

Externalités de l'éducation et mobilité intergénérationnelle en France sur la période 1945-1993*

Alice FABRE[†] et Stéphanie MOULLET[‡]

Mars 2002

Abstract

L'étude porte sur la mobilité intergénérationnelle en France sur la période 1945-1993 et met l'accent sur le rôle de la dotation en capital humain de l'économie. A l'aide d'un modèle à générations imbriquées avec agents hétérogènes, nous montrons que la présence d'effets d'entraînement, liés au capital humain moyen de l'économie, permet de réduire l'inégalité en capital humain, même dans le cas d'une croissance endogène à taux constant. Le modèle théorique apporte des éléments d'explication de l'élévation du niveau de scolarisation observée en France au cours des dernières décennies. Des estimations réalisées à partir de données issues de l'enquête Formation et Qualification Professionnelle 1993 de l'INSEE montrent ainsi que le capital humain moyen de l'économie joue un rôle significatif sur l'accumulation du capital humain et contribue à la mobilité intergénérationnelle, en dépit d'un coefficient de transmission du capital humain élevé entre générations.

*Les auteurs tiennent à remercier Saïd Hanchane, Charles Lai-Tong, Louis Lévy-Garboua et Philippe Michel pour leurs nombreux commentaires et suggestions. Toutes les erreurs qui subsistent sont les nôtres.

[†]Université de Provence et CEDERS. CEDERS : Faculté de Sciences Economiques et de gestion, 14 avenue Jules Ferry, 13621 Aix-en-Provence cedex, tel : (0)4.42.91.48.30, fax : (0)4.42.91.48.29, alice.fabre@up.univ-aix.fr

[‡]CEREQ, 10 place de la Joliette, BP 21321, 13567 Marseille cedex 02, tel : (0)4.91.13.28.01, fax : (0)4.91.13.28.80, moulet@cereq.fr

1 Introduction

La France a connu depuis un demi-siècle une forte élévation de son niveau d'éducation. D'après les données issues de l'enquête Formation et Qualification Professionnelle 1993 de l'INSEE (FQP 93), 28 % des français en 1993 n'ont aucun diplôme ou seulement le Certificat d'Etudes Primaires contre 66,5% et 76% pour leur père et leur mère respectivement. A la même date, ils sont 17% à détenir un diplôme de l'enseignement supérieur contre 7% et 5% pour chacun de leur parent. En un siècle, l'âge moyen de fin d'études est passé de 11.5 ans à 18.5 ans.

Le prolongement des scolarités coïncide avec le fort développement du système éducatif dans la période d'après-guerre¹ et paraît entraîner une relative mobilité scolaire. Profitant à tous, l'ouverture du système scolaire contribue à la hausse générale du niveau de formation (Euriat et Thélot [1995]), même si la démocratisation de l'école n'est pas achevée (Goux et Maurin [1995, 1997b]). Parallèlement à cette mobilité scolaire, les inégalités de niveau de vie intra et inter-générationnelles semblent s'être accrues au cours des dernières générations (Chambaz, Maurin et Hourriez [1996]).

Dans cet article, nous nous proposons d'étudier les déterminants du capital humain en France, et d'apporter des éléments d'explication à l'élévation du niveau de scolarité observée au cours des trente dernières années. L'accent est mis sur la transmission intergénérationnelle de capital humain "parent-enfant", ainsi que sur le rôle de la dotation en capital humain moyen de la société. Nous montrons ainsi que la présence d'une externalité liée au niveau de capital humain moyen de l'économie peut entraîner un processus de rattrapage.

Une littérature très dense existe sur les déterminants des niveaux d'éducation, tant en économie qu'en sociologie (on peut se référer à Haveman et Wolfe (1995) pour une revue détaillée). Les différentes études, réalisées le plus souvent sur données américaines, soulignent le rôle des décisions des parents (Becker et Tomes [1986]), du revenu de la famille (Acemoglu et Pischke [2001]), des politiques d'éducation (Hanushek [1986]), voire du capital ethnique (Borjas [1992]). Becker et Tomes (1976, 1979, 1986) à partir de fondements théoriques établis en équilibre partiel, proposent une étude de

¹Par exemple, l'augmentation de l'âge minimum de fin d'études de 14 à 16 ans (loi Berthoin, 1959), la création du baccalauréat technologique (1965), du collège unique (1966), et l'objectif de "80% de l'accès au niveau baccalauréat pour une classe d'âge" (1985) sont des décisions de politique éducative allant dans ce sens.

la mobilité intergénérationnelle, dans le cas américain. Ils montrent le rôle important des parents et des autres ascendants sur le capital humain des enfants, effet qui s'amenuise pour les générations récentes, suggérant par là un accroissement de mobilité.

Notre étude porte sur la mobilité intergénérationnelle dans le cas français, et met l'accent sur les externalités en oeuvre. Nous considérons à cet effet une externalité intergénérationnelle à la Becker et Tomes, qui repose sur la transmission de capital humain entre parents et enfants. Nous introduisons également une externalité statique, liée à la dotation moyenne en capital humain de l'économie, susceptible d'intervenir sur les niveaux d'éducation. Cette dernière s'apparente à ce que Blaug (1970) appelle les effets "atmosphériques" ou encore Lévy-Garboua (1973) les effets "indivisibles" de l'éducation. A l'aide d'un modèle simple en équilibre général, avec une structure à générations imbriquées, nous montrons, dans un premier temps, comment sur un plan théorique la présence d'une telle externalité dans la fonction d'accumulation du capital humain peut générer, au niveau macroéconomique, une réduction des inégalités (Tamura, 1991). L'intuition est que cette externalité positive favorise un certain brassage social, à l'origine d'un processus de rattrapage. Puis, dans un second temps, nous estimons l'influence de la dotation moyenne du capital humain de l'économie sur l'accumulation individuelle de capital humain². L'étude empirique propose ainsi une analyse de la mobilité intergénérationnelle centrée sur le rôle des effets externes en oeuvre au niveau de l'accumulation individuelle de capital humain et la possibilité d'avoir un processus de régression vers la moyenne. Les données sont issues de l'enquête Formation et Qualification Professionnelle 1993 de l'INSEE, et couvrent la période 1945-1993. On obtient des résultats originaux pour le cas de la France, qui soulignent la réalisation d'un processus de rattrapage lié, en partie, à la dotation moyenne de capital humain de l'économie. Les résultats sont nuancés par sexe et par catégorie socioprofessionnelle. Le processus de rattrapage est surtout marqué pour les filles et pour les générations nées dans les années 60, ainsi que pour les enfants issus des milieux les moins favorisés. L'analyse apporte des éléments d'explication de l'élévation du niveau d'éducation en France au cours des dernières décennies.

La suite de cet article est organisée de la façon suivante. Dans la section

²Notons que Borjas (1995), dans un objectif très différent, puisque centré sur la mise en évidence d'effets de voisinage responsables d'une certaine ségrégation sociale, a montré empiriquement que le capital humain ambiant joue significativement sur le capital humain des individus, ce qui va dans le sens de cette hypothèse.

2, on présente le modèle théorique, dont les fondements microéconomiques servent de base à l'analyse empirique. Dans la section 3, on expose la spécification empirique et les données utilisées. Puis, dans la section 4, on présente les résultats des estimations. Enfin, dans une dernière section, on propose plusieurs pistes de recherches futures.

2 Le modèle

2.1 Etude des comportements individuels

Afin de mettre en évidence l'importance théorique des externalités liées à la dotation moyenne en capital humain, nous considérons dans un premier temps un modèle de croissance simple à générations imbriquées, avec agents hétérogènes. Le modèle constitue une version simplifiée de Glomm et Ravikumar (1992). A chaque date t naît un continuum d'agents qui vivent deux périodes. La taille de chaque génération est constante et normalisée à un. Les agents arbitrent sur leur cycle de vie entre leur loisir jeune ($1 - e_{t-1}$), leur consommation adulte c_t et le niveau d'éducation de leur enfant h_{t+1} :

$$U(1 - e_{t-1}, c_t, h_{t+1}) = (1 - \beta) \ln(1 - e_{t-1}) + \beta \ln c_t + \rho \ln h_{t+1}, \quad (1)$$

où β représente le facteur d'escompte et ρ le degré d'altruisme, supposés, pour simplifier, communs à tous les individus.

En première période de vie, les agents se forment, et offrent en seconde période de vie une unité de travail efficace h_t . Leur niveau de capital humain en seconde période de vie dépend de la dotation initiale en capital humain héritée de leur parent h_{t-1} , de la dotation moyenne en capital humain de l'économie à leur naissance \bar{h}_{t-1} , des caractéristiques du système scolaire b_{t-1} , du temps que leur consacrent leurs parents, θ_{t-1} , ainsi que de leur propre effort éducatif e_{t-1} , qui correspond à un investissement temporel :

$$h_t = b_{t-1} h_{t-1}^\gamma \bar{h}_{t-1}^\varepsilon e_{t-1}^\alpha \theta_{t-1}^\nu, \quad (2)$$

où $0 < \alpha < 1$; $0 < \gamma < 1$; $0 < \varepsilon < 1$; $0 < \nu < 1$. On considère le cas où $b_{t-1} = b$, où b est un paramètre positif.

Le capital humain hérité est supposé suivre une loi de distribution log normale G_{t-1} de paramètres μ_{t-1} et σ_{t-1}^2 qui sont respectivement l'espérance et la variance du capital humain en $t - 1$. Le capital humain moyen \bar{h}_{t-1} est

défini comme la moyenne arithmétique des capitaux humains individuels en $t - 1$, avec $\bar{h}_{t-1} = \int h_{t-1} dG_{t-1}(h_{t-1}) / \int dG_{t-1}(h_{t-1})$. Comme la population est normalisée à 1, on a $H_{t-1} = \bar{h}_{t-1} = \int h_{t-1} dG_{t-1}(h_{t-1})$.

