



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 207

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-89499-5

Document de recherche

Direction des études analytiques
Documents de recherche

Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi

par Nathan D. Grawe

Division des études sur la famille et le travail
24, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136

Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi

par

Nathan D. Grawe

N° 207

**11F0019 N° 207
ISSN: 1205-9161
ISBN: 0-662-89499-5**

Division des études sur la famille et le travail
Statistique Canada
et
Carleton College

Ottawa (Ontario)
K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements:
Service national de renseignements: 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : linfostats@statcan.ca

Août 2003

L'auteur remercie Casey Mulligan, Sherwin Rosen, Jenny Wahl, Scott Drewianka et deux évaluateurs anonymes de leurs commentaires constructifs au sujet de ce travail. Toute erreur lui est entièrement imputable.

Le présent document représente les opinions de l'auteur et ne reflète pas forcément celles de Statistique Canada.

Also available in English.

TABLE DES MATIÈRES

<i>I.</i>	<i>Introduction.....</i>	<i>1</i>
<i>II.</i>	<i>Le problème du biais lié au cycle de vie.....</i>	<i>2</i>
<i>III.</i>	<i>Preuve empirique de l'existence d'un biais lié au cycle de vie.....</i>	<i>7</i>
<i>IV.</i>	<i>Rapprochement d'une grande gamme d'estimations de la persistance des gains d'emploi.....</i>	<i>12</i>
<i>V.</i>	<i>Une application constructive : Vérification des contraintes intergénérationnelles de crédit.....</i>	<i>13</i>
<i>VI.</i>	<i>Conclusion.....</i>	<i>14</i>
<i>VII.</i>	<i>Bibliographie.....</i>	<i>40</i>

RÉSUMÉ

L'estimation de la mobilité intergénérationnelle des gains d'emploi pose une foule de problèmes de mesure, car le chercheur n'observe pas les gains permanents, durant toute la vie. Les auteurs de presque toutes les études font une correction en vue de tenir compte de la variation moyenne des gains due aux différences d'âge entre les répondants. Qui plus est, les travaux récents sont basés sur l'utilisation des gains moyens ou de variables instrumentales pour tenir compte de l'effet des erreurs de mesure classiques résultant des chocs transitoires des gains et des erreurs de déclaration. Cependant, les études empiriques de la mobilité intergénérationnelle des gains n'accordent aucune attention aux changements de la variance des gains au cours du cycle de vie tel que suggérer par les modèles économiques de l'investissement en le capital humain. Basée sur des données provenant de la base canadienne de données sur la mobilité intergénérationnelle des gains, de la *National Longitudinal Survey* et de la *Panel Study of Income Dynamics*, la présente étude montre qu'il existe une forte association entre l'âge au moment de l'observation et la persistance estimée des gains. Cette variation en fonction de l'âge est due en partie à une augmentation générale de la variance des gains transitoires durant la collecte des données. Toutefois, on décèle aussi un effet indépendant de l'investissement au cours du cycle de vie. Ces observations sont appliquées à l'examen des écarts entre les résultats des diverses études de la persistance intergénérationnelle des gains. Parmi les études dont la méthodologie est comparable, le tiers de la variance des estimations publiées de la persistance des gains est attribuable aux différences d'âge des pères participant aux diverses études. Enfin, les résultats forcent à s'interroger sur les vérifications de l'importance des contraintes de crédit fondées sur des mesures des gains à différents moments du cycle de vie.

Mots clés : Mobilité intergénérationnelle et développement du capital humain

JEL : J62, J24

I. INTRODUCTION

D'après une étude des estimations de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi (c'est-à-dire l'élasticité du revenu du fils par rapport aux gains du père), il serait raisonnable de conclure que les gains (afin de favoriser un allègement du texte, le mot gains signifie gains d'emploi) régresse vers la moyenne. Toutefois, la vitesse de cette régression est incertaine. La variation importante des estimations empêche de produire une évaluation précise, même à l'intérieur d'un pays ou d'un ensemble de données particulier. Naturellement, les différences de méthodologie peuvent causer des écarts entre les estimations. Couch et Lillard (1998) soulignent qu'il est important de recourir à d'autres moyens de traiter les périodes de chômage. Et selon Solon (1992) et Zimmerman (1992), il est nécessaire de faire une correction pour l'erreur de mesure, puisque les gains transitoires et les erreurs de déclaration influent probablement sur les données. La correction pour l'erreur de mesure explique en partie l'augmentation chronologique des estimations de la persistance des gains. Toutefois, comme l'illustre le tableau 1, des variations considérables subsistent, même entre les résultats des études réalisées en appliquant les règles de sélection de l'échantillon et la correction de l'erreur de mesure proposées par Solon (1992) (calcul de la moyenne des gains sur au moins trois ans ou l'emploi de variables instrumentales (VI))¹. Il ne serait, certes, pas raisonnable de s'attendre à une uniformité parfaite entre les études, mais des écarts de plus de 200 % justifient un examen plus approfondi en vue d'en comprendre la raison.

Le présent rapport propose une explication substantielle de la discordance qui persiste entre les diverses études, à savoir les changements de la variance des gains au cours du cycle de vie. Les économistes ont cerné deux sources importantes de croissance de la variance des gains. Un certain nombre d'études montrent que la variance des gains transitoires augmente depuis plusieurs décennies. Pour un ensemble particulier de données, la variance des gains transitoires est d'autant plus importante que la période d'observation est tardive et que les pères et les fils sont âgés. L'observation de Solon (1989) concernant le biais d'atténuation donne à penser que l'estimation de la persistance des gains diminue à mesure que l'âge du père au moment de l'observation augmente (mais ne varie pas lorsque les fils vieillissent), toutes choses étant égales par ailleurs. Mais un autre facteur exerce une influence sur ces prévisions. Les modèles de l'investissement dans le capital humain axés sur le cycle de vie (voir Ben-Porath, 1967 ou Mincer, 1974) prédisent une augmentation de la variance des gains non transitoires (permanents) au cours du cycle de vie. Par conséquent, il est difficile de dire si l'estimation de la persistance des gains est censée augmenter ou diminuer lorsque l'âge du père augmente, puisque la valeur du rapport signal bruit dépend de la composante de la variance qui augmente le plus. Durant le cycle de vie du fils, la courbe de la persistance estimée des gains devrait avoir une forme en U comparable à celle de la courbe de la variance des gains produite par le modèle de Ben-Porath.

¹ Zimmerman (1992) n'est pas inclus dans ce tableau, parce qu'il limite l'échantillon aux pères et aux fils occupés à temps plein, l'emploi à temps plein étant défini comme 30 heures par semaine et 30 semaines par an. Étant donné les résultats présentés dans Couch et Lillard (1998) et l'avertissement donné dans Solon (1992) selon lequel l'homogénéité de l'échantillon exacerbe le biais dû à l'erreur de mesure, cette étude est omise. Altonji et Dunn (1991) étudient les mêmes données que Zimmerman sans imposer la contrainte supplémentaire d'emploi à temps plein. Leurs résultats sont inclus à la place de ceux de Zimmerman.

Le présent rapport a pour but de déterminer dans quelle mesure ces deux explications rendent compte de la variation de la persistance estimée des gains au cours du cycle de vie. À la section qui suit, nous passons en revue la théorie actuelle quant au lien entre l'estimation de la persistance des gains, d'une part, et l'âge du parent et de l'enfant au moment de l'observation, d'autre part. Puis, nous estimons la grandeur des deux effets à l'aide de données provenant de la base canadienne de données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (DMIR), et de la *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) et de la *National Longitudinal Survey* (NLS) américaines. Les résultats montrent qu'il existe à la fois une augmentation générale de la variance des gains transitoires et un « biais lié au cycle de vie ». Regroupés, ces effets sont nettement plus importants que ceux attribués par Solon (1992) au biais d'atténuation. À la quatrième section, nous comparons les diverses études et constatons qu'environ le tiers de la variation des estimations est attribuable à l'âge du père au moment de l'observation des gains. Enfin, à titre d'exemple d'utilisation constructive des résultats, nous nous en servons pour vérifier l'existence de contraintes intergénérationnelles de crédit.

II. LE PROBLÈME DU BIAIS LIÉ AU CYCLE DE VIE

Il existe (au moins) deux raisons pour lesquelles nous devrions nous attendre à ce que les estimations de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi varient avec l'âge au moment où ces derniers sont mesurés pour les pères et les fils. En premier lieu, comme le fait remarquer Solon (1989, 1992, 1999), le bruit dans la mesure des gains (qu'il soit dû à des erreurs de déclaration ou aux gains transitoires) produit un biais d'atténuation qui réduit les estimations de leur persistance. De nombreuses publications (Gottschalk et Moffitt, 1994; Buchinsky et Hunt, 1999; Gittleman et Joyce, 1996; Haider, 2001; Baker et Solon, 1999) donnent la preuve d'une augmentation générale de l'inégalité des composantes permanentes et transitoires des gains Canada et aux États-Unis. La croissance de la variance des gains transitoire pourrait donner lieu à un biais d'atténuation plus important (et à des estimations plus faibles de la persistance) lors des périodes tardives du cycle de vie. À mesure que les pères vieillissent, les estimations de la persistance intergénérationnelle des gains pourraient diminuer².

Une deuxième raison de la variation des estimations de la persistance des gains en fonction de l'âge, qui a fait l'objet de moins d'études, réside dans la théorie de l'accumulation de capital humain. Ben-Porath (1967) modélise les gains au cours du cycle de vie sous forme de résultat d'un processus d'investissement dynamique. Les travailleurs qui cherchent à maximiser leur revenu net au cours de la vie répartissent leur capital humain k entre deux activités, à savoir la production et l'apprentissage. En outre, les travailleurs achètent des biens d'investissement i au prix unitaire P . Ben-Porath note que le modèle se simplifie fortement si l'on suppose que les

² Le fait que le biais d'atténuation augmente ou diminue lorsque l'âge du père augmente dépend de la tendance du signal relativement au bruit. Puisque les composantes permanente et transitoire des gains augmentent toutes deux au Canada et aux États-Unis, nous ne pouvons dire avec certitude que le biais d'atténuation augmente avec le temps. Au Canada, Baker et Solon (1999) observent que l'augmentation est du même ordre de grandeur pour les deux composantes. Aux États-Unis, Gottschalk et Moffitt (1994) constatent que la variance des gains transitoires a augmenté à un taux compris entre les deux tiers à l'entière de celui auquel augmente la variance des gains permanents, tandis que Haider (2001) observe des taux de croissance égaux. Une croissance égale des variances des gains permanents et transitoires donne à penser que le biais d'atténuation est constant et que l'estimation de la persistance des gains ne varie pas.

techniques d'apprentissage sont représentées par une fonction de Cobb-Douglas. Dans ce cas, le problème d'investissement qui se pose au travailleur est :

$$\begin{aligned} \max_{s(\cdot), i(\cdot)} \int_0^T [R(1-s(t))k(t) - Pi(t)]e^{-rt} dt \\ \text{s.t. } k'(t) = \beta(s(t)k(t))^{\gamma_1} i(t)^{\gamma_2} \end{aligned} \quad (1)$$

où r représente le taux d'escompte, T , la durée de la carrière du travailleur, R , le taux de location du capital et s , la fraction du capital humain consacrée au processus d'apprentissage. Le paramètre β représente les compétences du travailleur qui complètent l'investissement dans l'acquisition du savoir. Étant donné cette complémentarité, les travailleurs ayant le plus de compétences investissent davantage, donc, voient leurs gains croître plus rapidement et, en dernière analyse, ils atteignent un niveau de gains plus élevé.

Évidemment, la politique d'investissement optimale comporte un investissement d'apprentissage initial important, tant en biens qu'en temps, qui diminue progressivement durant le cycle de vie, à mesure qu'approche la fin de la carrière. Ce processus d'investissement produit une courbe de croissance de la variance des gains au cours du cycle de vie (ou, plus précisément, une courbe en forme de U, comme l'a observé Mincer, 1974). La figure 1 illustre cette courbe au moyen d'une version étalonnée du modèle tirée de Neal et Rosen (2000)³. À mesure que les travailleurs vieillissent, la variance de la composante permanente des gains annuel augmente. Pour faire la distinction entre cette augmentation et la fluctuation de la variance des gains transitoire, nous la qualifierons de « variance liée au cycle de vie ».

Cette relation positive entre l'âge et la variance des gains s'observe tant au Canada qu'aux États-Unis, comme le montrent les figures 2 et 3⁴. Les données de la figure 2 représentent environ 20 000 pères provenant du panel canadien des DMIR, c'est-à-dire la même population que celle utilisée pour les travaux empiriques présentés à la section suivante. Si l'on fait varier l'année d'observation de 1978 à 1991 et augmenter l'âge des pères, la variance du logarithme des gains augmente de plus de 100 %. Dans le cas des données de la PSID américaine, la figure 3 montre un profil comparable. Dans ce cas, la population étudiée englobe *tous* les hommes qui avaient de 25 à 34 ans en 1967; la petite taille de l'échantillon a nécessité l'inclusion d'hommes qui ne sont pas nécessairement des pères.

Un simple modèle à deux périodes proposé par Jenkins (1987) permet d'établir le lien entre ce modèle des gains au cours du cycle de vie et l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains. (Jenkins mentionne correctement que la variance des gains ne doit pas nécessairement être constante durant le cycle de vie, mais il n'établit aucun lien avec les modèles économiques des gains au cours du cycle de vie et, étrangement, suppose que la variance des gains diminue au cours de ce cycle. Par conséquent, il s'arrête court et n'identifie pas les tendances importantes qui se dégagent des estimations empiriques de la mobilité intergénérationnelle dont il est question plus bas.) Décomposons, par souci de simplicité, la vie de travail en deux périodes

³ Les valeurs des paramètres sont $\gamma_1=0,2$, $\gamma_2=0,075$, $r=0,03$, $R/P=4$, $k(18)=1$, $T=65$ et $\beta=[0,05,0,1,0,15]$.

