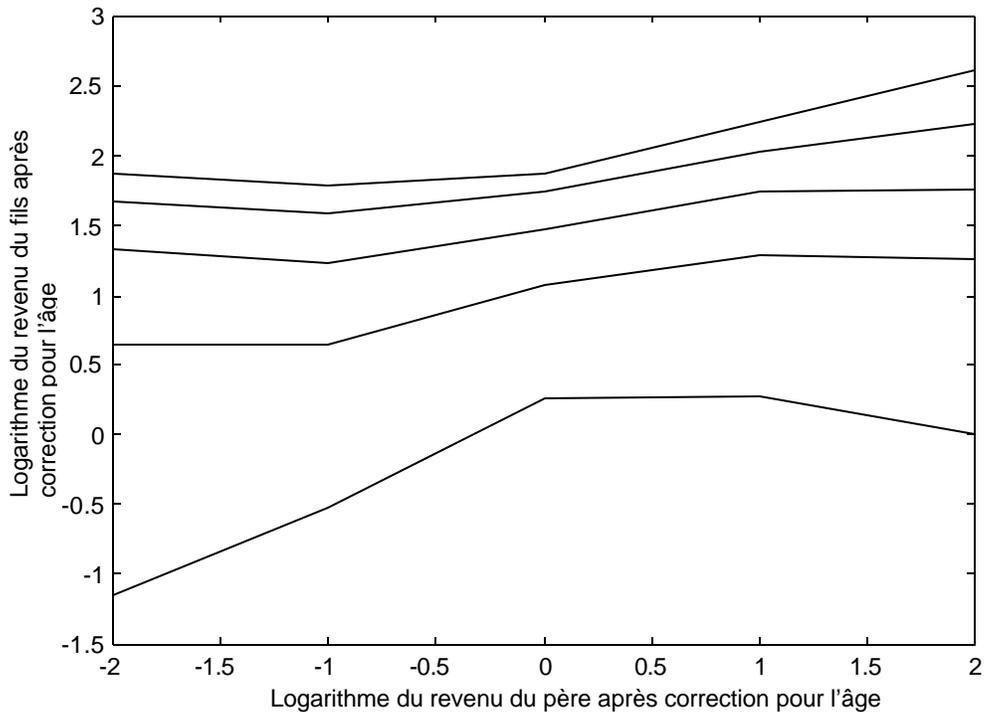
Graphique 7. Fonctions splines estimées pour des sous-ensembles définis selon l'année de naissance du père; a, 1939-1943; b, 1936-1938; c, 1932-1935; d, 1928-1931



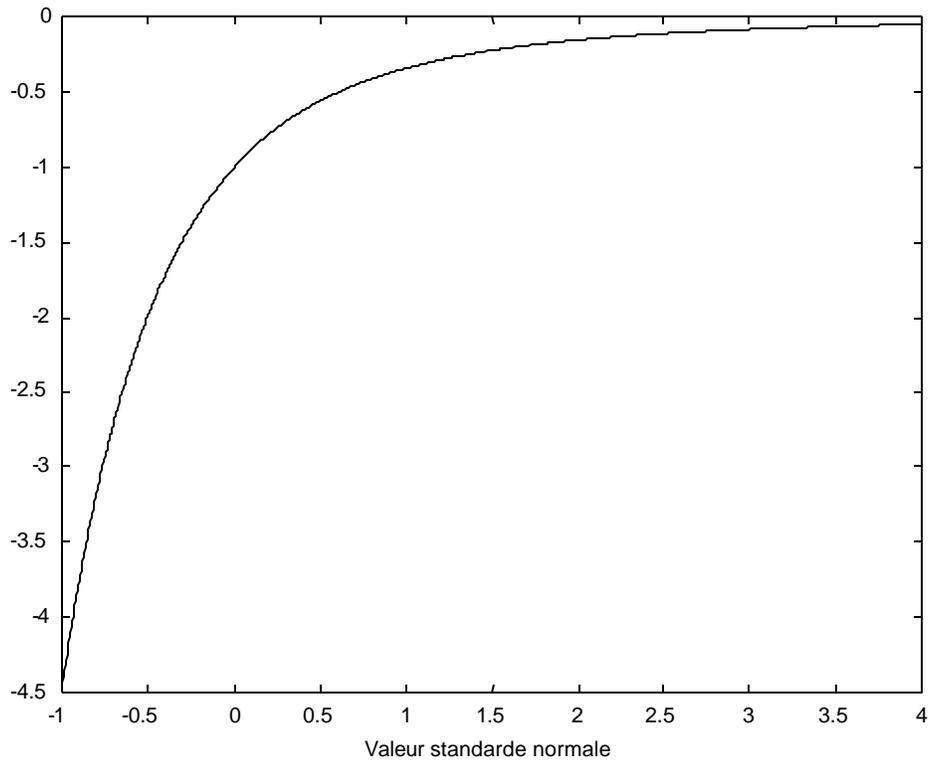
8. Graphique 8. Droites de régression non linéaire par quantile pour les hommes canadiens



Graphique 9. Droites de régression non linéaire par quantile pour les hommes canadiens; incluant les fils ayant un revenu nul ou n'ayant pas produit de déclaration de revenu



Graphique 10. Valeur de l'expression (17)



## **Références**

- Becker, G. S. (1974). "A theory of social interactions." *Journal of Political Economy*. 82:1063-94.
- Becker, G. S. et N. Tomes. (1979). "Inequality and intergenerational mobility." *Journal of Political Economy*. 87:1153-89.
- Becker, G. S. et N. Tomes. (1986). "Human capital and the rise and fall of families." *Journal of Labor Economics*. 4:S1-S39.
- Behrman, J. R. et P. Taubman. (1990). "The intergenerational correlation between children's adult earnings and their parents' income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics." *Review of Income and Wealth*. 36:115-27.
- Bergstrom, T.C. (1989). "A fresh look at the Rotten Kid Theorem—and other household mysteries." *Journal of Political Economy*. 97:1138-59.
- Corak, M. et A. Heisz. (1999). "The intergenerational income mobility of Canadian men." *Journal of Human Resources*, 34:504-33.
- Couch, K. A. et T. A. Dunn.(1997). "Intergenerational correlations in labor market status: A comparison of the United States and Germany." *Journal of Human Resources*. 32:210-32.
- Eide, E. R. et M. H. Showalter. (1999) "Factors affecting the transmission of earnings across generations: A quantile regression approach." *Journal of Human Resources*. 34:253-67.
- Grawe, N. D. (2000). "Lifecycle bias in the estimation of intergenerational income persistence." Document non publié.
- Koenker, R. et G. Basset, Jr. (1978). "Regression quantiles." *Econometrica*. 46:1149-58.
- Mulligan, C. (1997). *Parental Priorities and Economic Inequality*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Peters, H. E. (1992). "Patterns of intergenerational mobility in income and earnings." *Review of Economics and Statistics*. 74:456-66.
- Solon, G. (1992). "Intergenerational income mobility in the United States." *American Economic Review*. 82:393-408.
- Zimmerman, D. (1992). "Regression toward mediocrity in economic stature." *American Economic Review*, June, 82, 409-29.