Il est supposé que le stock moyen de capital humain accumulé dans l'économie profite à l'ensemble de la population. Cette hypothèse, introduite préalablement par Tamura (1991) dans le cadre d'un modèle avec agents à durée de vie infinie, implique qu'un individu doté d'un capital humain inférieur à la moyenne puisse bénéficier de rendements espérés de son investissement éducatif supérieurs à la moyenne. Cette situation peut découler d'interactions entre individus, d'effets de voisinage, de l'enseignement reçu, ou encore de l'acquisition de connaissances publiques. Elle transite par le biais d'une externalité statique, qui se trouve au centre de notre analyse.

En t , l'agent travaille et perçoit une rémunération proportionnelle à son niveau de qualification et au temps qu'il consacre à son activité salariée : $h_t(1 - \theta_t)$. Son salaire est entièrement consommé sur la période. L'agent résout ainsi, sous l'hypothèse de prévisions parfaites, le programme d'optimisation suivant :

$$\underset{e_{t-1}, \theta_t}{Max} U(1 - e_{t-1}, c_t, h_{t+1}),$$

$$sc. \quad h_t(1 - \theta_t) = c_t,$$

$$h_t = bh_{t-1}^\gamma \bar{h}_{t-1}^\varepsilon e_{t-1}^\alpha \theta_{t-1}^\nu.$$

D'après les conditions d'optimalité, les choix individuels sont $e_{t-1}^* = \frac{\alpha(\beta+\rho\gamma)}{1+\alpha(\beta+\rho\gamma)}$ et $\theta_t^* = \frac{\rho\nu}{1+\rho\nu}$. L'effort d'éducation de l'agent est une fonction croissante de la part du capital humain qu'il transmet à son enfant ($\frac{\partial e_{t-1}}{\partial \gamma} > 0$) et de son degré d'altruisme ($\frac{\partial e_{t-1}}{\partial \rho} > 0$).

2.2 Externalité et réduction des inégalités

L'étude de l'équilibre intertemporel permet de souligner le rôle joué par la dotation moyenne en capital humain de l'économie pour la possibilité de régression vers la moyenne. La distribution du capital humain suivant une loi log-normale, $E(h_{t-1}) = \exp(\mu_{t-1} + \frac{\sigma_{t-1}^2}{2})$, d'où $\ln(\bar{h}_{t-1}) = \mu_{t-1} + \frac{\sigma_{t-1}^2}{2}$. On

en déduit l'équation dynamique de μ_t , telle que,

$$\mu_t = (\gamma + \varepsilon)\mu_{t-1} + \frac{\varepsilon}{2}\sigma_{t-1}^2 + \Delta, \quad (3)$$

avec $\Delta = \ln b + \alpha \ln \frac{\alpha(\beta+\rho\gamma)}{1+\alpha(\beta+\rho\gamma)} + \nu \ln \frac{\rho\nu}{(1+\rho\nu)}$, un paramètre commun à tous les individus.

L'évolution de la dispersion du capital humain dans l'économie est donnée par l'équation d'évolution de la variance,

$$\sigma_t^2 = \gamma^2 \sigma_{t-1}^2. \quad (4)$$

La dynamique du modèle est ainsi caractérisée par (4) et l'équation dynamique du capital humain moyen,

$$\ln(\bar{h}_t) = (\gamma + \varepsilon)\ln(\bar{h}_{t-1}) - \frac{\gamma(1-\gamma)}{2}\sigma_{t-1}^2 + \Delta. \quad (5)$$

Il ressort de l'étude du système dynamique (4) - (5) le rôle déterminant joué par la dotation moyenne en capital humain sur l'évolution de la dispersion du capital humain³. Dans le cas d'une croissance endogène à taux constant ($\gamma + \varepsilon = 1$), seule la présence de l'externalité permet une réduction des inégalités ($\varepsilon > 0$), contrecarrant ainsi les conditions initiales. Le processus en oeuvre est relativement simple, et témoigne d'un rapprochement de la médiane vers le capital humain moyen de l'économie. En effet, par définition, $E(\ln(h_t)) = \mu_t$ est le logarithme du capital humain médian de l'économie et $\ln(\bar{h}_t)$ le logarithme du capital humain. L'équation d'évolution de la médiane donnée par (3) peut être réécrite en fonction du capital humain moyen sous la forme,

$$\mu_t = \varepsilon \ln(\bar{h}_{t-1}) + \gamma \mu_{t-1} + \Delta. \quad (6)$$

Or dans le cas de rendements constants $\gamma = 1 - \varepsilon$ avec $\varepsilon \neq 0$, d'où

$$\mu_t = \varepsilon \ln(\bar{h}_{t-1}) - \mu_{t-1} + \mu_{t-1} + \Delta, \quad (7)$$

avec $\varepsilon < 1$, donc $\mu_{t-1} \rightarrow \ln(\bar{h}_{t-1})$ quand $t - 1 \rightarrow +\infty$. Ainsi, dans le cas de rendements constants, la médiane tend mécaniquement sous l'action des effets d'entraînement vers le capital humain moyen de l'économie. En

³Cf. Annexe 1.

revanche, si $\varepsilon = 0$, les inégalités perdurent. Le taux de croissance de long terme reste le même dans les deux situations, ce qui suggère que l'externalité permet aux individus médians de connaître un processus de rattrapage, mais que la présence d'une externalité n'affecte pas les individus les mieux dotés au départ⁴.

Dans le cas de rendements des facteurs reproductibles décroissants, ($\gamma + \varepsilon < 1$), on retrouve un processus standard de convergence conditionnelle, et la dispersion dégénère à long terme, qu'il y ait ou non des effets d'entraînement dans la fonction individuelle d'accumulation du capital humain ($\varepsilon \geq 0$). L'externalité permet d'atteindre, dans ce cas, un niveau de long terme du capital humain supérieur.

Notons que le statut de l'externalité \bar{h}_t peut reposer sur une interprétation alternative. Ces effets d'entraînement peuvent transiter par le biais d'une politique de redistribution (liée à la mise en oeuvre d'un système d'éducation publique), comme cela est le cas dans le modèle de Glomm et Ravikumar (1992). En effet, supposons que le système public soit financé par un impôt sur le revenu. Dans ce cas, l'externalité peut découler d'un système de redistribution. La fonction d'accumulation du capital humain s'écrit alors : $h_t = b_{t-1} h_{t-1}^\gamma \bar{h}_{t-1}^\varepsilon E_{t-1}^\zeta e_{t-1}^\alpha \theta_{t-1}^\nu$, avec $\zeta \in [0, 1]$ un paramètre et E_{t-1} , la qualité de l'éducation, telle que $E_{t-1} = \tau_t \bar{h}_{t-1}$ où τ_t représente le taux d'imposition (sur le revenu des adultes), déterminé de façon à optimiser le revenu des individus sur leur cycle de vie ($\tau_t = \frac{\varepsilon}{1+\varepsilon}$). De fait, un système de redistribution opère, à l'origine d'un processus de régression vers la moyenne, similaire à celui mis en évidence précédemment. Ce résultat est important pour l'interprétation des estimations reposant sur la dotation moyenne de capital humain, et l'on y reviendra dans la section 4.

Le modèle théorique illustre le rôle potentiel de l'externalité positive liée au capital humain moyen pour, sur un plan macroéconomique, générer ou accélérer la réduction des inégalités. A long terme, la dispersion de capital humain diminue dans le modèle sous l'action de deux mécanismes distincts : du fait de la présence de rendements décroissants au niveau des facteurs reproductibles et/ou par l'action d'effets externes liés à la dotation en capital humain moyen. Cette externalité positive est intégrée dans l'étude empirique,

⁴Ce dernier résultat différerait en présence de capital physique (Fabre, 2001).

afin d'évaluer son impact au niveau de la fonction individuelle d'accumulation du capital humain, ainsi que pour étudier la possibilité d'un processus de rattrapage sur la période 1945-1973. On obtient ainsi des résultats originaux sur la mobilité intergénérationnelle en France, ainsi qu'une estimation des rendements des facteurs reproductibles de la fonction de production du capital humain.

3 La spécification empirique

3.1 Le modèle empirique de transmission intergénérationnelle du capital humain avec externalités

Classiquement (voir Becker et Tomes [1986] et Haveman et Wolfe [1995] pour des revues de travaux empiriques), le modèle économétrique pour évaluer la mesure de la transmission intergénérationnelle de capital humain est le suivant :

$$y_{ij} = \alpha + \delta y_{ij-1} + u_{ij}, \quad (8)$$

avec y_{ij} le logarithme de la dotation en capital humain de l'individu i appartenant à la génération j , et y_{j-1} celui de ses parents. Le paramètre δ mesure l'inverse de la vitesse de régression à la moyenne. δ est d'autant plus faible que la mobilité du savoir entre générations est grande⁵. Dans un premier temps, nous estimons le modèle (1), et retenons comme proxy du capital humain le niveau d'études. Les modèles de transmission intergénérationnelle relient alternativement le logarithme du salaire des enfants à celui de leur père (Borjas [1992] ; Becker et Tomes [1986] par exemple) ou les niveaux d'éducation des enfants à ceux des parents (Haveman et Wolfe [1995]). C'est cette dernière approche que nous retenons ici, étant donné que nous nous intéressons à la mobilité scolaire en France. Le salaire pourrait constituer une mesure alternative du capital humain, mais il fait intervenir d'autres effets, liés aux conditions économiques et sociales dont dépend la rémunération du travail, qui ne correspondent pas à l'objet de la présente étude. Dans un second temps, conformément aux fondements microéconomiques du modèle

⁵Une variation de δ entre les générations peut alternativement s'interpréter comme une modification de l'inégalité liée à l'opportunité des chances, et peut comprendre des effets différents, qui se compensent (Mare, 1981).

théorique (2), nous introduisons parmi les variables explicatives la dotation moyenne en capital humain de la société. Le modèle empirique s'écrit,

$$y_{ij} = \alpha + \beta_1 y_{ij-1} + \beta_2 \bar{y}_{ij-1} + u_{ij}, \quad (9)$$

avec \bar{y}_{ij-1} , le logarithme de la moyenne arithmétique des durées d'études des individus qui ont achevé leur scolarité à l'année de naissance de i . Un processus de régression vers la moyenne apparaît dans le cas où la somme $\beta_1 + \beta_2$ est inférieure ou égale à 1, conformément aux prédictions du modèle théorique.