⁴ De toute évidence, une partie du changement observé est également due à l'augmentation de la variance des gains transitoires susmentionné.

appelées « jeunesse » (période 1) et « maturité » (période 2). Comme à la figure 1, l'expérience fait augmenter la valeur moyenne du logarithme des gains au cours du cycle de vie. Puisque toutes les études de la persistance des gains comprennent des variables de contrôle pour l'âge, supposons que les données sont corrigées de façon à éliminer cette tendance. Représentons par G_F l'espérance *ex ante* concernant les gains moyens du père, par η_i le choc transitoire subi par les gains du père durant la période i et par δ , la persistance des chocs transitoires. (La valeur de δ se situe le plus probablement entre 0 et 1. Cependant, elle est sans rapport avec les résultats présentés dans cette section.) Alors, le logarithme du revenu du père durant la jeunesse et la maturité est donné par :

$$\begin{aligned} F_1 &= \alpha_{f1}G_F + v_1 \\ F_2 &= \alpha_{f2}G_F + \delta v_1 + v_2 \\ v_1 \perp v_2, \quad v_1 \perp G_F, \quad \text{et} \quad v_2 \perp G_F \\ E(v_1) &= E(v_2) = 0. \end{aligned} \tag{2}$$

Les gains du fils suit une courbe analogue à celle caractérisant les gains du père. Alors que les composantes transitoires des gains du fils et du père sont supposées être indépendantes, les composantes permanentes sont liées,

$$G_S = \beta G_F + e. \tag{3}$$

Deux autres notions de persistance des gains sont naturelles dans ce cadre de référence. La première tient compte de la relation structurelle, dans l'équation (3), entre les gains permanents *ex ante* du parent et de l'enfant, c'est-à-dire simplement β . La deuxième a trait aux gains permanent *ex post* (y compris les composantes transitoires). Le coefficient de régression provenant d'une régression des gains cumulatifs du fils sur les gains cumulatifs du père a pour limite de probabilité :

$$\frac{\text{cov}(S_1 + S_2, F_1 + F_2)}{\text{var}(F_1 + F_2)} \equiv \tilde{\beta} = \beta \frac{(\alpha_{s1} + \alpha_{s2})(\alpha_{f1} + \alpha_{f2})\sigma_G^2}{(\alpha_{f1} + \alpha_{f2})^2 \sigma_G^2 + (1 + \delta)^2 \sigma_{v1}^2 + \sigma_{v2}^2} \leq \beta \tag{4}$$

où σ_G^2 représente la variance de la composante permanente du père G_F et σ_{vi}^2 , est la variance de la composante transitoire v_i . Nous représenterons cette statistique par la notation $\tilde{\beta}$. Suivant leur objectif, les économistes recherchent des méthodes leur permettant d'estimer β ou $\tilde{\beta}$.

Malheureusement, même les meilleurs ensembles de données de panel disponibles couvrent à peine plus du tiers du cycle de vie des pères ainsi que des fils. Pour démontrer le biais qui résulte de cette limitation des données, c'est-à-dire un « biais lié au cycle de vie », Jenkins considère d'abord l'étude typique qui consiste à utiliser les observations faites pour les fils durant la jeunesse et pour les pères durant la maturité. Dans le cadre décrit plus haut, l'analyse par régression examine,

$$S_1 = \gamma_{12}F_2 + \varepsilon. \tag{5}$$

La limite de probabilité de γ_{12} est

$$\frac{\text{cov}(S_1, F_2)}{\text{var}(F_2)} = \beta \frac{\alpha_{s1} \alpha_{f2} \sigma_G^2}{\alpha_{f2}^2 \sigma_G^2 + \delta^2 \sigma_{v1}^2 + \sigma_{v2}^2}. \quad (6)$$

Il est clair qu'il ne s'agit ni du paramètre *ex ante* β ni du paramètre *ex post* $\tilde{\beta}$. En général, il est impossible de déterminer le signe de la différence entre $\text{plim}(\gamma_{12})$ et l'un ou l'autre des paramètres étudiés.

À mesure que l'on a produit des ensembles de données de panel, certains chercheurs ont essayé d'obtenir des observations au même point du cycle de vie pour les pères et pour les fils. (Consulter, par exemple, Bielsby et Hauser, 1977 et Lillard et Kilburn, 1995.) Puisque certains de ces efforts s'appuient sur des données chronologiques rétrospectives sur les gains, il faut manifestement s'inquiéter de l'erreur de mesure. En supposant que les problèmes d'erreur de mesure peuvent être corrigés, Jenkins considère aussi les résultats des régressions suivantes sur la même période :

$$\begin{aligned} S_1 &= \gamma_{11} F_1 + \varepsilon \\ S_2 &= \gamma_{22} F_2 + \varepsilon. \end{aligned} \quad (7)$$

Dans le premier cas, les pères et les fils sont observés durant leur jeunesse. (Il s'agit du cas le plus probable lorsque l'on utilise les données de panel existantes.) La limite de probabilité de γ_{11} est :

$$\frac{\text{cov}(S_1, F_1)}{\text{var}(F_1)} = \beta \frac{\alpha_{s1} \alpha_{f1} \sigma_G^2}{\alpha_{f1}^2 \sigma_G^2 + \sigma_{v1}^2}. \quad (8)$$

De nouveau, il est évident que ce résultat ne correspond ni à l'un ni à l'autre paramètre étudié. Il est facile de montrer que le signe du biais est indéterminé tant pour β que pour $\tilde{\beta}$. De façon prévisible, l'observation des pères et des fils à la maturité ne donne pas de meilleurs résultats. Dans ce cas, $\text{plim}(\gamma_{22})$ est :

$$\frac{\text{cov}(S_2, F_2)}{\text{var}(F_2)} = \beta \frac{\alpha_{s2} \alpha_{f2} \sigma_G^2}{\alpha_{f2}^2 \sigma_G^2 + \delta^2 \sigma_{v1}^2 + \sigma_{v2}^2}. \quad (9)$$

En général, il n'est pas possible de corriger le biais lié au cycle de vie en observant les pères et les fils à un même point de leur vie. Jenkins (1987) s'arrête à la conclusion « destructive » selon laquelle les observations ne portant que sur une seule année ne permettent pas de produire des estimations convergentes du degré de persistance des gains, quelle que soit la période durant laquelle les pères ou les fils sont observés.

Cependant, un examen plus minutieux des estimations biaisées γ_{12} , γ_{11} et γ_{22} montre que l'on peut en dire beaucoup plus. Considérons de nouveau les résultats obtenus après correction pour tenir compte des erreurs de mesure ou lorsque la variance des transitoires σ_{vi}^2 est une fraction constante de la variance des gains, comme Gottschalk et Moffitt (1994), Baker et Solon (1999) et Haider (2001) l'ont constaté pour le Canada et les États-Unis.

$$\begin{aligned} p \lim \gamma_{12} &= \beta \frac{\alpha_{s1} * m}{\alpha_{f2}} \\ p \lim \gamma_{11} &= \beta \frac{\alpha_{s1} * m}{\alpha_{f2}} \text{ et} \\ p \lim \gamma_{22} &= \beta \frac{\alpha_{s2} * m}{\alpha_{f2}} \end{aligned} \tag{10}$$

où m est un multiplicateur qui rend compte du biais d'atténuation (=1 lorsque les corrections sont faites). Si le biais d'atténuation ne varie pas au cours du cycle de vie ou que les corrections pour tenir compte de l'erreur de mesure sont faites, ces estimations biaisées peuvent être classées par ordre de grandeur. L'augmentation de la variance des gains au cours du cycle de vie sous-entend que $\alpha_{f1} < \alpha_{f2}$ et $\alpha_{s1} < \alpha_{s2}$. Et, donc, $\gamma_{11} > \gamma_{12}$ et $\gamma_{22} > \gamma_{12}$.

Un exemple simple permet de voir facilement ce qu'indiquent intuitivement ces résultats. Le panneau a de la figure 4 simule les gains de trois individus. Les lignes en trait plein représentent les trajectoires prévues du logarithme des gains. Les chocs transitoires font dévier les observations réelles (étoiles) des trajectoires prévues. Dans le panneau b, la tendance moyenne dans les trajectoires prévues et dans les chocs transitoires a été éliminée. L'exemple est conforme au modèle de Ben-Porath en ce sens que la variance des gains au cours du cycle de vie augmente.

Supposons que la trajectoire prévue de la rémunération des pères et des fils faisant partie d'une même famille est la même : les pères dont la rémunération est forte ont des fils dont la rémunération est forte, tandis que les pères dont la rémunération est faible ont des fils dont la rémunération est faible. Une fois qu'on a éliminé la tendance commune liée à l'âge ainsi que l'erreur classique de mesure, les profils âge par gains au sein de la population suivent la courbe présentée au panneau b de la figure 4 où le père et le fils suivent le même trajet. Si l'on recueillait des données au cours de toute la vie pour les pères et pour les fils, l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains, corrigée pour tenir compte de l'erreur de mesure, serait égale à 1. Cependant, supposons que l'on ne recueille des données sur les gains du père et du fils que pour une année. Choisissons l'année à laquelle nous observons les fils, disons à l'âge de 30 ans. Si nous régressons le logarithme des gains du fils sur celui du père, c'est-à-dire :

$$y_s = \hat{\beta} y_f + \varepsilon, \tag{11}$$

comment l'estimation de la persistance des gains change-t-elle à mesure que varie l'année d'observation du père? Par exemple, considérons l'observation des pères à l'âge de 35 ans par opposition à l'âge de 55 ans. Lorsque nous déplaçons le point d'observation des pères à un stade plus avancé du cycle de vie, la variance des gains du père augmente. Une variance plus grande des gains du père doit expliquer la même variance chez le fils. Le degré estimé de persistance des gains diminue. Pareillement, lorsqu'on déplace la période d'observation des fils à un stade plus

avancé du cycle de vie, en maintenant la période d'observation des pères constante, le degré estimé de persistance des gains augmente. Cette variation des estimations est un artefact d'erreur de mesure due aux variations de la variance des gains au cours du cycle de vie. Puisque, selon la théorie économique, cette variance (contrairement à celle des gains transitoires) est liée intrinsèquement au cycle de vie, nous dirons que ce biais est « lié au cycle de vie »⁵.

III. PREUVE EMPIRIQUE DE L'EXISTENCE D'UN BIAIS LIÉ AU CYCLE DE VIE

Ce n'est que récemment que l'on a disposé de panels ayant une durée d'existence suffisante pour que l'on puisse étudier empiriquement le biais lié au cycle de vie⁶. L'ensemble de données DMIR (Canada) couvre la période allant de 1978 à 1998 et l'ensemble de données PSID (États-Unis) celle allant de 1967 à 1992. En outre, la NLS (États-Unis) fournit des observations sporadiques du revenu sur plus d'une décennie. À la présente section, nous examinons le biais lié au cycle de vie dans chacun de ces trois ensembles de données.

A. Estimation

Chaque ensemble de données contient des observations multiples sur les pères et sur les fils. Pour chaque combinaison de périodes d'observation pour les pères et pour les fils, nous procédons à une régression par les moindres carrés ordinaires⁷. Les variables de contrôle incluent l'âge et le carré de l'âge pour les pères et pour les fils. Par exemple, dans l'équation (12), les revenus des fils mesurés en 1993 sont régressés sur les revenus des pères mesurés en 1987.

$$y_{s,93} = \alpha + \gamma_1 age_{s,93} + \gamma_2 age_{s,93}^2 + \gamma_3 age_{f,87} + \gamma_4 age_{f,87}^2 + \beta y_{f,87} \quad (12)$$

Il est utile de décomposer le coefficient estimatif de pente pour distinguer l'effet de la variance des gains au cours du cycle de vie de celui de la variance des gains transitoires. Si r_j ($j=s,f$)

⁵ Étant donné la courbe séculaire en forme de U de la variance du logarithme des gains durant les toutes premières années d'observation, le biais pourrait effectivement produire une courbe en forme de U en fonction de l'âge des fils si l'on utilise des observations des fils faites à un stade précoce. Si la forme en U de la courbe de la variance au cours du cycle de vie est produite par des fils dont les gains permanents (au cours de la vie) sont élevés et qui connaissent les gains inférieurs à ceux des fils dont les gains permanents (au cours de la vie) sont faible (comme dans le modèle stylisé de Ben-Porath), nous pourrions prédire que les estimations de la persistance des gains seront négatives si nous observons les fils à un stade précoce de la vie. Cependant, la forme en U de la courbe d'évolution de la variance des gains peut aussi être due au fait que des fils à rémunération élevée acceptent des emplois pour lesquels la croissance de la rémunération est lente au départ, parce que ces emplois comportent une part considérable de formation en cours d'emplois. Il s'agit du cas dont il est question ici.

⁶ Reville (1995) étudie la variation des estimations de la persistance des gains en fonction de l'âge du père. Il n'étudie pas les modèles de dépendance fils sur l'âge ni ceux du lien avec le cycle de vie.