D'autres inputs peuvent intervenir sur l'accumulation individuelle de capital humain (Hanushek [1986]), comme la taille de la famille (Becker [1981]) ou des effets résidentiels. Borjas (1992, 1995) montre notamment sur données américaines l'importance des effets locaux, mettant en évidence de façon empirique les effets de stratification locale modélisés par Bénabou (1996). Ces effets de voisinage sont cependant relativisés par les travaux de Kremer (1997) sur données américaines.

L'équation (9) est augmentée dans l'étude de variables explicatives, liées à des caractéristiques individuelles et à l'environnement familial des enfants (le sexe, le rang dans la fratrie, la Profession et Catégorie Sociale des parents, ...) ⁶.

3.2 Les données

Les données utilisées sont issues de la dernière enquête Formation et Qualification Professionnelle (FQP) de l'INSEE datée de 1993. Le domaine de l'enquête couvre l'ensemble des logements ordinaires en 1993 et s'adresse aux individus âgés de 20 à 64 ans qui ont accès au marché du travail. L'enquête présente l'avantage de fournir des informations détaillées sur la formation initiale des individus et sur celle de leurs deux parents, ainsi que sur leurs situations professionnelles respectives. Les principales caractéristiques individuelles (sexe, âge, lieu de résidence, nombre d'enfants ...) sont également renseignées.

⁶Becker et Tomes (1986) considèrent également dans leur étude de la mobilité intergénérationnelle, fondée sur l'estimation des déterminants des revenus des agents, le capital humain des grands-parents. L'introduction d'un second terme de dotation en capital humain, retardé de deux générations, permet en effet de mieux tenir compte des investissements en capital humain (et en biens matériels) réalisés par les parents. Cette approche ne peut être retenue ici pour une question de disponibilité de données.

L'échantillon de travail retenu est composé de tous les individus nés après 1945⁷ qui ont achevé leurs études à la date d'enquête. On compte alors 11 353 individus âgés de 20 à 48 ans. L'échantillon retenu couvre la période 1945 et 1973, témoin d'un grand nombre de réformes éducatives, allant de pair avec une forte croissance de la demande d'éducation (Goux et Maurin, 1997). Le passage de l'âge minimum de fin d'études à 16 ans (réforme Berthoin, 1959), la création du Baccalauréat technologique (1965) et du collège unique (loi Haby, 1975) sont parmi les plus importantes de ces réformes. Cette période s'avère propice à l'analyse des mécanismes de transmission de capital humain qui opèrent entre générations.

La mesure du capital humain individuel adoptée est la durée de scolarité⁸ qui correspond aux années passées dans le système éducatif.

La variable de durée d'études des parents n'est pas une variable d'enquête. On dispose seulement de l'information relative au plus haut diplôme de formation initiale obtenu par le père et par la mère. Sur cette base, il est possible de construire deux variables continues, **proxies** du capital humain de ces derniers⁹ ainsi que la variable de durée d'études du plus diplômé des deux parents. L'usage de cette dernière variable supprime la corrélation entre les niveaux d'éducation du père et de la mère (Becker, 1981), mais ce au détriment d'une perte d'information. En effet, le niveau de capital humain des deux parents constitue un critère plus fiable que celui d'un seul, l'essentiel étant de disposer dans la famille "d'un stock de capital humain minimum" (Durru-Bellat et Van Zanten, 1999).

Le tableau 1 en annexe 2 donne des éléments de statistique descriptive de l'échantillon retenu.

Nous avons également construit des variables **proxies** de la dotation moyenne en capital humain. Dans le modèle théorique, nous tenons compte du capital humain moyen global de la génération précédente (30 ans plus tôt) calculé à la date de naissance des individus. Sur un plan empirique, il est

⁷Cette dernière restriction a été nécessaire afin de pouvoir calculer le capital humain moyen de l'économie à chaque date de naissance.

⁸Il s'agit d'une mesure frustrée du capital humain, qui peut être améliorée en tenant compte des années redoublées et de la durée de scolarité certifiée (Cf. Goux et Maurin, 1994, Hanchane et Moulet, 1997, par exemple). Les résultats relatifs à la durée de scolarité brute, les seuls que nous présentons, sont comparables à ceux relatifs à la durée de scolarité certifiée.

⁹Les durées de scolarité de l'un et l'autre des parents utilisées dans les régressions ont été générées à partir de la relation statistique établie (à partir de l'enquête) entre la durée des études, le diplôme obtenu et l'année de naissance.

possible de considérer d'autres définitions, en étudiant notamment l'impact du capital humain accumulé sur des périodes plus courtes ainsi qu'à des étapes différentes du cursus scolaire (à l'entrée du primaire, du secondaire et à l'âge de fin d'études obligatoire). Il est également possible de tenir compte de l'évolution du capital humain moyen pendant que les individus sont encore dans le système scolaire, et de mieux saisir ainsi les interactions entre les différentes générations. Nous avons retenu plusieurs définitions du capital humain moyen, dont le capital humain moyen à la naissance, défini comme la moyenne arithmétique des capitaux humains accumulés avant la naissance de l'individu dans l'ensemble de l'échantillon (capital humain moyen 0 : CHM0) ; le capital humain moyen accumulé dans l'économie à la sixième année des individus (CHM6) ; à la onzième année (CHM11) et à la seizième année (CHM16).

Nous avons par ailleurs utilisé comme déterminants du capital humain individuel les taux de scolarisation dans le supérieur afin d'isoler l'effet de l'accroissement de la demande d'éducation sur la période considérée, ainsi que les variations du stock de capital humain moyen pendant la durée des études. Les taux de scolarisation bruts sont issus de Barro et Lee (1993) et de l'Annuaire statistique de l'Unesco 1995. Selon la définition fournie par l'Unesco, ces taux représentent le rapport entre les effectifs scolaires, quel que soit l'âge des élèves, et la population du groupe d'âge qui correspond à un niveau de scolarité spécifique¹⁰. On considère également la variation du capital humain moyen au cours de la scolarité.

L'échantillon de travail ne retient que les individus qui ont achevé leurs études à la date de l'enquête, la variable de durée d'études individuelle étant censurée à droite, puisque certains des individus sont encore scolarisés en 1993. Pour corriger ce biais de sélection, on procède selon la méthode en deux étapes d'Heckman (1979). On estime en premier lieu la probabilité d'avoir fini les études en 1993 en fonction de caractéristiques individuelles¹¹, puis l'équation de capital humain individuel, où l'on inclue l'inverse du ratio

¹⁰Les taux de scolarisation dans le supérieur n'étaient disponibles qu'à partir de 1960, et fournis de cinq ans en cinq ans. Nous avons dû restreindre, pour les estimations correspondantes, l'échantillon d'étude aux individus ayant terminé leurs études au plus tôt en 1960. Les taux annuels ont été générés sous l'hypothèse d'une progression arithmétique.

La base de données de Barro et Lee (1993) est disponible sur internet : <http://www.nuff.ox.ac.uk/Economics/Growth/barlee.htm>

¹¹On retient pour ces variables l'année de naissance, le lieu de résidence et le diplôme des parents.

de Mill afin de tenir compte du biais de sélection.

4 Les résultats

4.1 Transmission intergénérationnelle et externalité

Les principaux résultats des estimations sont exposés dans le tableau A en annexe 2. L'estimation des coefficients associés aux durées d'études des parents, pris isolément, de 0,31 pour la mère et de 0,33 pour le père, montre l'ampleur de la transmission culturelle (modèle 1). Cependant, les coefficients étant inférieurs à 1, on peut s'attendre à avoir une régression vers la moyenne dans le long terme. La même estimation réalisée en utilisant la durée d'études des parents la plus élevée (modèle 1') associe un coefficient de 0,52 à cette variable. Notons que ces coefficients sont vraisemblablement sous-estimés, une seule génération d'ascendants étant prise en compte (Becker et Tomes, 1986). Le pouvoir explicatif des modèles (proche de 22 %¹²), compte tenu du peu de variables qu'ils mobilisent, souligne l'importance du coefficient de reproduction.

La dotation en capital humain moyen de l'économie à la naissance (modèle 2) a un effet positif sur la durée d'études des individus, qui vient s'ajouter à celui du capital humain des parents (modèles 1 et 2 ; 1' et 2'). L'estimation du modèle (2) montre qu'une augmentation d'une année de la durée de scolarité moyenne de l'économie entraîne un accroissement de celle de la nouvelle génération de 22 %. L'impact de l'externalité liée au capital humain moyen de l'économie s'accroît au fil de la scolarité, ainsi que le montrent les estimations réalisées avec les différentes définitions du capital humain moyen, à chaque stade de la scolarité (tableau C) et l'estimation réalisée avec le taux de scolarité (modèle 4 du tableau A).