⁷ Manifestement, les mesures des gains sur une seule année sont entachées d'une erreur de mesure et les valeurs de la persistance des gains estimées à la section qui suit sont plus faibles que la valeur réelle. Cependant, dans notre effort en vue de déterminer l'importance du biais lié au cycle de vie, nous nous intéressons à la *tendance* des estimations au cours du cycle de vie. Cette tendance est facile à déceler lorsqu'on possède un grand nombre d'estimations pour une grande fourchette d'âge. Si nous répétons l'analyse en nous basant sur les moyennes de gains sur trois ans, nous obtenons les mêmes résultats qualitatifs. Toutefois, comme le nombre d'observations est trois fois plus faible, il est plus difficile de dégager la tendance.

représente le logarithme des gains corrigé pour tenir compte de l'âge du père et du fils, alors nous pouvons décomposer l'estimation de la persistance des gains comme suit :

$$\beta = \frac{\text{cov}(r_s, r_f)}{\text{var}(r_f)} = \frac{\text{cov}(r_s, r_f)}{\sqrt{\text{var}(r_f) \text{var}(r_s)}} \frac{\sqrt{\text{var}(r_s)}}{\sqrt{\text{var}(r_f)}} = \rho_{rs, rf} \frac{\sqrt{\text{var}(r_s)}}{\sqrt{\text{var}(r_f)}} \quad (13)$$

où $\rho_{rs, rf}$ représente la corrélation entre r_s et r_f . Au tableau 2, nous comparons les effets de l'augmentation de la variance des gains transitoires à ceux de l'augmentation de la variance des gains au cours du cycle de vie (gains permanents). (Nous supposons, dans le deuxième cas, que la variance des gains transitoires existe, mais qu'elle est constante.) Deux tendances distinguent les deux effets. En premier lieu, alors que la valeur du coefficient de corrélation diminue si la variance des gains transitoires augmente avec l'âge du père ou du fils, elle augmente si la variance au cours du cycle de vie augmente (et que le ratio signal au bruit augmente). En outre, tandis que le biais lié au cycle de vie fait prédire une relation positive entre l'estimation de la persistance des gains et l'âge du fils, l'estimation de la persistance n'est pas liée à l'âge du fils à cause des changements de la variance des gains transitoires. La comparaison des effets sur ρ et sur la variance des gains relatifs permet aussi de faire la distinction entre les deux sources de variance. Alors qu'une modification de la variance des gains transitoires a un effet de même sens sur ρ et sur la variance des gains relatif au cours du cycle de vie du père, une modification de la variance des gains au cours du cycle de vie produit des effets de sens opposés. L'inverse est vrai si l'on observe les variations au cours du cycle de vie du fils.

Le classement des jeunes hommes selon la profession et l'emploi est un problème qui complique légèrement les prédictions du tableau 2. Si les mesures des gains des jeunes hommes sont particulièrement erronées, alors, même lorsque la variance des gains transitoires augmente au cours du temps, la composante transitoire chez les jeunes hommes pourrait avoir diminué au cours de la partie observée de leur cycle de vie. Cette hypothèse est confirmée par Björklund (1993) qui constate que les gains sont corrélés plus fortement aux gains permanents à un stade ultérieur de la vie et que la mobilité des gains diminue avec l'âge. Par conséquent, nous pourrions ne pas déceler la diminution du coefficient de corrélation en fonction de l'âge des fils (il pourrait même augmenter) lorsque les fils sont jeunes. Pareillement, si les fils ayant des gains (permanents) élevés acceptent des emplois pour lesquels, au départ, la croissance des gains est faible, le biais lié au cycle de vie fait prédire une courbe en forme U au cours des premières années de la carrière des fils. Dans l'ensemble, nous devrions nous attendre à percevoir plus clairement l'évolution de la persistance estimée des gains au cours du cycle de vie du père.

B. Résultats

National Longitudinal Survey

Zimmerman (1992) présente des estimations de la persistance des gains pour des observations multiples auprès des pères et des fils de la cohorte originale de la NLS. Il s'agit précisément des données nécessaires pour étudier le biais lié au cycle de vie. Les résultats de Zimmerman sont compatibles avec l'existence d'un important biais lié au cycle de vie; β diminue (augmente) à mesure que les pères (fils) vieillissent et la corrélation est corrélée positivement à l'âge des fils, mais non des pères. Toutefois, l'échantillon de l'étude est limité aux pères et aux fils qui sont

occupés au moins 30 heures par semaine et 30 semaines par an. Ici, l'analyse est mise à jour en appliquant la contrainte plus courante selon laquelle les répondants doivent déclarer des revenus positifs pour être inclus dans l'échantillon.

Dans le cas de la NLS, le profil de la persistance des gains à mesure que les pères vieillissent (voir la figure 6) est compatible avec à la fois un biais lié au cycle de vie et la croissance de la variance des gains transitoires. (Tous les graphiques de la présente section sont construits de façon similaire. Pour chaque année durant laquelle un père (fils) est observé. Il est possible de choisir parmi de nombreuses années d'observation du fils (père). Les estimations de la persistance des gains sont calculées pour chaque paire d'observations père-fils possible. Elles sont représentées par des points sur la figure. Par exemple, dans le cas de la NLS, cinq observations du fils peuvent être appariées à chaque observation du père. Donc, pour chaque année d'observation du père, on dispose de cinq estimations de la persistance des gains. Dans le cas de la NLS et de la PSIB, les erreurs-types sont assez importantes, de l'ordre de 0,05 à 0,10. Par conséquent, nous nous concentrons sur la tendance de la *moyenne* des estimations de la persistance, qui est représentée par une ligne en trait plein). Les résultats montrent une baisse de plus de 50 % de la persistance estimée des gains pour un vieillissement de cinq années seulement du père, c'est-à-dire un résultat encore plus spectaculaire que celui obtenu par Zimmerman (1992). Cependant, si la persistance des gains diminue lorsque l'âge du père augmente, la corrélation est presque constante (voir la figure 6). Ce résultat est *incompatible* avec l'augmentation de la variance des gains transitoires dans l'échantillon, mais compatible avec un biais lié au cycle de vie. Dans l'ensemble, les tendances observées lorsque l'âge du père augmente sont compatibles qu'avec le biais lié au cycle de vie.

Si l'on examine les données en fonction du nombre d'années d'observation des fils, les résultats concordent de nouveau avec la notion du biais lié au cycle de vie. La figure 7 montre une courbe en forme de U de la persistance des gains à mesure que les fils vieillissent. Elle ne fournit aucun indice d'une augmentation de la variance des gains transitoires, ce qui n'est pas étonnant étant donné le jeune âge des fils.

Si l'on décompose les estimations de la persistance en une part de corrélation et une part de variance comme le montre la figure 8, il est difficile d'observer une tendance indéniable dans les données. Si ces dernières ne semblent pas contredire l'idée d'un important biais lié au cycle de vie, il est difficile de tirer des conclusions catégoriques.

Cette ambiguïté tient à certaines limitations des données de la NLS. Premièrement, ces données ne sont recueillies que sporadiquement. Deuxièmement, elles ne couvrent qu'une courte période de temps aussi bien pour les pères que pour les fils. Par exemple, l'interprétation de la tendance en fonction de l'âge des fils dépend fortement de la dernière année d'observation. Deux autres ensembles de données nord-américaines fournissent des données qui permettent de résoudre ces deux problèmes : les données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu (DMIR) au Canada et celles de la PSID aux États-Unis. Passons maintenant à l'examen de ces deux ensembles de données.

Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu

Les DMIR canadiennes, qui regroupent des observations recueillies sur une période de 15 ans pour les pères et de huit ans pour les fils, permettent de mieux examiner le biais lié au cycle de vie. La figure 9 montre une tendance importante et soutenue à la diminution de la persistance des gains à mesure que les pères vieillissent (comme la taille de l'échantillon correspondant aux DMIR est très grande, pour chaque estimation, ou chaque point sur le graphique, l'erreur-type est très faible, de l'ordre de 0,006 à 0,009.) La persistance estimée des gains baisse de plus du tiers lorsque l'année d'observation du père augmente de 15 ans. Mais s'agit-il d'un biais lié au cycle de vie ou simplement du résultat d'une augmentation de la variance des gains transitoires? Si nous décomposons les estimations de la persistance (voir la figure 10), nous constatons que la diminution de la persistance estimée des gains n'est aucunement attribuable à une variation des corrélations des gains. De nouveau, ce résultat est incompatible avec une augmentation de la variance des gains transitoires, mais prévisible s'il existe un important biais lié au cycle de vie.

Si nous examinons les estimations de la persistance des gains en fonction de l'âge du fils, nous observons une courbe au cours du cycle de vie qui, elle est compatible avec un biais lié au cycle de vie, semble davantage associée aux variations de la variance des gains transitoires. À la figure 11, une augmentation de huit années sur l'échelle des années d'observation du fils correspond à une augmentation de plus de 50 % de la persistance estimative des gains. Cette observation est en harmonie avec un biais lié au cycle de vie ou un triage selon l'emploi, autrement dit un scénario des gains transitoires.

De nouveau, l'examen des corrélations intergénérationnelles nous aide à faire la distinction entre les deux scénarios (voir la figure 12). La tendance complète peut être expliquée par des variations des corrélations des gains, situation compatible avec un triage. Il n'est pas étonnant d'observer une faible tendance correspondant au biais de cycle de vie chez les fils, puisque ces hommes n'étaient âgés que de 26 à 29 ans en 1991, au début de l'étude. Si nous retournons au tracé de la variance des gains au Canada et aux États-Unis, la croissance de cette variance est assez lente au début du cycle de vie. Autrement dit, nous ne devrions pas nous attendre à observer une tendance marquée en fonction de l'âge du fils, mais cela ne veut pas dire que les estimations de la persistance des gains chez les jeunes fils ne sont pas influencées par le biais lié au cycle de vie. À mesure que les fils vieillissent au Canada, nous devons nous attendre à ce que les estimations de la persistance des gains continuent de croître parallèlement à l'augmentation de la variance des gains des fils avec l'âge.

Panel Study of Income Dynamics (PSID)

Aux fins de comparaison, la PSID fournit aussi des observations multiples des gains pour les pères ainsi que pour les fils sur une période de temps assez longue. Cette étude est particulièrement importante, puisque qu'elle sert de fondement à la plupart des travaux sur la persistance intergénérationnelle des gains réalisés aux États-Unis. La figure 13 donne le tracé des estimations de la persistance des gains lorsque la période d'observation des pères varie de 1967 à 1981. Nous constatons une tendance nette à la baisse, conforme à celle prévue aussi bien en cas

d'une croissance de la variance et des gains transitoires que d'un biais lié au cycle de vie. Dans l'ensemble, la persistance estimée des gains diminue de 50 % environ.

L'ordre de grandeur de cette baisse est comparable à celui observé lors de l'analyse des données de la NLS, mais l'interprétation est fort différente. La figure 14 montre que l'effet peut être expliqué entièrement par des variations des corrélations des gains, ce qui donne à penser que, s'il n'y avait pas eu d'augmentation de la variance des gains transitoires aux États-Unis, les estimations de la persistance des gains n'auraient pas varié en fonction de l'âge du père.

Les courbes de persistance des gains en fonction de l'âge du fils donnent une deuxième occasion de déceler un biais lié au cycle de vie. La figure 15 donne le graphique des estimations de la persistance des gains en fonction de l'année d'observation des fils pour chaque période d'observation du père. Lorsque les fils vieillissent de 10 ans, la persistance estimée des gains augmente de 33 % environ. La décomposition de cette croissance à la figure 16 laisse entendre qu'on a affaire à la fois à un triage et à un biais lié au cycle de vie. Plus précisément, la tendance observée pour les corrélations des gains n'explique pas entièrement la tendance observée pour les estimations de la persistance. En outre, de façon fort semblable à la prédiction faite par Mincer (1974), la variance des gains des fils commence par diminuer, puis augmente de nouveau, ce qui correspond à une courbe en U.

Contrairement à ce que l'on observe pour la NLS, les tendances qui se dégagent de l'examen des données de la PSID brossent un tableau contradictoire du biais lié au cycle de vie. Cette contradiction avec la NLS, comme celle observée entre le niveau estimatif de la persistance intergénérationnelle des gains calculé par Altonji et Dunn (1991) et Solon (1992), donne à penser que les chercheurs américains qui étudient les questions intergénérationnelles seraient fort avantagés s'ils avaient accès à des données administratives. Cependant, un avantage que partagent la NLS et la PSID tient au fait que les données incluent un grand nombre d'autres variables que des gains. En particulier, les deux ensembles de données incluent des mesures du niveau de scolarité. Si ce dernier est un instrument valide d'évaluation des gains des pères, alors il est possible d'éliminer les effets des gains transitoires. Par contre, si le niveau de scolarité n'est pas un instrument valide (comme l'a postulé Solon (1992) et comme l'ont confirmé empiriquement Lillard et Kilburn (1995) et Grawe (2001)), il y a introduction d'un biais. (En effet, à la figure suivante, les estimations basées sur des variables instrumentales (VI) de la persistance des gains sont parfois *nettement* plus grandes que les estimations *MCO*, ce qui fait penser à l'existence d'un biais important d'endogénéité.) Toutefois, la valeur, en pourcentage, du biais dû à l'endogénéité est indépendante de l'âge auquel les pères ou les fils sont observés et, par conséquent, la *tendance* observée pour les estimations de la persistance des gains subsiste. Par conséquent, l'estimation des variables instrumentales offre un autre moyen d'étudier le biais lié au cycle de vie.

La figure 17 donne le tracé des estimations VI de la persistance des gains dans le cas de la NLS et de la PSID. Malheureusement, la contradiction entre les données de ces deux études ne diminue pas. Les tendances qui se dégagent des données de la NLS confirment l'existence d'un biais lié au cycle de vie, de même qu'une tendance à la baisse en fonction de l'âge du père et une courbe en forme de U en fonction de l'âge du fils. Par contre, les données de la PSID ne fournissent aucune preuve de l'existence d'un biais lié au cycle de vie en fonction de l'âge du

père. En outre, elles fournissent que de faibles indices d'une tendance à la hausse en fonction de l'âge du fils. Dans le cas de la PSID, nous devons conclure que, même si l'âge auquel les gains sont observés est un élément essentiel dans le cas des estimations de la persistance des gains non fondées sur des variables instrumentales, les données pourraient simplement refléter l'importance des variations de la variance des gains transitoires dans cet échantillon.

IV. RAPPROCHEMENT D'UNE GRANDE GAMME D'ESTIMATIONS DE LA PERSISTANCE DES GAINS D'EMPLOI

La forte association entre les estimations de la persistance des gains et l'âge, observée à la section précédente laisse entendre que les différences d'âge auquel est observé le père pourraient expliquer une part importante de la variation entre les résultats des études publiées. (L'âge auquel est observé le fils pourrait aussi être important. Toutefois, puisque les résultats des diverses études diffèrent peu à cet égard, nous nous concentrons sur l'âge du père.) Puisque la variance du logarithme des gains suit une courbe en forme de U, la relation entre l'âge du père et les estimations de la persistance des gains devraient être non linéaires (en forme de U inversé).

Les tableaux 3 et 4 et la figure 18, où sont comparés l'âge moyen des pères visés par l'étude à l'estimation de la persistance des gains, explorent cette hypothèse. Au tableau 3, les études sont classées à peu près par ordre d'âge moyen des pères. Dans la mesure du possible, nous avons choisi pour chaque étude l'estimation de la persistance des gains correspondant le plus aux règles de sélection énumérées dans Solon (1992), c'est-à-dire a) un revenu annuel positif pendant plusieurs années dont on calcule la moyenne pour tenir compte de l'erreur de mesure et b) uniquement le fils le plus âgé pour lequel des données sont disponibles. Björklund et Jäntti (1997), Dearden et al. (1997) et Wiegand (1997) s'écartent de la première règle et emploient des méthodes avec variables instrumentales. Certains auteurs ne donnent pas l'âge moyen des pères. Le cas échéant, nous présentons dans le tableau une fourchette raisonnable pour l'âge moyen fondée sur d'autres renseignements provenant de l'étude. Dans les cas où il est particulièrement difficile d'inférer l'âge moyen du père, un point d'interrogation figure après la fourchette de valeur. Dans la mesure où des erreurs ont ainsi été commises, la présente analyse sera entachée d'une erreur de mesure supplémentaire qui réduira la possibilité d'expliquer les différences en se fondant sur l'âge du père.

La figure 18 donne le tracé des estimations publiées, y compris les droites de régression. Le tableau 4 résume les résultats des régressions. La ligne en pointillé représente la droite de régression prédite pour les estimations d'après une variable instrumentale. La ligne en trait plein représente la droite de régression prévue pour les études ayant pour variable indépendante la moyenne pluriannuelle des gains du père. Les estimations fondées sur une variable instrumentale excèdent les autres de 0,12, en moyenne, ce qui donne à penser que le calcul d'une moyenne pluriannuelle des gains du père ne permet pas de bien éliminer l'erreur de mesure ou que l'instrument est endogène. Comme prévu, la relation entre l'âge du père et la persistance estimée des gains est fortement négative et concave. Une variation de 15 ans de l'âge du père fait baisser l'estimation de la persistance des gains de 0,18 à 0,21 point. Cet écart est significatif aussi bien dans le cas du modèle quadratique que du modèle linéaire. En tout, la méthode de correction de

l'erreur permet d'expliquer 23 % de la variance des estimations (variable instrumentale par opposition au calcul de la moyenne des gains du père). De la variance restante, 36 % sont expliqués par le biais lié au cycle de vie. Combinés, la méthode de correction de l'erreur et l'âge du père expliquent une bonne moitié de la variation existante.

Ces résultats modifient considérablement la façon de percevoir les « valeurs aberrantes » produites par les diverses études. Par exemple, les estimations d'environ 0,1 obtenues par Couch et Dunn (1991) pour l'Allemagne et les États-Unis, qui étaient considérées comme étant « beaucoup trop faibles », deviennent « à peu près correctes étant donné l'âge des pères compris dans l'échantillon ». En outre, cet exemple illustre clairement le danger de la méta-analyse, c'est-à-dire l'utilisation des estimations existantes des paramètres lors d'une étude subséquente (par exemple, la comparaison des résultats de Behrman et Taubman (1985) à ceux de Corak et Heisz (1999) pour étudier les différences de mobilité des gains aux États-Unis et au Canada). Si l'âge des pères dans les études utilisées diffère considérablement, la comparaison résultante sera biaisée.

Enfin, étant donné la foule de résultats publiés, il est naturel de se demander quelles études semblent s'approcher le plus du degré réel de persistance des gains. Les travaux théoriques présentés aux sections qui précèdent montrent clairement qu'il est impossible de répondre catégoriquement à cette question sans disposer de données couvrant le cycle de vie complet des pères et des fils. Cependant, en se basant sur la règle empirique selon laquelle il est préférable d'utiliser des mesures faites vers le milieu de la vie tant pour le père que pour le fils (où $\alpha_f \approx \alpha_s$), il semble que les études récentes où les pères sont observés durant la quarantaine et les fils, de la fin de la vingtaine au milieu de la trentaine, sont celles qui donnent les résultats les plus exacts. (Voir Altonji et Dunn (1991), Solon (1992), et Corak et Heisz (1999), par exemple.) Puisque les fils sont très jeunes, dans le cas des meilleures enquêtes, nous devrions nous attendre à ce que ces études sous-estiment légèrement la persistance des gains.

V. UNE APPLICATION CONSTRUCTIVE : VÉRIFICATION DES CONTRAINTES INTERGÉNÉRATIONNELLES DE CRÉDIT

En plus d'étudier les questions de mesure, les économistes s'efforcent de faire la distinction entre les divers modèles de comportement économique. Le biais lié au cycle de vie décrit dans le présent rapport peut être appliqué à la vérification empirique des contraintes de crédit qui limite les choix en matière d'études. Notant que, selon la théorie, la persistance des gains est plus forte en cas de contraintes de crédit (voir Becker et Tomes 1986), Behrman et Taubman (1990) indiquent que la persistance estimée des gains est plus importante si l'on observe le père durant les études secondaires de l'enfant plutôt qu'à un stade ultérieur du cycle de vie. Mais ce résultat reflète-t-il l'échec sur le marché du crédit?

Puisque les modèles des gains fondés sur le cycle de vie prédisent une croissance de la variance de ces derniers au cours du cycle de vie, *par construction*, les estimations de la mobilité des gains devraient être plus faibles lorsqu'on mesure les gains des parents à un stade plus précoce du cycle de vie. Les estimations fondées sur les observations des pères faites durant les années 1970 et 1990 sont particulièrement sensibles à cet effet, puisque la croissance de l'inégalité transitoire

durant cette période pourrait amplifier le profil de variance des gains au cours du cycle de vie. La courbe observée de la persistance estimée des gains ne peut, à elle seule, servir de preuve que les modèles de contraintes de crédit sont corrects ou non.

Quelques chercheurs soulignent que la tendance à la baisse de la corrélation entre les gains du père et du fils en fonction du nombre d'années d'observations du père dans le cas de la PSID est une preuve de l'existence de contraintes de crédit. À notre avis, les données obligent à s'écarter de cette explication. Premièrement, ce profil ne s'observe ni pour l'ensemble de données de la NLS ni pour celui des DMIR. Deuxièmement, dans le cadre de travaux non présentés ici, nous avons estimé les corrélations intergénérationnelles des gains d'après les données de la PSID en imposant la condition que les fils devaient être âgés de 10 à 12 ans en 1968. Étant donné ces contraintes d'échantillonnage, il est possible d'observer les corrélations des gains avant, pendant et après que les décisions concernant les études postsecondaires du fils aient été prises. La tendance ne permet de discerner aucune discontinuité correspondant à la décision relative aux études postsecondaires. Bien qu'il puisse exister des limites de crédit, cette méthode de vérification pourrait faire confondre les effets des contraintes de crédit et celles du biais de cycle de vie ou d'atténuation.

VI. CONCLUSION

L'élaboration de nouveaux ensembles de données de panel, permet aux personnes qui étudient la mobilité intergénérationnelle des gains de comparer les situations observées pour plusieurs pays et groupes. Cependant, lors des comparaisons entre études, les économistes ne doivent perdre de vue ni les modèles économiques de l'investissement au cours du cycle de vie ni l'augmentation générale de la variance des gains transitoires observée au Canada, aux États-Unis et dans certains autres pays durant les années 1970 et 1980. Plus précisément, l'augmentation de la variance des gains au cours du cycle de vie produit des estimations plus faibles de la persistance des gains si on observe les pères tard dans la vie plutôt qu'au début. Les estimations de la persistance des gains diminuent d'environ 50 % si l'on observe les pères à l'âge de 55 ans plutôt qu'à l'âge de 40 ans. Pareillement, à mesure que croît l'âge auquel sont observés les fils, on peut s'attendre à ce qu'augmentent les estimations de la persistance des gains. Tant les données canadiennes sur la mobilité intergénérationnelle des gains (DMIR) que les données américaines de la NLS donnent des preuves que le modèle économique de l'investissement au cours du cycle de vie produit un biais lié au cycle de vie. Dans le cas de la PSID américaine, les variations de la persistance des gains semblent liées à une augmentation de la variance des gains transitoires sans effet du cycle de vie.

Ces résultats nous permettent de mieux comprendre plusieurs observations empiriques décrites dans la littérature. En premier lieu, nous pouvons expliquer une part importante de la variation observée entre les résultats des diverses études. Parmi celles dont la méthodologie est comparable, le tiers de la variance de la persistance estimée des gains est attribuable à des différences entre pays concernant l'âge des pères. Deuxièmement, le rapport démontre qu'il faut interpréter avec prudence les tendances de la persistance estimative des gains comme étant un indice qu'il faut (ou ne faut pas) adopter divers modèles de choix familial. Si les variations de la variance des gains permettent aussi d'expliquer les profils observés, d'autres vérifications des

modèles doivent être examinées. L'application de ce principe au problème des contraintes intergénérationnelles de crédit force à mettre en doute des preuves mentionnées antérieurement de contraintes actives.

ANNEXE CONCERNANT LES DONNÉES

National Longitudinal Survey

Le revenu salarial des pères a été enregistré en 1966, 1967, 1969 et 1971 pour l'année qui a précédé l'enquête. L'échantillon est limité aux pères qui n'avaient pas plus de 55 ans en 1966 pour s'assurer de ne pas introduire de biais de sélection à mesure que les pères âgés prennent leur retraite lors de périodes ultérieures. Des gains positifs doit être déclaré afin d'être inclus dans l'échantillon.

Les fils sélectionnés à partir de la cohorte de jeunes hommes sont ceux qui n'avaient pas plus de 18 ans en 1966, afin d'éviter le suréchantillonnage des fils qui vivent au domicile parental après leurs études secondaires. Le revenu salarial des fils a été déclaré en 1971, 1973, 1975, 1976, 1978, 1980 et 1981 pour l'année qui a précédé l'enquête. Étant donné le jeune âge des répondants, les données recueillies en 1971 et en 1973 n'ont pas été utilisées. Pour faire partie de l'échantillon, le fils doit déclarer des gains positifs. Dans les cas où les données sont disponibles pour plus d'un fils dans un ménage donné, seules celles sur le fils le plus âgé figurant dans l'échantillon sont utilisées. Notons qu'il pourrait ne pas s'agir du fils le plus âgé de la famille puisqu'un fils plus âgé pourrait ne pas avoir été inclus dans l'enquête ou dans l'échantillon. La taille de l'échantillon varie de 270 à 367 selon l'année d'observation des pères et des fils.

Données sur la mobilité intergénérationnelle du revenu

La production des DMIR d'après les dossiers fiscaux canadiens est décrite en détail dans Corak et Heisz (1999). L'échantillon permet d'étudier les familles qui comptaient des enfants de 16 à 19 ans en 1982. Un échantillon d'un dixième a été tiré de l'ensemble complet de données puis, à partir de cet échantillon, on a sélectionné pour chaque famille le fils le plus âgé pour lequel des données sont disponibles. (Notons que le fils le plus âgé pour lequel des données sont disponibles peut ou non être le fils le plus âgé de la famille). Cette méthode de sélection a produit 56 141 paires père-fils. Puis, les données ont été limitées aux pères nés entre 1932 et 1942 (inclusivement) afin d'éviter le biais d'érosion, puisque le revenu des pères tiré d'un travail a été enregistré de 1978 à 1992. Le revenu des fils tiré d'un travail a été enregistré de 1991 à 1998. L'échantillon comprend uniquement les observations pour lesquelles des gains positifs a été déclaré.

L'examen de la moyenne et de la variance du revenu déclaré a permis de déceler plusieurs erreurs de codage. Il semble qu'une valeur de 1 \$ ait été attribuée à un nombre important d'observations faites de 1978 à 1982 alors que, d'autres années, on leur aurait attribué la valeur de 0 \$. Pareillement, un revenu de 2 \$ a été attribué à un nombre important d'observations. La cause de ces anomalies n'a pu être déterminée. « Déclaration d'un revenu positif » s'entend de tout revenu supérieur à 1 \$ de 1978 à 1982 et supérieur à 2 \$ en 1996.

Panel Study of Income Dynamics

Les fils, qui avaient de 9 à 17 ans au moment de la première PSID en 1968, sont observés de 1983 à 1992. L'exclusion des fils plus jeunes assure que les observations du revenu des fils ne soient pas influencées indûment par les observations non représentatives faites au début de la carrière. L'exclusion des fils âgés permet d'éviter la sous-représentation des fils qui vivent avec leurs parents après leurs études secondaires. Comme on utilise le revenu tiré d'un travail du chef du ménage pour mesurer le revenu, le fils doit être le chef du ménage durant la période d'observation en question afin qu'il soit inclus dans l'échantillon. Les personnes déclarant des gains non positifs sont exclues. Dans les familles comptant plus d'un fils satisfaisant ces contraintes, l'échantillon comprend uniquement le fils le plus âgé pour lequel des données existent⁸.

Les « pères » compris dans l'échantillon sont les chefs des ménages dans lesquels vivaient des fils en 1968. Ils sont observés de 1967 à 1981. Les pères dont l'âge n'était pas compris entre 30 et 46 ans (inclusivement) en 1967 ont été éliminés de l'échantillon. L'inclusion de pères âgés qui prendront vraisemblablement leur retraite durant la période d'observation introduirait un biais d'échantillonnage. De nouveau, les pères doivent être le chef de famille durant la période d'observation en question et déclarer des gains positifs. La taille résultante de l'échantillon varie de 199 à 260 selon l'année d'observation des pères et des fils.

⁸ L'étude a été répétée en utilisant l'échantillon comprenant tous les fils. Les résultats ne différaient pas considérablement dans le cas de cette autre définition de l'échantillon.