L'accumulation du capital humain est conditionnée par le cadre institutionnel, en particulier la législation relative à la durée de scolarité obligatoire (loi Berthoin de 1959), ce qui est capté par l'introduction dans les régressions d'une variable dichotomique "être né avant 1953". Il est à noter que la législation accroît la durée des études des enfants nés à partir de 1953 sans modifier celle des parents, ce qui entraîne un affaiblissement immédiat du co-

¹²Ils correspondent à ceux obtenus pour des modèles de transmission culturelle pour d'autres pays (Cf. Becker et Tomes [1986] pour une revue) ; Borjas (1992) obtient par exemple un R^2 de 0,27 pour les Etats-Unis.

efficient estimé mesurant le lien entre le capital humain des parents et celui des enfants. Il passe de 0,64 à 0,51 entre ces deux classes d'âge (tableau C), et cette différence est pour une part non identifiable l'effet du changement de législation.

Le rang dans la fratrie a un effet négatif sur la durée de scolarité (régressions 3 et 3', tableau A). En effet, un plus grand nombre d'enfants entraîne un partage du revenu, qui peut nuire à l'accumulation de capital humain de chacun, et conduit les parents à arbitrer entre la qualité et la quantité de leurs enfants (Becker et Tomes, 1976, 1979, 1986).

La catégorie socioprofessionnelle du père joue également un rôle non négligeable. Les enfants de cadres et de techniciens sont plus avantagés pour la poursuite d'études (tableau F) que les enfants issus de milieux moins favorisés¹³. Il est à noter l'avantage comparatif des enfants d'agriculteurs sur les enfants d'ouvriers qualifiés et non qualifiés. Ce phénomène paraît être caractéristique de cette période d'expansion scolaire (Goux et Maurin, 1997).

Le découpage de l'échantillon de travail en deux classes d'âge (avant et après 1953) montre que la dotation en capital humain moyen joue essentiellement pour les générations les plus récentes, et surtout pour les filles (tableau E). Le niveau de capital humain moyen n'a d'impact que sur la durée de scolarité des individus nés depuis 1953, avec un coefficient de 0,42. Cet effet semble témoigner d'un processus de rattrapage, qui peut s'expliquer par l'allongement de la durée de scolarisation obligatoire ou encore par des effets d'entraînement liés au capital humain "ambient". En outre, les estimations par sexe (tableau E) exhibent des coefficients de reproduction en diminution pour les deux sexes après 1953. De plus, à partir de cette date, le capital humain moyen joue très fortement pour les filles, son coefficient étant près de trois fois plus élevé pour ces dernières que pour les garçons (0.69 contre 0.26).

Les filles paraissent avoir davantage profité de la démocratisation de l'école et ont expérimenté le niveau de rattrapage le plus élevé. Elles ont bénéficié de mesures de politique éducative (comme l'allongement de la durée de scolarité obligatoire), ainsi que de la forte croissance de la demande d'éducation sur la période. Ces derniers résultats sont compatibles avec l'interprétation selon laquelle les filles ont profité d'effets d'entraînement liés

¹³Notons que la PCS du père ne capte pas uniquement l'impact de leur profession ou de leur milieu social, mais aussi l'effet d'autres caractéristiques, comme leur diplôme (Duru-Bellat et van Zanten [1999]).

à un brassage social, que leur participation accrue à l'école a autorisé. Notons que la différence entre les deux sexes peut également découler de choix éducatifs différents : les filles s'orientent vers des filières générales longues, alors qu'une grande partie des garçons se dirigent vers des filières courtes (Estrade, 1995). Par ailleurs, la réussite scolaire des filles est en moyenne plus grande que celle des garçons (Baudelot et Establet, 1991).

Les graphiques 1 et 2 de l'annexe 3 illustrent l'évolution sur la période des effets respectifs de la dotation en capital humain moyen et du capital humain des parents sur celui des enfants. Le capital humain moyen voit son rôle se renforcer alors que dans le même temps celui du capital humain des parents diminue, ces deux effets étant plus marqués pour les filles.

L'élévation du niveau général d'éducation de la population ne doit cependant pas masquer les inégalités qui demeurent dans le haut de l'échelle des diplômés, notamment au niveau du recrutement des grandes écoles, qui est de plus en plus élitiste et reste dans l'ensemble favorable aux garçons (Euriat et Thelot, 1995).

4.2 Interactions entre les déterminants du capital humain individuel

Les résultats précédents soulignent que la dotation en capital humain moyen joue fortement sur la durée d'études et peut être à l'origine d'un processus de rattrapage. L'analyse peut être approfondie en considérant l'importance des effets d'entraînement liés à la dotation en capital humain moyen selon le milieu socioculturel des individus. Afin de préciser les mécanismes en oeuvre, nous testons l'existence d'effets croisés entre le capital humain moyen et la catégorie socioprofessionnelle (tableau F en annexe 2), ainsi qu'entre le capital humain moyen et le diplôme des parents (tableau G). Ces différents effets croisés donnent des informations proches, la PCS et le diplôme du père étant des variables corrélées. Nous montrons que les effets croisés sont plus importants pour les enfants dont les parents sont peu diplômés ou appartiennent à des catégories socioprofessionnelles peu favorisées.

Plus la PCS du père est élevée, plus la scolarité des enfants augmente. Corrélativement, plus elle est élevée, et moins le coefficient associé au capital humain moyen est important¹⁴. Notons que les coefficients associés aux PCS

¹⁴Les graphiques 3 et 4 de l'annexe 3 illustrent cette tendance, laissant apparaître que l'effet de la dotation sociale en capital humain est plus grand pour les enfants d'ouvriers

augmentent fortement lorsque l'on prend en compte les effets croisés. En effet, ces coefficients témoignent d'une forte tendance à la reproduction, tandis que ceux associés aux effets d'entraînement liés au capital humain moyen laissent supposer l'existence d'une possibilité de rattrapage. Les deux effets jouent donc en sens opposé. Il est alors possible de calculer les coefficients associés au capital humain moyen pour chaque catégorie socioprofessionnelle. Le coefficient estimé de la dotation en capital humain moyen associée aux enfants d'employés est de 0,447. Il est de 0,443 pour les enfants d'artisans, plus faible que pour les enfants d'ouvriers qualifiés (0,681) et identique à celui des ouvriers non qualifiés. En revanche, les effets d'entraînement liés au capital humain moyen jouent très faiblement sur la durée de scolarité des enfants de cadres et de ceux de techniciens, avec un coefficient estimé de (-0,073) pour les premiers et de 0,149 pour les seconds. L'effet de reproduction domine donc pour les catégories sociales les plus favorisées, peu influencées par le capital humain moyen, tandis que les autres bénéficient de la présence de l'externalité. L'analyse des effets croisés entre le capital humain moyen et le diplôme du père montre que la dotation moyenne en capital humain agit davantage pour les enfants dont le père est titulaire d'un CAP-BEP que de tout autre diplôme plus élevé (tableau G).

4.3 Discussion sur les effets externes

Le capital humain moyen semble ainsi jouer un rôle important pour la détermination de la durée d'études des enfants, surtout pour ceux issus des milieux les moins favorisés, entraînant la réalisation d'un processus de rattrapage. Néanmoins, cette variable est susceptible de capter également d'autres effets, liés aux mesures de politique éducative, nombreuses sur la période considérée, ou encore à l'augmentation de la demande d'éducation. Même si ces différents éléments sont étroitement associés¹⁵, il faut rester prudent dans l'interprétation des résultats. Afin de contrôler l'effet lié à l'augmentation de la demande d'éducation, des proxys de la demande d'éducation ont été introduites dans les estimations. Ces variables ont été construites à partir des

(qualifiés ou non) et d'agriculteurs. C'est également pour eux qu'il augmente le plus entre 1945 et 1973.

¹⁵Comme cela a été souligné dans la discussion du modèle théorique, la dotation moyenne en capital humain peut, par exemple, intervenir sur le capital humain des enfants par le biais d'un système de redistribution lié à l'éducation publique (Glomm et Ravikumar, 1992).

taux de croissance du stock de capital humain moyen par période (de 0 à 6 ans ; de 0 à 11 ans ; de 0 à 16 ans ; de 6 à 11 ans ; de 11 à 16 ans). L'introduction conjointe du capital humain moyen et des taux de variation montre que les deux effets jouent simultanément (tableau H). Les taux de variation perdent leur significativité lorsqu'on ne considère que les garçons. Ces résultats témoignent d'une forte élévation de la demande d'éducation sur la période considérée, surtout pour les filles, ce qui explique en grande partie l'augmentation de leur capital humain. Néanmoins, ces dernières estimations contribuent à souligner le rôle *autre* joué par la dotation en capital humain moyen. De ce fait, le rattrapage expérimenté sur la période peut s'expliquer d'une part par les comportements d'éducation, d'autre part par le fait que ces comportements permettent de bénéficier des effets d'entraînement de la dotation en capital humain moyen. Les résultats tendent ainsi à montrer que les individus sont influencés par l'évolution du capital humain moyen durant leur scolarité, mais aussi par les effets d'interaction liés au capital humain "ambiant" de la société.