Tableau 1

Estimations de la persistance intergénérationnelle des gain classées selon l'âge moyen du père

Auteur(s)	Estimation	Lieu
Lillard et Kilburn (1995)	0,27 (0,070)	Malaisie
Corak et Heisz (1999)	0,23 (0,006)	Canada
Mulligan (1997)	0,33 (0,040)	États-Unis
Björklund et Jäntti (1997)	0,28 (0,094)	Suède
Shea (2000)	0,36 (0,043)	États-Unis
Solon (1992)	0,41 (0,093)	États-Unis
Björklund et Jäntti (1997)	0,42 (0,121)	États-Unis
Peters (1992)	0,14 (0,013)	États-Unis
Behrman et Taubman (1983)	0,27 (0,050)	États-Unis
Dearden et al. (1997)	0,58 (0,059)	Royaume-Uni
Tsai (1983)	0,28 (0,018)	Wisconsin
Österbacka (2001)	0,13 (0,005)	Finlande
Couch et Dunn (1997)	0,11 (0,063)	Allemagne
Wiegand (1997)	0,20 (0,270)	Allemagne
Altonji et Dunn (1991)	0,18 (0,028)	États-Unis
Couch et Dunn (1997)	0,13 (0,061)	États-Unis
Behrman et Taubman (1985)	0,09 (0,045)	Forces américaines

Nota : L'erreur-type figure entre parenthèses.

Tableau 2

Effets des variations de la variance des gains transitoires et en cours du cycle de vie

	Effet d'une augmentation de la variance des gains transitoires		Effet d'une augmentation de la variance des gains au cours du cycle de vie	
	Augmentation de...		Augmentation de...	
	l'âge du père	l'âge du fils	l'âge du père	l'âge du fils
β	-	0	?	+
$\rho_{rs,rf}$	-	-	+	+
$\sqrt{\frac{\text{var}(r_s)}{\text{var}(r_f)}}$	-	+	-	+

Tableau 3

Estimations de la persistance intergénérationnelle des gains selon l'âge moyen du père

Auteur(s)	Âge moyen du père	Estimation	Lieu
Lillard et Kilburn (1995)	30 à 40?	0,27	Malaisie
Corak et Heisz (1999)	40 à 45	0,23	Canada
Mulligan (1997)	40 à 45	0,33	États-Unis
Björklund et Jäntti (1997)	43	0,28	Suède
Shea (2000)	44	0,36	États-Unis
Solon (1992)	44	0,41	États-Unis
Björklund et Jäntti (1997)	45	0,42	États-Unis
Peters (1992)	47	0,14	États-Unis
Behrman et Taubman (1983)	45 à 50	0,27	États-Unis
Dearden et coll. (1997)	45 à 50	0,58	Royaume-Uni
Tsai (1983)	45 à 50?	0,28	Wisconsin
Österbacka (2001)	48,5	0,13	Finlande
Couch et Dunn (1997)	51	0,11	Allemagne
Wieget (1997)	51	0,20	Allemagne
Altonji et Dunn (1991)	52	0,18	États-Unis
Couch et Dunn (1997)	53	0,13	États-Unis
Behrman et Taubman (1985)	55 à 59	0,09	Forces américaines

Tableau 4

Explication de la variation des estimations selon l'étude d'après l'âge du père au moment de l'observation

	Modèle quadratique	Modèle linéaire
Âge du père(a_f)	0,069 (1,078)	-0,012 (2,259)
Âge du père ² (a_f^2)	-0,001 (-1,270)	S.O.
VI binaire	0,121 (2,014)	0,140 (2,251)
$E[\hat{\beta} a_f=40] - E[\hat{\beta} a_f=55]$	0,211 (2,669)	0,180 (2,259)
R^2	0,509	0,448

Nota : La valeur de t figure entre parenthèses.

Figure 1
Courbe du revenu au cours du cycle de vie

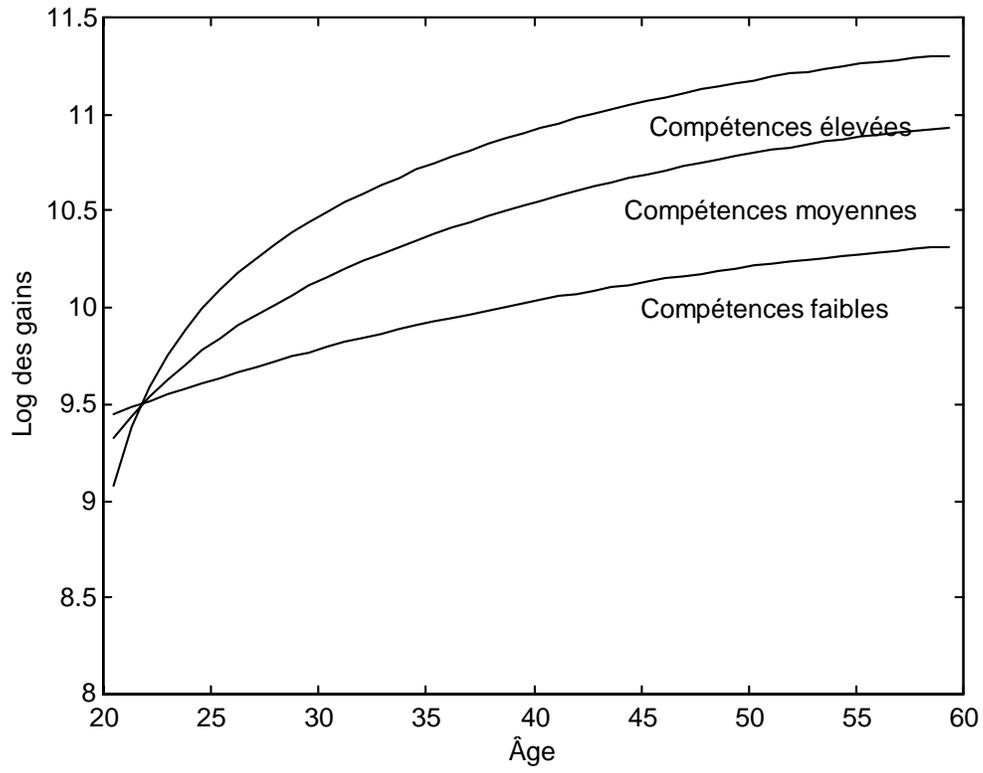


Figure 2

Croissance de la variance des gains au cours du cycle de vie, panel DMIR canadien

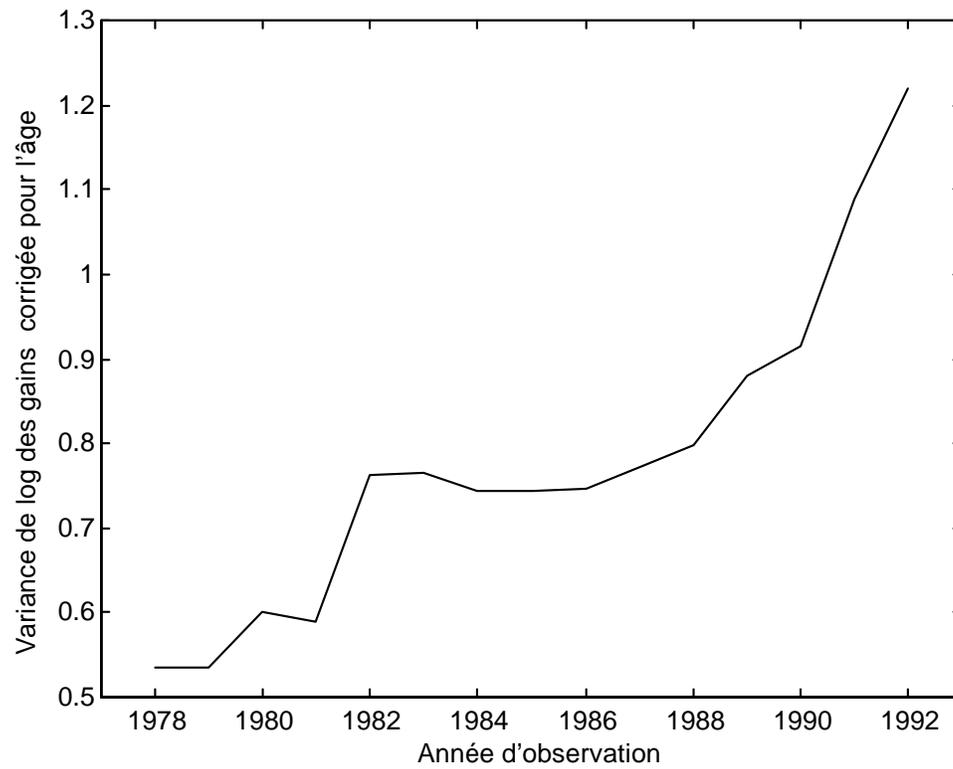


Figure 3

Croissance de la variance des gains au cours du cycle de vie, panel PSID américain

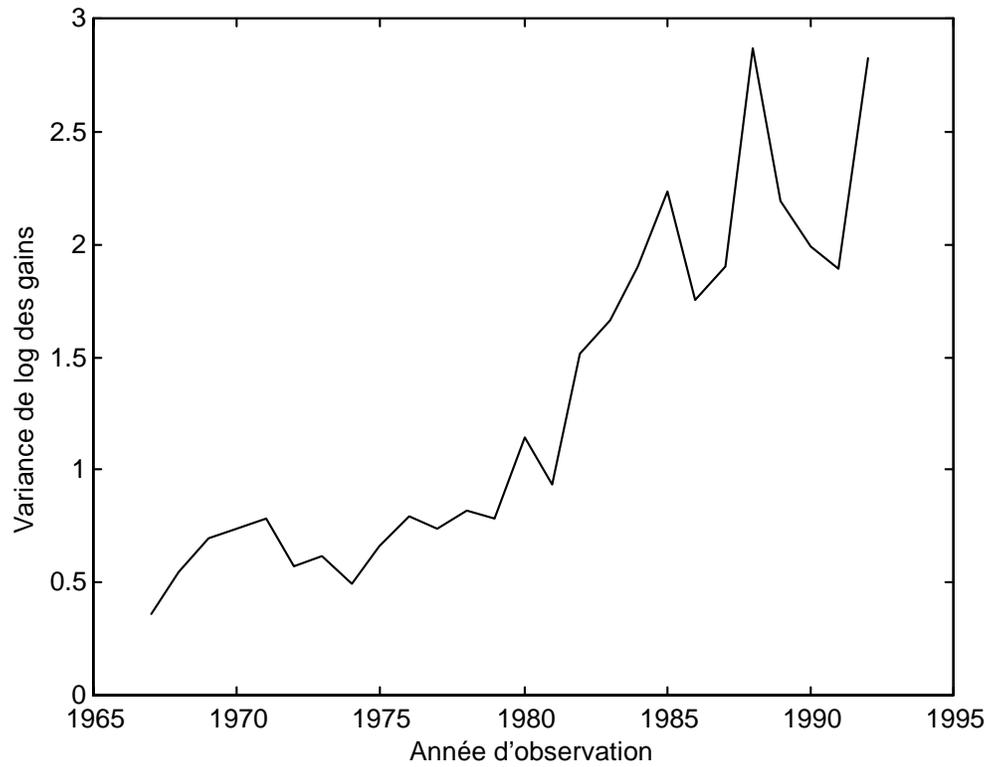
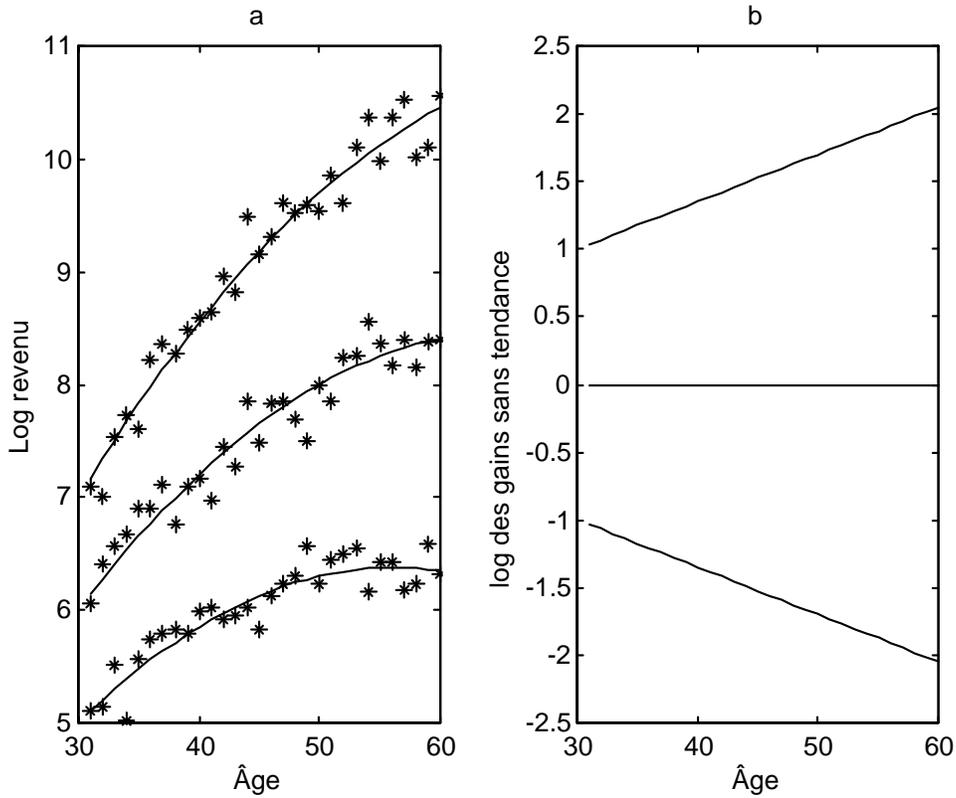


Figure 4

Profil âge sur les gains avant et après l'élimination de la tendance et la correction de l'erreur de mesure.