En ce qui concerne le contrôle de l'impact des politiques éducatives, l'analyse est plus délicate. L'étude menée est centrée sur la relation parents-enfants et les externalités positives qui interviennent sur la détermination du niveau d'éducation des enfants. L'étude pourrait être approfondie par la prise en compte du cadre institutionnel et des mesures de politiques éducatives, considérables sur la période retenue. En effet, trois niveaux de décisions peuvent être schématiquement retenus pour comprendre les déterminants du capital humain : les investissements de l'Etat, qui déterminent les opportunités d'investissement des enfants et de leurs parents, le choix éducatif des parents, ainsi que celui des enfants, contraints par les opportunités qui leur sont offertes. Ces différents niveaux se retrouvent dans le modèle théorique (par le biais dans l'équation (2) des variables E_t , h_{t+1} , e_{t-1} par exemple), et il serait intéressant de pouvoir les identifier plus précisément sur un plan empirique. Ce type d'études cependant se heurte, ainsi que le relèvent Haveman et Wolfe (1995) à de fortes contraintes liées aux données disponibles. Il serait en particulier intéressant dans la présente étude de pouvoir instrumenter le capital humain des parents ainsi que la dotation moyenne en capital humain (respectivement y_{ij} et \bar{y}_{ij-1}) à l'aide de variables reflétant les dépenses publiques en termes d'infrastructures scolaires, etc. Cela permettrait d'évaluer l'impact des politiques éducatives et de neutraliser leur effet sur le coefficient associé à la dotation moyenne en capital humain de l'économie. Cependant les données pouvant servir à l'instrumentation, por-

tant sur la qualité ou la quantité des infrastructures scolaires pour chaque génération, ne sont disponibles dans le cas de la France qu'à partir des années 60, période insuffisamment longue pour notre échantillon d'analyse. A ce stade de l'étude, seul le cadre institutionnel peut être pris en considération, par l'intégration, ainsi que nous l'avons fait, de variables muettes liées à la législation, comme la loi Berthoin de 1959 qui fait passer l'âge de fin d'études obligatoire de 14 à 16 ans pour les individus nés à partir de 1953. Des travaux futurs demanderont d'approfondir cette question, afin de dissocier les éléments liés au brassage social de ceux associés aux seuls investissements éducatifs.

Les estimations réalisées permettent néanmoins de caractériser l'importance au niveau individuel du capital humain moyen. En outre, la référence au modèle théorique permet d'estimer les rendements des facteurs de production associés à la fonction d'accumulation du capital humain, et de mettre en évidence au niveau macroéconomique la réalisation d'un processus de régression à la moyenne, liée à la dotation moyenne en capital humain de l'économie. A partir du modèle (3) du tableau A, nous pouvons déterminer sur l'ensemble de la période les rendements des facteurs reproductibles de la fonction de production du capital humain. La somme de β_1 et de β_2 est proche de 1. Le test de Wald effectué ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'une somme unitaire. La statistique de Wald (à un degré de liberté) vaut en effet 1.845. L'hypothèse de rendements d'échelle constants pour la fonction d'accumulation du capital humain n'est donc pas invalidée¹⁶, ce qui suggère la possibilité d'une croissance auto-entretenu, et non pas exogène. D'après les résultats du modèle théorique, les effets d'entraînement liés à la dotation moyenne en capital humain (effets de voisinage, effets des politiques d'éducation, ...) joueraient dans un tel contexte un rôle clef pour la réalisation d'un processus de régression à la moyenne. Les données permettent de confirmer sa réalisation dans la seconde moitié du 20^e siècle.

L'étude de l'évolution du coefficient de dispersion et de l'écart-type des niveaux de capital humain atteints par les individus nés entre 1945 et 1973 témoigne effectivement d'une réduction de la dispersion du capital humain sur la période (en supprimant les dernières années, sujettes à censure dans notre échantillon). L'analyse des évolutions respectives de la durée de scolarité moyenne et du capital humain médian de chaque classe d'âge tend

¹⁶Notons que le test de Wald réalisé pour la sous-population née après 1953 témoigne également de rendements d'échelle constants (statistique de 0.057 à un degré de liberté).

par ailleurs à confirmer le rattrapage de la moyenne par la médiane. Cependant, ce rattrapage paraît avoir été expérimenté essentiellement au niveau des dernières classes d'âges, soumises à une censure dans notre échantillon. Les données issues de l'Enquête Emploi 1997, utilisées pour compléter l'analyse, mettent en évidence un certain rattrapage de la moyenne par la médiane sur la période considérée. Au niveau des deux dernières classes d'âges cependant, ce rattrapage est masqué par l'existence d'une censure (moins marquée toutefois que dans la FQP 93). Il est également modéré par un accroissement des inégalités au niveau des études supérieures. Il n'en demeure pas moins que les enfants les moins bien dotés ont connu un fort rattrapage sur la période d'après-guerre et que l'allongement de la durée des études a bénéficié à toutes les parties de la population, résultat confirmé par la construction d'un indicateur d'écart entre générations :

| | Chance d'être diplômé du supérieur avec au moins un parent diplômé du supérieur (<i>i</i>) | Chance d'être diplômé du supérieur avec des parents non diplômés du supérieur (<i>ii</i>) | Indicateur de "l'écart entre générations" (OCDE) (<i>i</i>)/(<i>ii</i>) |
|-----------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------|
| 1945-1952 | 0,7074 | 0,1908 | 3,7075 |
| 1953-1960 | 0,6653 | 0,2434 | 2,7333 |
| 1961-1968 | 0,7306 | 0,2616 | 2,7928 |
| 1969-1973 | 0,7683 | 0,3583 | 2,1442 |

L'indicateur d'écart entre générations, établi à partir de la définition proposée par l'OCDE (1998), diminue pour les classes d'âges les plus récentes, et, en une génération, a baissé de plus de 40%. Ces résultats témoignent d'une certaine mobilité scolaire sur la période considérée, qui peut s'interpréter par le fait que le coefficient de transmission culturelle est inférieur à 1, mais aussi par l'existence d'effets d'entraînement liés à la dotation en capital humain moyen, modélisés dans l'approche théorique. Un phénomène de rattrapage semble ainsi s'être déroulé sur la période considérée, même si la démocratisation de l'école est loin d'être achevée (Goux et Maurin, 1997a).

5 Conclusion

Nous avons proposé dans cet article une analyse des déterminants du capital humain en France. Nous avons procédé à une étude de la mobilité intergénérationnelle, selon un modèle à la Becker et Tomes (1979, 1986), obtenant ainsi des résultats originaux dans le cas français. Nous montrons

notamment l'existence d'un coefficient de transmission culturelle du capital humain élevé entre générations. Nous avons par ailleurs introduit dans notre étude une externalité, liée au capital humain moyen. Sur un plan théorique, il apparaît qu'une telle externalité peut générer des interactions entre individus susceptibles d'entraîner une régression vers la moyenne des niveaux de capital humain, même dans le cadre d'une croissance endogène à taux constant.

L'introduction d'un proxy du capital humain moyen de l'économie dans un modèle de mobilité intergénérationnelle nous permet d'une part de montrer que les rendements des facteurs reproductibles de la fonction d'accumulation du capital humain sont constants. Elle souligne d'autre part le rôle significatif de l'externalité sur l'accumulation du capital humain, ce qui confirme les hypothèses du modèle théorique et permet de conclure en terme de mobilité intergénérationnelle.

Ce résultat doit néanmoins être nuancé. Le coefficient associé au capital humain moyen peut en effet témoigner d'effets d'interactions entre agents, liés à la dotation en capital humain moyen de l'économie, mais peut également capter des éléments de politique éducative (comme l'allongement de la durée de scolarité obligatoire) ou encore l'accroissement de la demande d'éducation. De plus, le fait que la demande d'éducation ait augmenté sur la période peut également impliquer que les individus aient pu davantage bénéficier des effets d'entraînement liés au capital humain "ambient" de l'économie, connaissant ainsi un phénomène de rattrapage. L'étude permet ainsi de mettre en évidence le rattrapage expérimenté par les filles à partir de années 50, ainsi que les effets de rattrapage différenciés selon les milieux sociaux, et d'y apporter des éléments d'explication.

L'étude menée est centrée sur la relation "parents - enfants". Elle peut être prolongée par l'estimation d'un modèle qui incorporerait des éléments de politique éducative. Cela nécessiterait la constitution préalable d'une base de données couvrant une période suffisamment longue, et devrait faire l'objet de travaux futurs.

References

- [1] ACEMOGLU D. et J.-S. PISCHKE [2001], "Changes in the wage Structure, Family Income, and Children's Education", *European Economic Review*, **45**, 890-904.

- [2] d'AUTUME A. et P. MICHEL [1994], "Education et croissance", *Revue d'Economie Politique*, **104**(4), 457-499
- [3] AZARIADIS C. and A. DRAZEN [1990], "Thresholds in Economic Development", *Quarterly Journal of Economics*, **105**, 501-526.
- [4] BARRO R. et J-W. LEE [1993], "International Comparisons of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, **32** (3), 363-394.
- [5] BAUDELLOT C. et R. ESTABLET [1991], "Filles et garçons devant l'évaluation", *Education et Formation*, **27-28**, 49-66.
- [6] BECKER G. [1976] "Altruism, Egoism, and Genetic Fitness : Economics and Sociobiology" *Journal of Economic Literature*, ?, 817-825.
- [7] BECKER G. [1981], *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- [8] BECKER G. et N. TOMES [1976], "Child Endowments and the Quantity of Children", *Journal of Political Economy*, **84**(4), 143-162.
- [9] BECKER G. et N. TOMES [1979], "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, **87**(6), 1153-1188.
- [10] BECKER G. et N. TOMES [1986], "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economy*, **4**(3), S1-S39, repris dans Becker (1993), 257-298.
- [11] BENABOU R. [1996], "Heterogeneity, Stratification and Growth : Macroeconomic Implications of Community structure and School Finance", *American Economic Review*, **86**(3), 584-609.
- [12] BLAUG M. [1970], *An Introduction to the Economics of Education*, Penguin Books.
- [13] BORJAS G. [1992], "Ethnic Capital and Intergenerational Mobility", *Quarterly Journal of Economics*, February, 123-150.
- [14] BORJAS G. [1995], "Ethnicity, Neighborhoods, and Human-Capital Externalities", *American Economic Review*, **85**(3), 365-390.

- [15] CHAMBAZ C., E. MAURIN et J.-M. HOURRIEZ [1996], "Revenu et niveau de vie d'une génération à l'autre", *Revue économique*, **47**(3), 677-687.
- [16] DURU-BELLAT M. et A. VAN ZANTEN [1999], *Sociologie de l'école*, Armand Colin.
- [17] ESTRADE M.-A et C MINNI (1996), "La hausse du niveau de formation : la durée des études a doublé en cinquante ans", *Insee première*, **488**.
- [18] EURIAT M. et C. THELOT [1995], "Le recrutement social de l'élite depuis quarante ans", *Education et Formation*, **41**.
- [19] FABRE A. [2001], "Education, croissance et convergence : analyse au sein d'un modèle à générations imbriquées", *Revue d'Economie Politique*, **111**(5), 765-783.
- [20] FERNANDEZ R. et R. ROGERSON [1996], "Income Distribution, Communities and the Quality of Public Education", *Quarterly Journal of Economics*, **111**, 1829-1878.
- [21] GLOMM G. et B. RAVIKUMAR [1992], "Public versus Private Investment in Human Capital : Endogeneous Growth and Income Inequality", *Journal of Political Economy*, **100**(4), 818-834.
- [22] GOUX D. et E. MAURIN [1995] "Origine sociale et destinée scolaire", *Revue Française de Sociologie*, **XXXVI**, 81-121
- [23] GOUX D. et E. MAURIN [1997 a] "Démocratisation de l'école et persistance des inégalités", *Economie et Statistique*, **306**, 27-40.
- [24] GOUX D. et E. MAURIN [1997 b] "Destinées sociales : le rôle de l'école et du milieu d'origine", *Economie et Statistique*, **306**, 13-26.
- [25] HANCHANE S. et S. MOULLET [1997], "Mesure et analyse des rendements éducatifs : le cas français", Document de travail GREQAM 97B07.
- [26] HANUSHEK E. (1986), "The Economics of Schooling : Production and Efficiency in Public Schools", *Journal of Economic Literature*, **XXIV**, 1141-1177.

- [27] HAVEMAN R. et B. WOLFE [1995], "The Determinants of Childrens Attainments : A Review of Methods and Findings", *Journal of Economic Literature*, **33**, 1829-1878.
- [28] HECKMAN J. [1979], "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, **42**, 153-161.
- [29] KREMER M. [1997], "How much does sorting increase inequality ?", *Quarterly Journal of Economics*, **448**(1), 115-139.
- [30] LOURY G. [1981], "Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings", *Econometrica*, **49**(4), 843-67.
- [31] LUCAS R.E. [1988], "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, **22**, 3-42.
- [32] MARE R. [1981], "Change and Stability in Educational Stratification", *American Sociological Review*, **46**(1), 72-87.
- [33] OCDE [1998], *Investir dans le capital humain - Une comparaison internationale*, CERI, Paris, Edition de l'OCDE, 121 p.
- [34] TAMURA R. [1991], "Income Convergence in an Endogenous Growth Model", *Journal of Political Economy*, **99**(3), 522-540.

ANNEXE 1

Etude de l'équilibre intertemporel

La dynamique du modèle est donnée par le système (5) et (4). A long terme :

- dans le cas d'une croissance endogène à taux constant ($\gamma + \varepsilon = 1$) :
Si $\varepsilon \neq 0$, $\lim_{t \rightarrow \infty} \sigma_t^2 = 0$, et $\lim_{t \rightarrow \infty} G_t = \mathfrak{G} = \Delta$, avec $G_t = \ln(\bar{h}_t) - \ln(\bar{h}_{t-1})$.
Si $\varepsilon = 0$, $\lim_{t \rightarrow \infty} \sigma_t^2 = \mathfrak{e}$, et $\lim_{t \rightarrow \infty} G_t = \mathfrak{G} = \Delta$.

- dans le cas d'une croissance exogène ($\gamma + \varepsilon < 1$) :
Si $\varepsilon \neq 0$, $\lim_{t \rightarrow \infty} \sigma_t^2 = 0$, et $\lim_{t \rightarrow \infty} \ln(\bar{h}_t) = \mathfrak{h} = \frac{\Delta}{1-\gamma-\varepsilon}$.
Si $\varepsilon = 0$, $\lim_{t \rightarrow \infty} \sigma_t^2 = 0$, et $\lim_{t \rightarrow \infty} \ln(\bar{h}_t) = \mathfrak{h} = \frac{\Delta}{1-\gamma}$, avec $\mathfrak{h} > \mathfrak{h}$.

ANNEXE 2

ANNEXE 2

Tableau 1 : Principales caractéristiques de l'échantillon

| Variables | 1945-1973 <i>moyenne</i> <i>(écart-type)</i> | 1945-1952 <i>moyenne</i> <i>(écart-type)</i> | 1953-1973 <i>moyenne</i> <i>(écart-type)</i> |
|------------------------|----------------------------------------------------|----------------------------------------------------|----------------------------------------------------|
| <i>N</i> | <i>11 351</i> | <i>3 597</i> | <i>7 754</i> |
| Hommes | 0,4936 | 0,4943 | 0,4933 |
| Age | 35,52 (7,73) | 44,47 (2,18) | 31,37 (5,55) |
| Durée de scolarité | 11,98 (3,29) | 11,21 (3,68) | 12,35 (3,03) |
| PCS : | | | |
| ouvriers non qualifiés | 0,11 (0,32) | 0,08 (0,29) | 0,13 (0,34) |
| ouvriers qualifiés | 0,16 (0,37) | 0,13 (0,35) | 0,16 (0,37) |
| employés | 0,26 (0,45) | 0,24 (0,43) | 0,31 (0,46) |
| techniciens | 0,20 (0,40) | 0,21 (0,41) | 0,19 (0,39) |
| cadres | 0,09 (0,29) | 0,10 (0,34) | 0,08* (0,27) |
| agriculteurs | 0,12 (0,32) | 0,15 (0,38) | 0,09 (0,29) |
| artisans | 0,06 (0,23) | 0,09 (0,28) | 0,04 (0,20) |

* La faible proportion de cadres pour les classes d'âges les plus récentes s'explique par leur jeune âge moyen en 1993, date de l'enquête.

Tableau A : Coefficient de transmission intergénérationnelle et externalité

Variable dépendante : logarithme de la durée de scolarité

| <i>Variables</i> | (1) | (1') | (2) | (2') | (3) | (3') | (4) |
|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| Constante | 1.1196 (0.029**) | 1.3453 (0.022**) | 0.6493 (0.115**) | 0.6196 (0.118**) | 0.7044 (0.065**) | 0.6746 (0.066**) | 1.5432 (0.039**) |
| Scolarité du père | 0.3282 (0.012**) | - | 0.3271 (0.012**) | - | 0.3126 (0.009**) | - | - |
| Scolarité de la mère | 0.3124 (0.016**) | - | 0.3084 (0.018**) | - | 0.2855 (0.012**) | - | - |
| Scolarité des parents | - | 0.5197 (0.010**) | - | 0.5166 (0.0187) | - | 0.4879 (0.016**) | 0.4093 (0.015**) |
| CHM 0** | - | - | 0.2206 (0.065**) | 0.3359 (0.065**) | 0.2483 (0.045**) | 0.3578 (0.043**) | - |
| Taux de scolarité | - | - | - | - | - | - | 0.5562 (0.132**) |
| sexe (réf. : femmes) | -0.0110 (0.005**) | -0.0111 (0.005**) | -0.0108 (0.0001**) | -0.0108 (0.0005**) | -0.0111 (0.002**) | -0.0111 (0.002**) | -0.0550 (0.007**) |
| Rang dans la fratrie | - | - | - | - | -0.0135 (0.0008**) | -0.0151 (0.0008**) | -0.0125 (0.001**) |
| Etre né avant 1953 | -0.0497 (0.005**) | -0.0666 (0.005**) | -0.0179 (0.0115) | -0.0176 (0.0118) | -0.0203 (0.008**) | -0.0202 (0.008**) | - |
| Lambda | -0.1244 (0.012**) | -0.1023 (0.012**) | -0.1561 (0.013**) | -0.1517 (0.013**) | -0.1563 (0.011**) | -0.1536 (0.011**) | -0.1452 (0.016**) |
| R ² ajusté | 0.212 | 0.214 | 0.214 | 0.217 | 0.220 | 0.225 | 0.180 |

(**) significatif au seuil de 5 %

Notes :

Les variables de durée de scolarité des parents et de durée de scolarité moyenne de l'économie sont exprimées en logarithme.

Les écarts-types figurent entre parenthèses. Ils ont été ré-estimés car le nombre d'observation n'est pas identique pour toutes les variables explicatives X : les écarts-types estimés par MCO associés à la variable de capital humain moyen sont sous-estimés si l'on ne tient pas compte du fait que cette variable n'a que 28 observations et non pas 11 353. La matrice de variance-covariance utilisée est alors :

$$V = (X'X)^{-1} \sum_{j=1}^{28} u_j u_j' (X'X)^{-1} \text{ où } u_j = \sum_i e_i x_i$$

et e_i est le résidu et x_i le vecteur des variables explicatives de la $i^{\text{ème}}$ observation.