Nota : a, profils bruts âge sur les gains. b, profils âge sur les gains après élimination de la tendance et correction des erreurs

Figure 5

Courbe de la persistance des gains en fonction de l'année d'observation du père, NLS

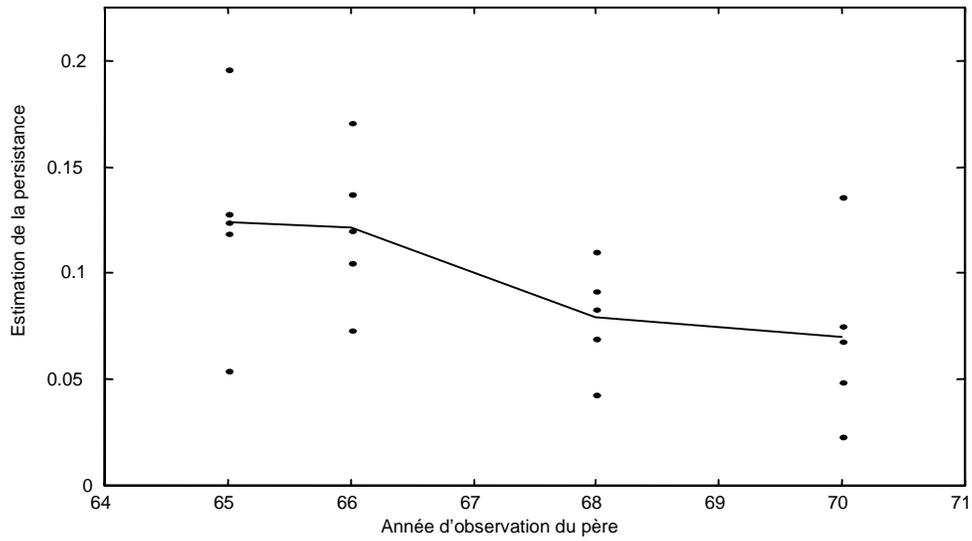


Figure 6

Décomposition des estimations de la persistance en fonction de l'année d'observation du père, NLS

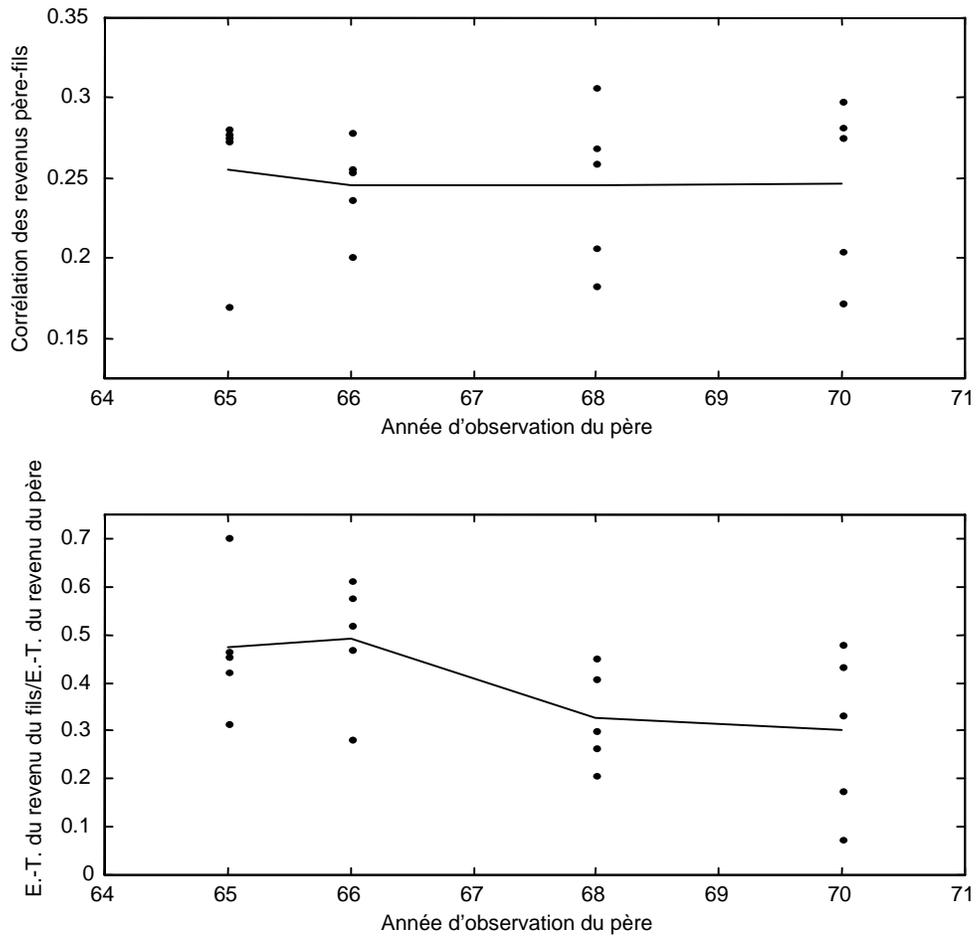


Figure 7

Courbe de la persistance des gains en fonction de l'année d'observation du fils, NLS

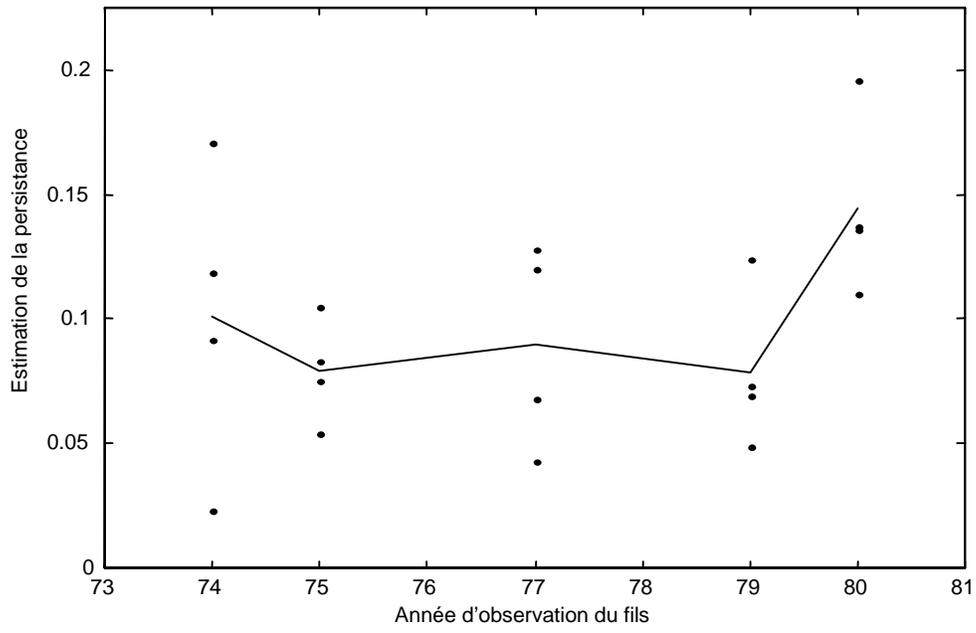


Figure 8

Décomposition des estimations de la persistance en fonction de l'année d'observation du fils, NLS

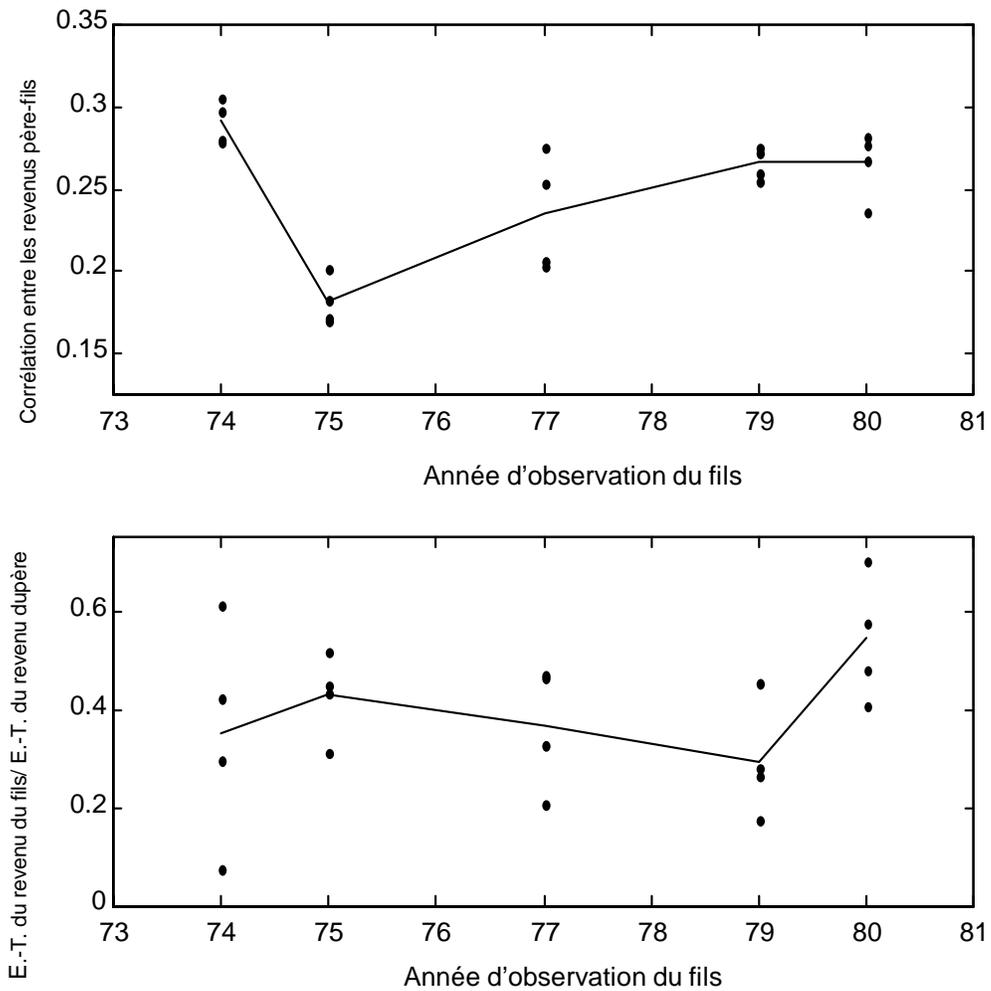


Figure 9

Courbe de la persistance des gains en fonction de l'année d'observation du père, DMIR

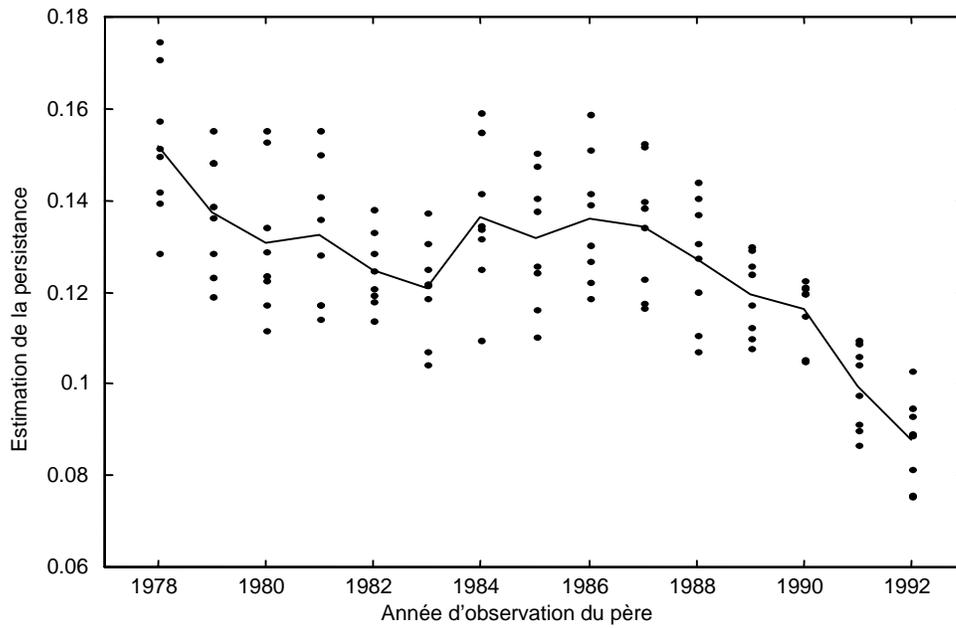


Figure 10

Décomposition de l'estimation de la persistance en fonction de l'année d'observation du père, DMIR

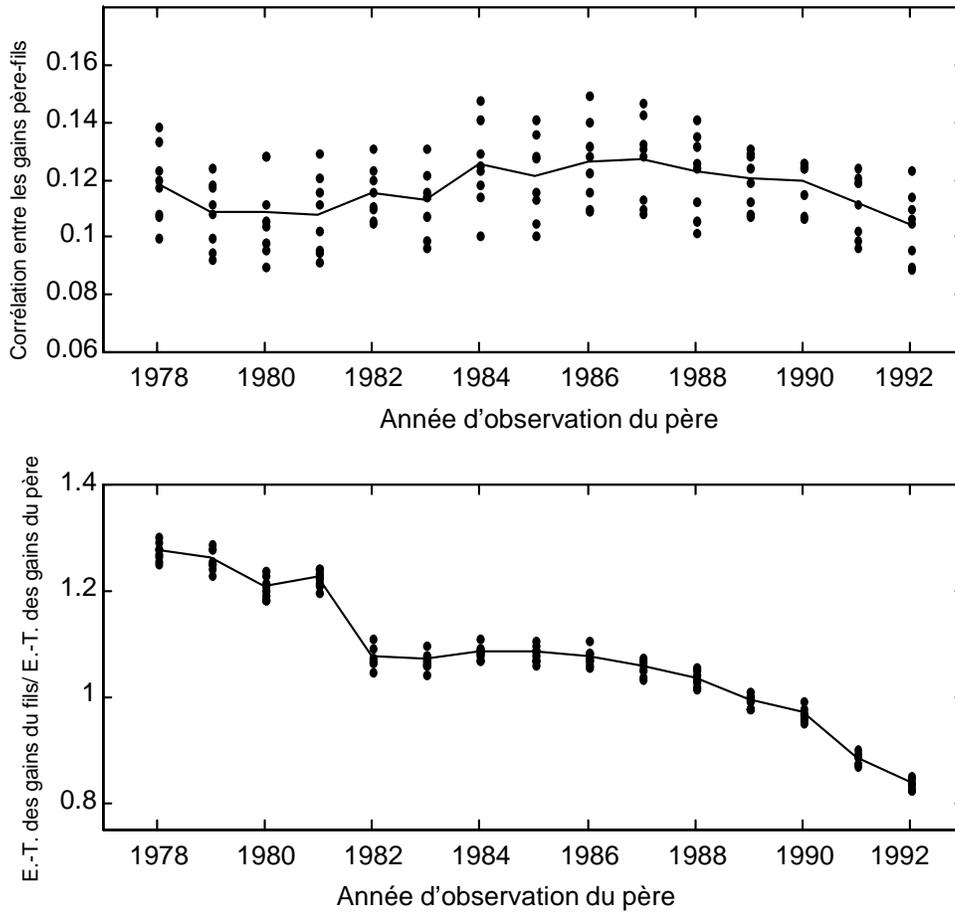


Figure 11

Courbe de la persistance des gains en fonction de l'année d'observation du fils, DMIR

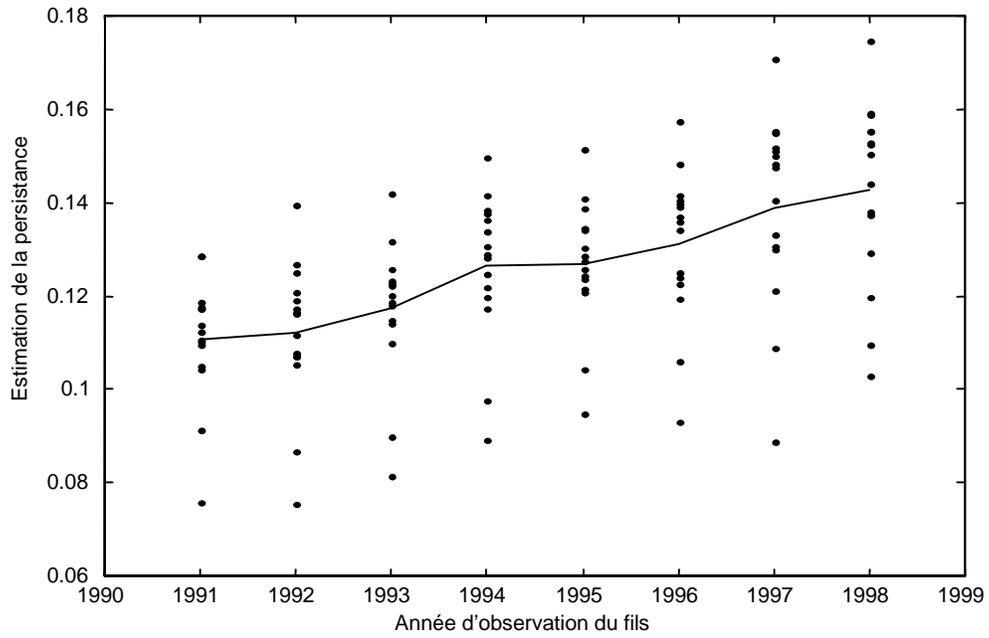


Figure 12

Décomposition de l'estimation de la persistance en fonction de l'année d'observation du fils, DMIR

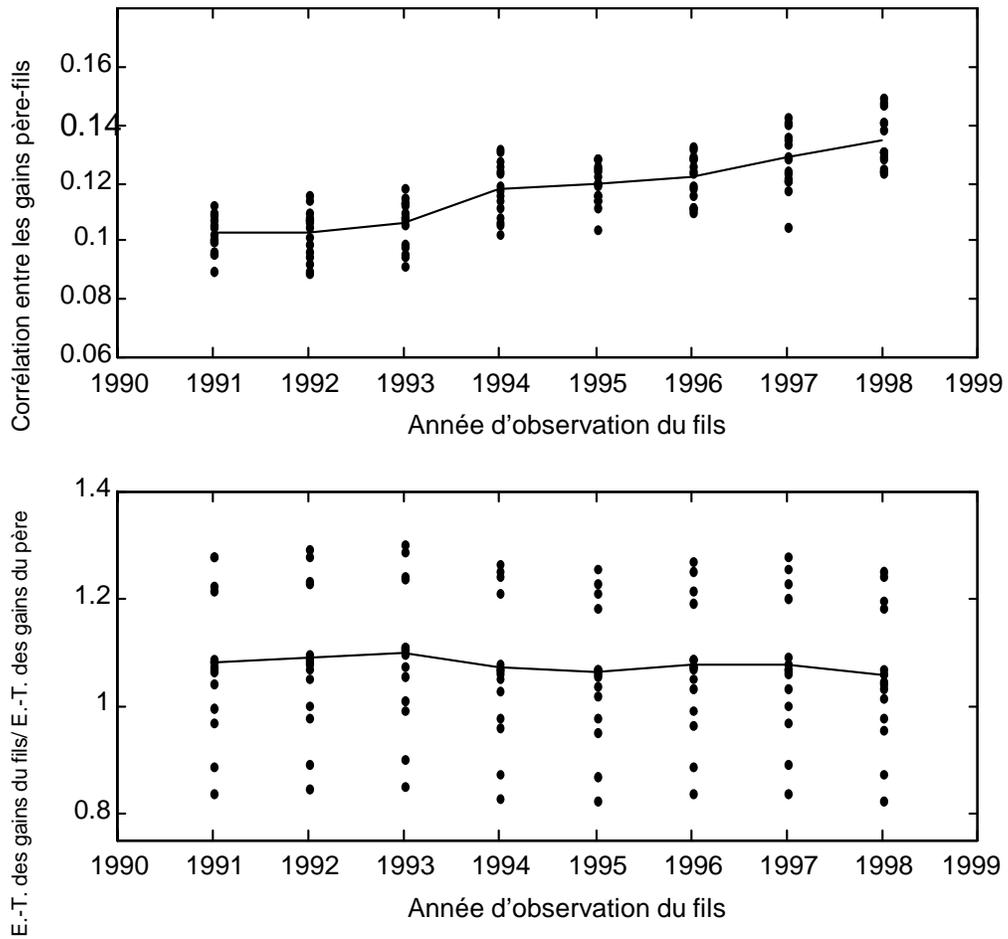


Figure 13

Courbe de la persistance des gains en fonction de l'année d'observation du père, PSID

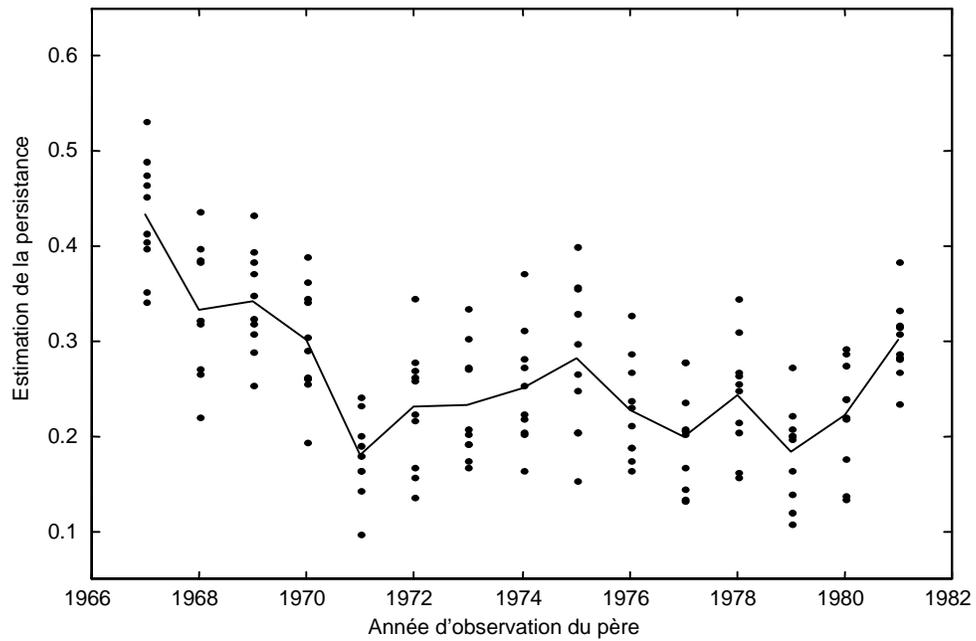


Figure 14

Décomposition de l'estimation de la persistance en fonction de l'année d'observation du père, PSID

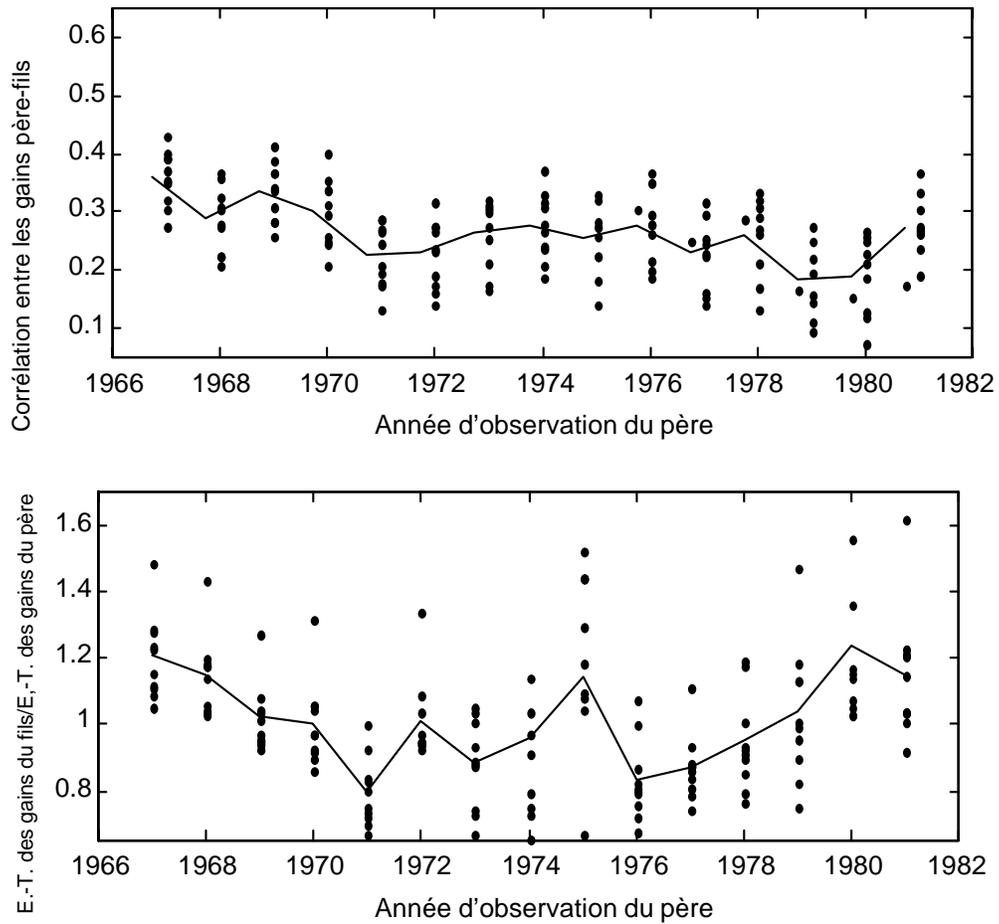


Figure 15

Courbe de la persistance des gains en fonction de l'année d'observation du fils, PSID

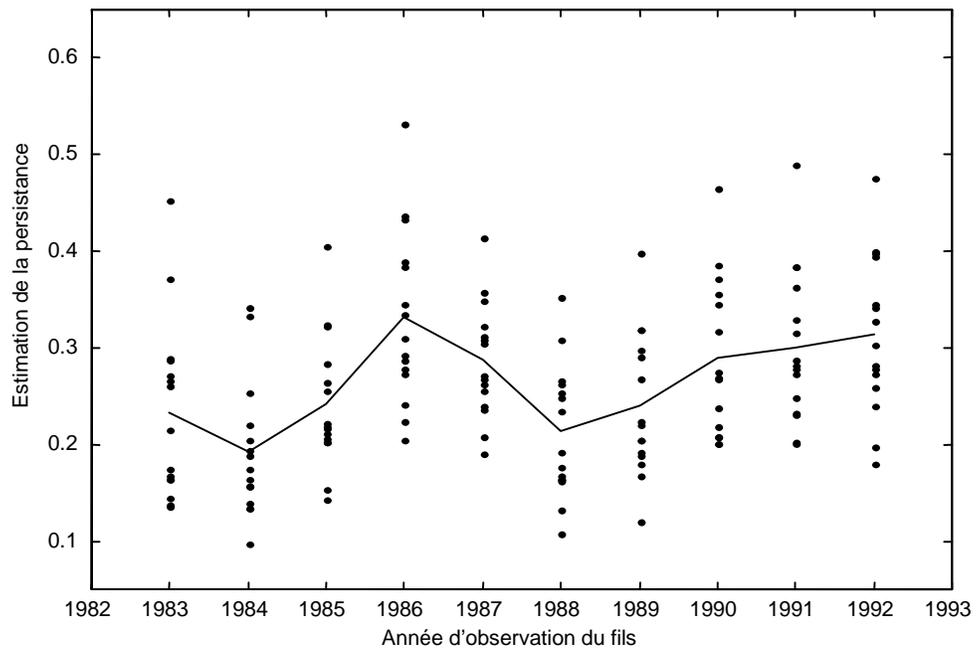


Figure 16

Décomposition de l'estimation de la persistance en fonction de l'année d'observation du fils, PSID