CHM 0 correspond au Capital Humain Moyen calculé à la naissance des individus.

Tableau B : Coefficient de transmission intergénérationnelle et variables différentes de capital humain social

| | |
|-----------------------|--------------------|
| Scolarité des parents | 0.5158 (0.0183**) |
| CHM 6 | 0.4331 (0.061**) |
| avant 1953 | -0.0179 (0.0009**) |
| X | |
| \bar{R}^2 | 0.217 |
| Scolarité des parents | 0.5151 (0.0182**) |
| CHM 11 | 0.4623 (0.067**) |
| avant 1953 | -0.0164 (0.0009**) |
| X | |
| \bar{R}^2 | 0.217 |
| Scolarité des parents | 0.5151 (0.0184**) |
| CHM 16 | 0.5332 (0.0857**) |
| avant 1953 | -0.0106 (0.0110) |
| X | |
| \bar{R}^2 | 0.217 |

(**) significatif au seuil de 5 %

Notes : Les variables de durée de scolarité des parents et de durée de scolarité moyenne de l'économie sont exprimées en logarithme. Les écarts-types ré-estimés figurent entre parenthèses.

X : vecteur de variables explicatives (constante, sexe, rang dans la fratrie, lambda).

CHM 6, CHM 11 et CHM 16 : capital humain moyen de l'économie calculé pour les individus à l'âge de 6 ans, 11 ans et 16 ans.

Tableau C : Découpage en deux classes d'âge

| <i>Variables</i> | Génération née avant 1953 (N = 3597) | | Génération née entre 1953 et 1973 (N = 7754) | |
|----------------------------|--------------------------------------|-----------------------|----------------------------------------------|-----------------------|
| | (1) | (1') | (1) | (1') |
| Constante | 0.9800 (0.2114**) | 1.0129 (0.218**) | 0.3994 (0.1459**) | 0.4306 (0.0660**) |
| Durée d'études du père | 0.3823 (0.0233**) | - | 0.2911 (0.0142**) | - |
| Durée d'études de la mère | 0.4138 (0.0332**) | - | 0.2661 (0.0179**) | - |
| Scolarité des parents | - | 0.6440 (0.021**) | - | 0.5173 (0.0103**) |
| CHM 0 | -0.1147 (0.1074) | -0.111 (0.106) | 0.4134 (0.0665**) | 0.4212 (0.0309**) |
| sexe (réf. : femmes) | 0.0061 (0.0097) | 0.0064 (0.0096) | -0.0185 (0.0052**) | -0.0108 (0.0047**) |
| Nombre de frères et soeurs | -0.0005 (0.0002**) | -0.0005 (0.0002**) | -0.00005 (0.0001**) | -0.0001 (0.0001**) |
| Lambda | - | - | -0.1622 (0.0146**) | -0.1621 (0.0133**) |
| R ² ajusté | 0.213 | 0.224 | 0.1722 | 0.2166 |

(**) significatif au seuil de 5 %

Notes : Les variables de durée de scolarité des parents et de durée de scolarité moyenne de l'économie sont exprimées en logarithme. Les écarts-types ré-estimés figurent entre parenthèses.

CHM 0 est le Capital Humain Moyen calculé à la naissance des individus.

Tableau D: Estimations par sexe

| Variables | Hommes N = 5 603 | | | Femmes N = 5 748 | | |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (1') | (2) | (1) | (1') | (2) |
| Constante | 1.0590 (0.179**) | 1.0220 (0.178**) | 1.5068 (0.056**) | 0.3528 (0.175**) | 0.3285 (0.173**) | 1.6277 (0.056**) |
| Durée d'études du père | 0.3210 (0.017**) | - | - | 0.3051 (0.017**) | - | - |
| Durée d'études de la mère | 0.2898 (0.023**) | - | - | 0.2802 (0.022**) | - | - |
| Scolarité des parents | - | 0.4933 (0.015**) | 0.4285 (0.020**) | - | 0.4827 (0.014**) | 0.3906 (0.021**) |
| CHM 0 | 0.1657 (0.081**) | 0.1858 (0.081**) | - | 0.4243 (0.079**) | 0.5239 (0.079**) | - |
| Taux de scolarité | - | - | 0.4199 (0.177**) | - | - | 0.6853 (0.200**) |
| Avant 1953 | -0.0358 (0.014**) | -0.0349 (0.014**) | - | -0.0057 (0.013) | -0.0063 (0.013) | - |
| Rang dans la fratrie | -0.0119 (0.001**) | -0.0137 (0.002**) | -0.0091 (0.002**) | -0.0149 (0.001**) | -0.0164 (0.002**) | -0.0158 (0.002**) |
| Lambda | -0.1606 (0.020**) | -0.1589 (0.020**) | -0.1520 (0.020**) | -0.1476 (0.021**) | -0.144 (0.209**) | -0.1367 (0.025**) |
| R ² ajusté | 0.215 | 0.217 | 0.188 | 0.228 | 0.236 | 0.1699 |

(**) significatif au seuil de 5 %

Notes : Les variables de durée de scolarité des parents et de durée de scolarité moyenne de l'économie sont exprimées en logarithme. Les écarts-types ré-estimés figurent entre parenthèses.

CHM 0 est le Capital Humain Moyen calculé à la naissance des individus.

Tableau E : Estimation du modèle par sexe et classe d'âge

| | | Génération née avant 1953 | Génération née après 1953 |
|-------------|-----------------------|---------------------------|---------------------------|
| Femmes | Scolarité du père | 0.3674 (0.0314**) | 0.2675 (0.020**) |
| | Scolarité de la mère | 0.3443 (0.0449**) | 0.2473(0.027**) |
| | CHM 0 | 0.0250 (0.1467) | 0.6989 (0.117**) |
| | X | | |
| | \bar{R}^2 | 0.2386 | 0.193 |
| | Scolarité des parents | 0.5849 (0.027**) | 0.4238 (0.017**) |
| Hommes | CHM 0 | 0.1096 (0.1450) | 0.8008 (0.117**) |
| | X | | |
| | \bar{R}^2 | 0.2503 | 0.1988 |
| | N | 1819 | 3930 |
| | Scolarité du père | 0.3805 (0.035**) | 0.2776 (0.021**) |
| | Scolarité de la mère | 0.4087 (0.047**) | 0.2396 (0.028**) |
| Hommes | CHM 0 | -0.0631 (0.1524) | 0.2689 (0.127**) |
| | X | | |
| | \bar{R}^2 | 0.247 | 0.171 |
| | Scolarité des parents | 0.6429 (0.0284**) | 0.4102 (0.018**) |
| | CHM 0 | 0.00604 (0.1507) | 0.2811 (0.127**) |
| | X | | |
| \bar{R}^2 | 0.258 | 0.167 | |
| N | 1778 | 3826 | |

(**) significatif au seuil de 5 %

Notes : Les variables de durée de scolarité des parents et de durée de scolarité moyenne de l'économie sont exprimées en logarithme. Les écarts-types ré-estimés figurent entre parenthèses.

CHM 0 est le Capital Humain Moyen calculé à la naissance des individus. X est le vecteur de variables explicatives (constante, rang dans la fratrie, et lambda pour les populations nées après 1953).

Tableau F : Etude des effets croisés entre le capital humain moyen et la catégorie socioprofessionnelle du père

| <i>Variables</i> | | (1) | (2) |
|------------------------------------------------------|----------------------|--------------------|---------------------|
| Constante | | 1.1242 (0.075**) | 0.4959 (0.128**) |
| CHM 0 | | 0,6016 (0,039**) | 0.8961 (0,059**) |
| sexe (réf. : femmes) | | -0,0117 (0,002**) | -0,0124 (0, 002**) |
| Rang dans la fratrie | | -0,0210 (0, 001**) | -0,0211 (0,001**) |
| PCS du père (référence ouvriers non qualifiés) | ouvriers qualifiés | 0,0315 (0,007**) | 0.4889 (0,369) |
| | employés | 0.1350 (0,017**) | 1.0954 (0.070**) |
| | techniciens | 0.2269 (0,022**) | 1.8293 (0.164**) |
| | cadres | 0.3589 (0,024**) | 2.4332 (0.221**) |
| | agriculteurs | 0.0351 (0,006**) | 0.1584 (0.141**) |
| | artisans | 0.1485 (0.017**) | 1.1165 (0.166**) |
| Effets croisés | ouvriers qual.*CHM 0 | - | - 0, 2152 (0,053**) |
| | employés*CHM 0 | - | - 0,4490 (0, 031**) |
| | techniciens*CHM 0 | - | - 0,74691 (0,074**) |
| | cadres*CHM 0 | - | -0.9691 (0,100**) |
| | agriculteurs*CHM 0 | - | -0.0549 (0,064) |
| | artisans*CHM 0 | - | -0.4530 (0,075**) |
| Etre né avant 1953 | | -0.0283 (0.008**) | -0.0331 (0.008**) |
| Lambda | | -0.0882 (0,0012**) | - 0.0619 (0.002**) |
| \bar{R}^2 | | 0.218 | 0.226 |

(**) significatif au seuil de 5 %

Notes : Les variables de durée de scolarité des parents et de durée de scolarité moyenne de l'économie sont exprimées en logarithme. Les écarts-types ré-estimés figurent entre parenthèses.

CHM 0 est le Capital Humain Moyen calculé à la naissance des individus.