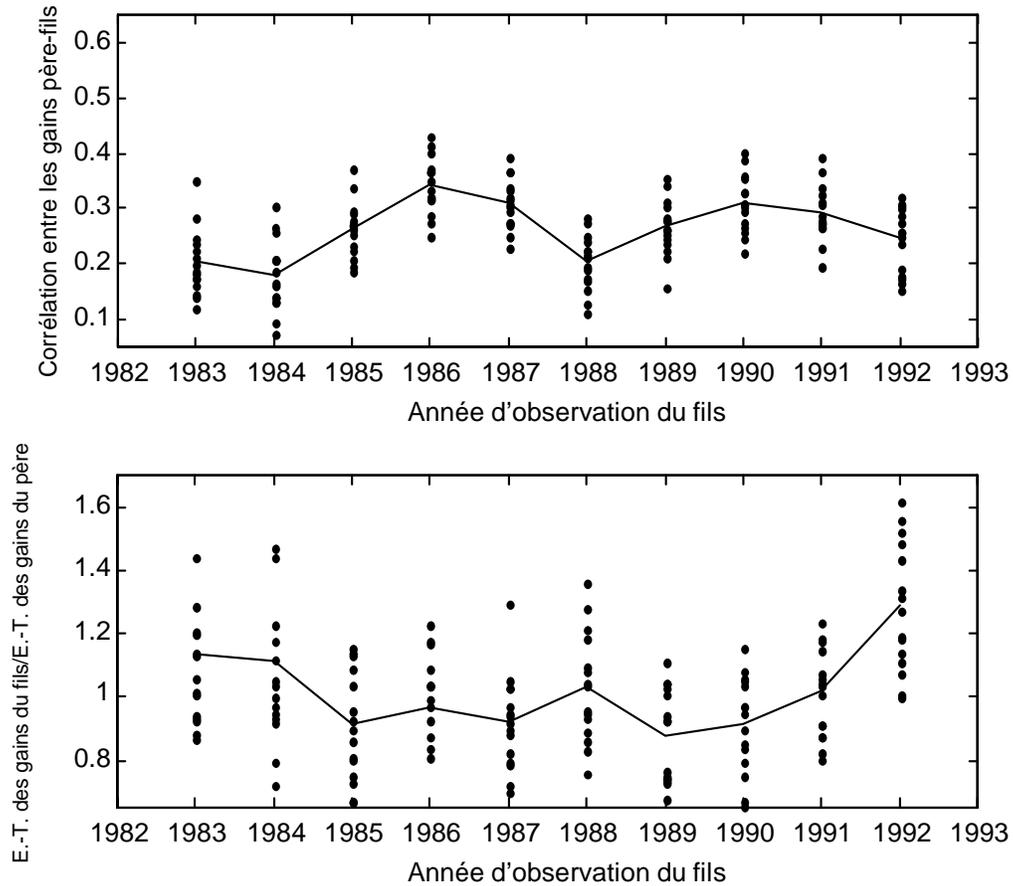


Figure 17

Courbe de la persistance des gains en fonction de l'année d'observation du fils, NLS et PSID, estimations fondées sur des variables instrumentales

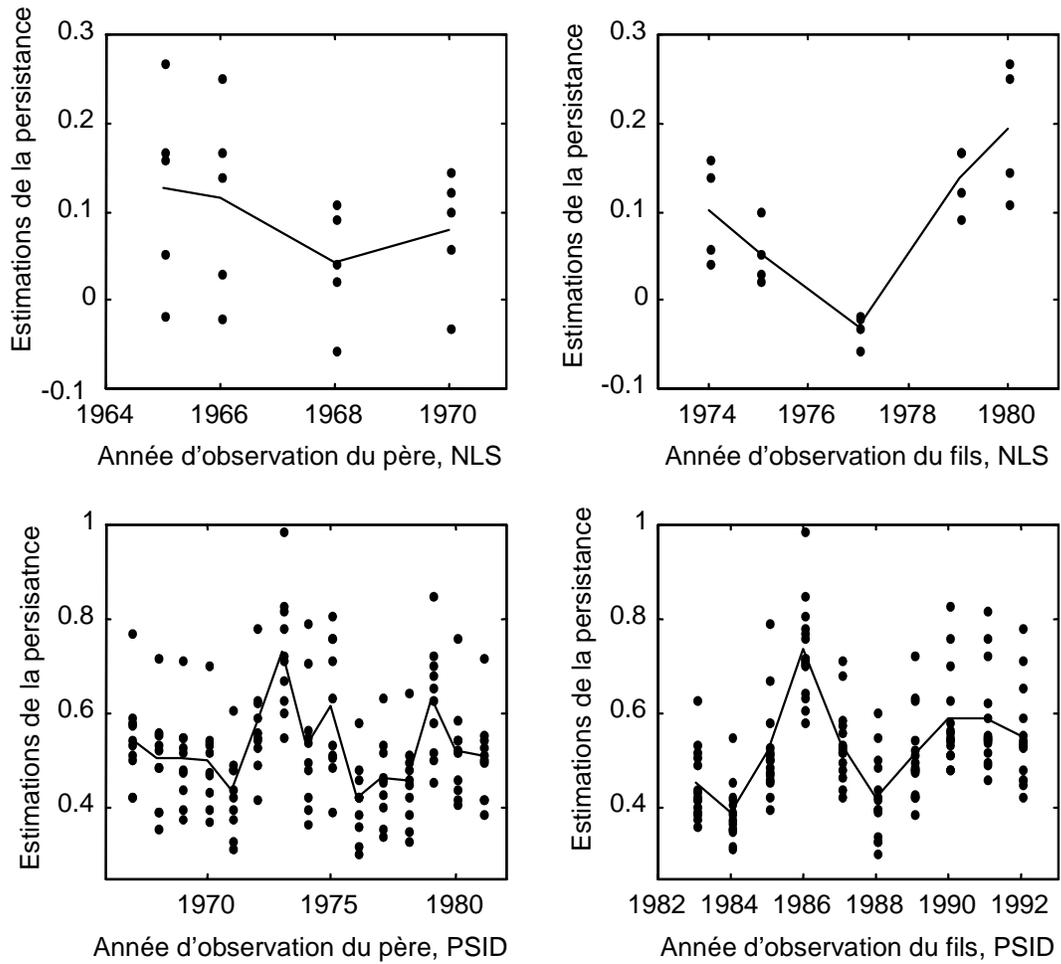
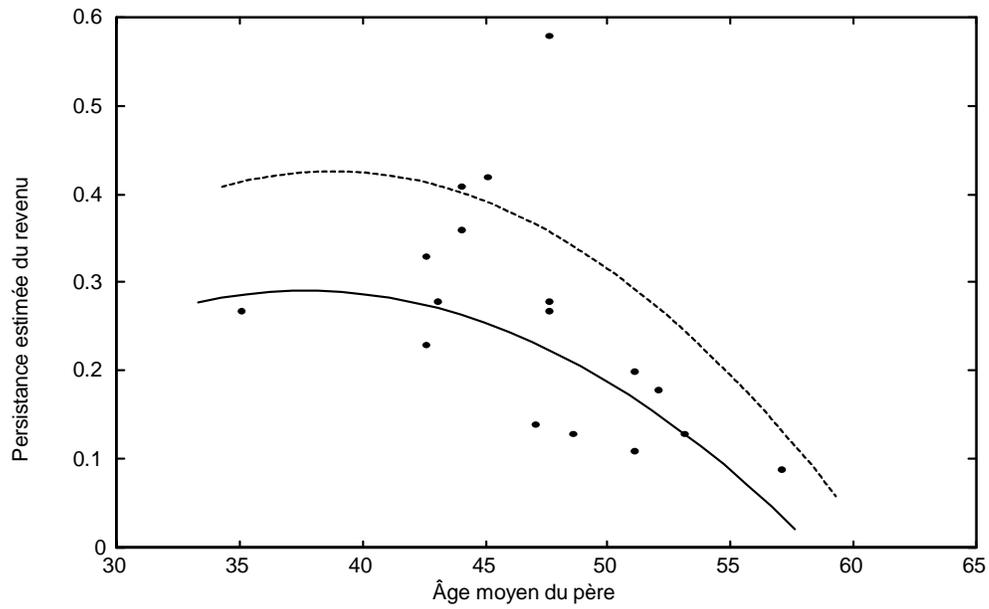


Figure 18

Variation des estimations de la persistance du revenu en fonction de l'âge



BIBLIOGRAPHIE

- ALTONJI, Joseph G. et Thomas A. Dunn. 1991. "Family Incomes and Labor Market Outcomes of Relatives." Dans *Research in Labor Economics*, Volume 12, édité par Ronald G. Ehrenberg. Greenwich, CT: JAI Press, pp.269-310.
- BAKER, Michael et Gary Solon. 1999. *Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992: analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux*. Série de document de recherche de la Direction des études analytiques 11F0019MIF1999130. Direction des études analytiques. Ottawa :Statistique Canada.
- BECKER, Gary S. et Tomes Nigel. 1986 "Human Capital and the Rise and Fall of Families." *Journal of Labor Economics*, juillet, 4 2^{ème} partie, S1-39.
- BEHRMAN, Jere R. et Paul Taubman. 1983. *Intergenerational Mobility in Earnings in the U.S.* Mimeograph.Philadelphia: University of Pennsylvania, Center for Household and Family Economics.
- BEHRMAN, Jere R. et Paul Taubman. 1985. "Intergenerational Earnings Mobility in the United States: Some Estimates and a Test of Becker's Intergenerational Endowments Model." *Review of Economics and Statistics*, février, 67, pp.144-51.
- BEHRMAN, Jere, et Paul 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, pp.115-27.
- BEN-PORATH, Yoram. 1967. "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings." *Journal of Political Economy*, août, 75, pp. 352-65.
- BIELSBY, William T. et Robert M. Hauser. 1977. "Response Error in Earnings Functions for Nonblack Males." *Sociological Methods and Research*, novembre, 6, pp.241-80.
- BJÖRKLUND, Anders. 1993. "A Comparison Between Actual Distributions of Annual and Lifetime Income: Sweden 1951-89." QTR {em}{Review of Income and Wealth}, décembre, 39, pp.377-86.
- BJÖRKLUND, Anders et Markus Jäntti. 1997. "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States." *American Economic Review*, décembre, 87, pp.1009-18.
- BUCHINSKY, Moshe et Jennife R. Hunt. 1999. "Wage Mobility in the United States." *Review of Economics and Statistics*, août, 81, pp. 351-68.

- CORAK, Miles, et Andrew Heisz. 1999. "The Intergenerational Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data." *Journal of Human Resources*, été, 34, pp. 504-33.
- COUCH, Kenneth A. et Thomas A. Dunn. 1997. "Intergenerational Correlations in Labor Market Status: A Comparison of the United States and Germany." *Journal of Human Resources*, février, 32, pp.210-32.
- COUCH, Kenneth A. et Dean R. Lillard. 1998. "Sample Selection Rules and Intergenerational Correlation of Earnings." *Labour Economics*, septembre, 5, pp.313-29.
- DEARDEN, Lorraine, Stephen Machin et Howard Reed. 1997. "Intergenerational Mobility in Britain." *The Economic Journal*, janvier, 107, pp.47-66.
- GITTLEMAN, Maury et Mary Joyce. 1996. "Earnings Mobility and Long-Run Inequality: An Analysis Using Matched CPS." *Industrial Relations*, avril, 33, pp.181-92.
- GOTTSCHALK, Peter et Robert Moffitt. 1994 "The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market." *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 217-72.
- GRAWE, Nathan D. 2001. "Intergenerational Mobility in the US and Abroad: Quantile and Mean Regression Measures." Thèse de doctorat, Université de Chicago.
- HAIDER, Steven J. 2001 "Earnings Instability and Earnings Inequality of Males in the United States: 1967-1991." *Journal of Labor Economics*, octobre, 19, pp.799-836.
- JENKINS, Stephen. 1987 "Snapshots Versus Movies: 'Lifecycle Biases' and the Estimation of Intergenerational Earnings Inheritance." *European Economic Review*, 31, pp.1149-58.
- LILLARD, Lee A. et Rebecca M. Kilburn. 1995. *Intergenerational Earnings Links: Sons and Daughters*. RAND document de recherche, no. 95-17.Santa Monica, CA: RAND Corporation.
- MINCER, Jacob. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press (for NBER).
- MULLIGAN, Casey. 1997. *Parental Priorities and Economic Inequality*, Chicago: The University of Chicago Press.
- NEAL, Derek et Sherwin Rosen. 2000. "Theories of the Distribution of Earnings," in *Handbook of Income Distribution*, ed. Anthony B. Atkinson et Francis Bourguignon, New York: Elsevier Science, North-Holland.
- ÖSTERBACKA, Eva. 2001. "Family Background and Economic Status in Finland." *Scandinavian Journal of Economics*, septembre, 103, pp.467-84.

- PETERS, H. Elizabeth. 1992. "Patterns of Intergenerational Mobility in Income and Earnings." *Review of Economics and Statistics*, août, 74, pp.456-66.
- REVILLE, Robert T. 1995. *Intertemporal and Life Cycle Variation in Measured Intergenerational Earnings Mobility* RAND document de recherche Santa Monica, CA: RAND Corporation.
- SHEA, John. 2000. "Does Parents' Money Matter?" *Journal of Public Economics*, août, 77, pp. 155-84.
- SOLON, Gary. 1989. "Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations." *Review of Economics and Statistics*, février, 71, pp.172-74.
- SOLON, Gary. 1992. "Intergenerational Income Mobility in the United States." *American Economic Review*, juin, 82, pp.393-408.
- TSAI, Shu-Ling. 1983. "Sex Differences in the Process of Stratification." Thèse de doctorat, Université du Wisconsin.
- WIEGAND, J. 1997. "Intergenerational Earnings Mobility in Germany." Mimeo. University College London.
- ZIMMERMAN, David. 1992. "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature American *Economic Review*, juin 1992, 82, pp.409-29.