**Tableau G : Etude des effets croisés
capital humain moyen * diplômes du père**

| <i>Variables</i> | | (1) | (2) |
|------------------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Constante | | 1.0769 (0.091**) | 0.8884 (0.090**) |
| CHM 0 | | 0.6472 (0,043**) | 0.7363 (0,041**) |
| Sexe (référence : femmes) | | -0,0110 (0,002**) | -0,0107 (0,002**) |
| Rang dans la fratrie | | -0,0226 (0,001**) | -0,0230 (0,001**) |
| Diplômes du père (référence : sans diplôme) | BEP, CAP | 0.1105 (0,089) | 0.8857 (0,259**) |
| | BAC | 0.2353 (0,011**) | 1.4588 (0,319**) |
| | BAC + 2 | 0.2829 (0,015**) | 1.4497 (0,432**) |
| | Diplômes > BAC+2 | 0.3938 (0,023**) | 2.4419 (0,658**) |
| Effets croisés | (BEP, CAP)*CHM 0 | - | -0,3608 (0,115**) |
| | (BAC)*CHM 0 | - | -0,5718 (0,142**) |
| | (BAC+2)*CHM 0 | - | -0,5442 (0,190**) |
| | (supérieur)*CHM 0 | - | -0,9575 (0,293**) |
| Etre né avant 1953 | | -0.0209 (0.009**) | -0.0273 (0.008**) |
| Lambda | | -0.1365 (0,01**) | -0.0978 (0,01**) |
| \bar{R}^2 | | 0.215 | 0.252 |

(**) significatif au seuil de 5 %

Notes : Les variables de durée de scolarité des parents et de durée de scolarité moyenne de l'économie sont exprimées en logarithme. Les écarts-types ré-estimés figurent entre parenthèses.
CHM 0 est le Capital Humain Moyen calculé à la naissance des individus.

**Tableau H : Capital humain des parents, externalité et taux de croissance du capital humain de
l'économie**

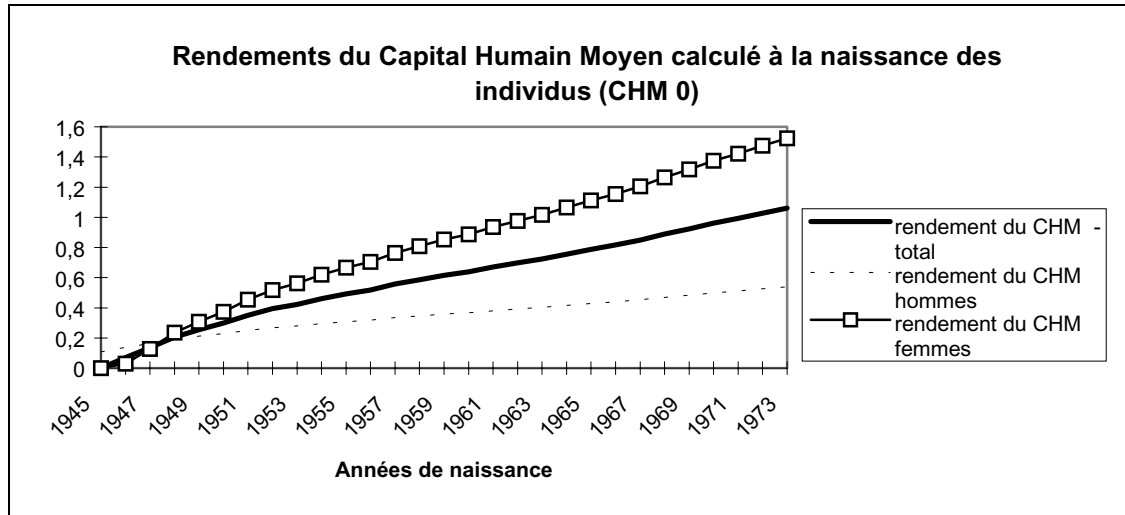
| | Total | Hommes | Femmes |
|-------------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| Scolarité des parents | 0.4869 (0.010**) | 0.4930 (0.015**) | 0.4812 (0.015**) |
| CHM 0 | 0.4896 (0.069**) | 0.2258 (0.099**) | 0.7344 (0.095**) |
| taux de croissance 0-6 | 0.7076 (0.214**) | 0.2097 (0.305) | 1.1580 (0.301**) |
| Etre nés avant 1953 | -0.0267 (0.010**) | -0.0368 (0.014**) | -0.0172 (0.013) |
| X | | | |
| \bar{R}^2 | 0.226 | 0.217 | 0.237 |
| Scolarité des parents | 0.4860 (0.010**) | 0.4929 (0.015**) | 0.4793 (0.015**) |
| CHM 0 | 0.5163 (0.074**) | 0.2225 (0.108**) | 0.7884 (0.103**) |
| taux de croissance 0-11 | 0.5997 (0.185**) | 0.1362 (0.264) | 1.0232 (0.260**) |
| Etre nés avant 1953 | -0.0226 (0.009**) | -0.0354 (0.014**) | -0.0108 (0.013) |
| X | | | |
| \bar{R}^2 | 0.226 | 0.217 | 0.238 |
| Scolarité des parents | 0.4859 (0.010**) | 0.4929 (0.015**) | 0.4790 (0.015**) |
| CHM 0 | 0.6488 (0.115**) | 0.2414 (0.107**) | 1.0239 (0.160**) |
| taux de croissance 0-16 | 0.7200 (0.250**) | 0.1359 (0.357) | 1.252 (0.350**) |
| Etre nés avant 1953 | -0.0127 (0.010) | -0.0334 (0.014**) | -0.0062 (0.014) |
| X | | | |
| \bar{R}^2 | 0.226 | 0.217 | 0.237 |

(**) significatif au seuil de 5 %

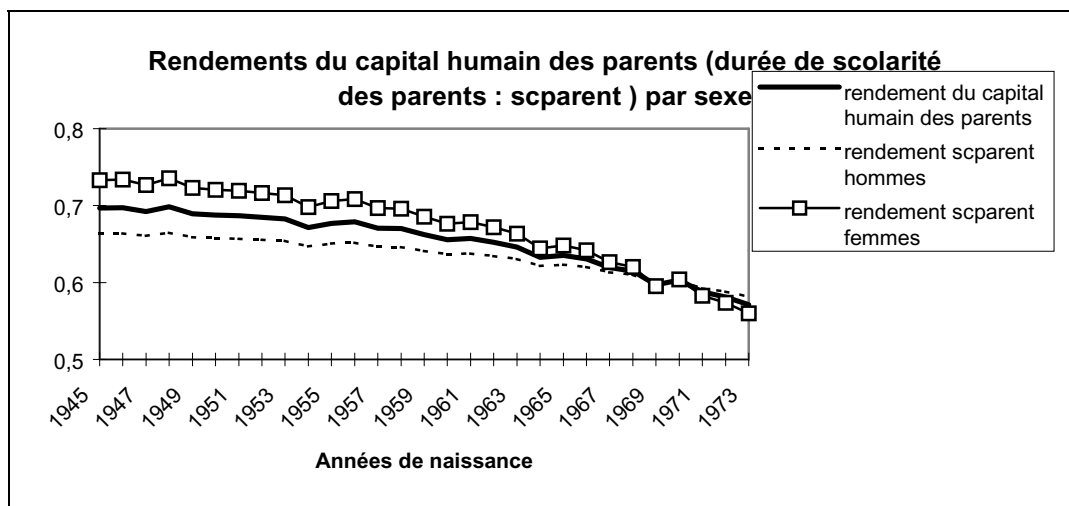
Notes : Les variables de durée de scolarité des parents et de durée de scolarité moyenne de l'économie sont exprimées en logarithme. Les écarts-types ré-estimés figurent entre parenthèses.
CHM 0 : Capital Humain Moyen calculé à la naissance des individus.
 X : vecteur de variables explicatives (constante, rang dans la fratrie, lambda et sexe pour la population totale).

ANNEXE 3

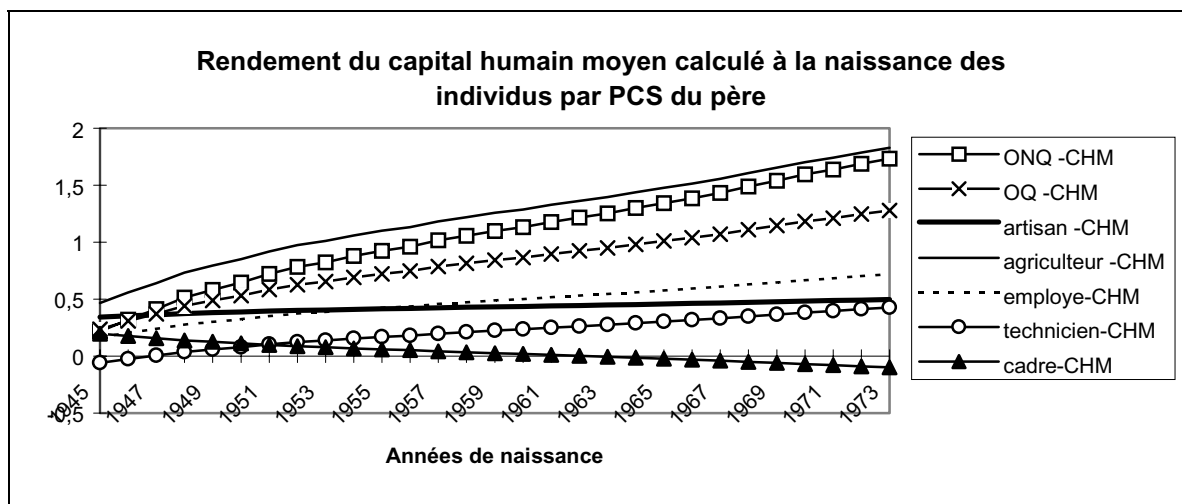
Graphique 1 :



Graphique 2 :



Graphique 3 :



Graphique 4 :

