

CENTRE DE RECHERCHE POUR L'ÉTUDE ET L'OBSERVATION DES CONDITIONS DE VIE

CREDOC
BIBLIOTHÈQUE

CREDOC

CAPITAL HUMAIN, COMPORTEMENTS FAMILIAUX
ET FORMATION DES REVENUS

Jean-Pierre JAROUSSE, François BOURGUIGNON, Gérard LASSIBILLE, Alain MINGAT

Sou1985-2727

● 1985

Capital humain, comportements
familiaux et formation des revenus /
Jean-Pierre Jarousse, F.
Bourguignon, G. Lassibille, A. Mingat.
Janvier 1985.

CREDOC•Bibliothèque



CREDOC
Equipe "Economie Sociologique"
associée au CNRS
142, rue du Chevaleret
75013 - PARIS
Tél. 584.14.20

1p130

CAPITAL HUMAIN, COMPORTEMENTS FAMILIAUX
ET FORMATION DES REVENUS.

Jean-Pierre JAROUSSE, François BOURGUIGNON, Gérard LASSIBILLE, Alain MINGAT



INTRODUCTION GENERALE.

Depuis plus d'une vingtaine d'années, en s'attachant à l'examen des effets de l'éducation, de l'expérience professionnelle et d'autres facteurs sur la productivité du travail, la théorie du capital humain a profondément renouvelé les analyses de la formation et de la répartition des revenus. Les progrès accomplis au niveau théorique comme à celui des méthodes économétriques utilisées, la disponibilité de données plus récentes et plus riches que celles sur lesquelles reposaient les travaux effectués jusqu'ici en ce domaine permettent aujourd'hui de tester différentes versions du modèle et d'apprécier la pertinence d'argumentations théoriques alternatives. Ces différents éléments autorisent également l'approfondissement d'un certain nombre de points particulièrement utiles à la définition et à l'appréciation des politiques économiques et sociales.

Fruit de la fusion entre la théorie des comportements familiaux et celle du capital humain, le programme de recherche s'étend à présent aussi bien à l'examen de l'influence des différentes phases de la vie des ménages sur les rythmes d'accumulation du capital humain, qu'à celui inverse, de l'effet de l'éducation sur le comportement des ménages. Enfin, l'existence de données comparables et relativement espacées dans le temps offre aujourd'hui une excellente occasion de tester la stabilité des résultats du modèle de gains et d'apprécier l'évolution de la rentabilité de l'éducation sur la période de plus forte croissance que le système éducatif ait jamais connue (1962-1976).

Le présent rapport est constitué de quatre études qui explorent chacune un aspect déterminé de la recherche conduite dans le cadre de l'action "Analyse Quantitative de l'Economie Française".* En dépit de leur apparente indépendance, elles constituent à ce titre un ensemble cohérent qui, cependant, ne prétend pas à l'exhaustivité du sujet ; toutes font une large place à l'analyse empirique.

La première étude (J.P. Jarousse, A. Mingat), la plus générale, propose un réexamen du modèle de gains de Mincer qui, dans sa version la plus simple, fait dépendre les revenus de l'éducation et de l'expérience professionnelle des individus. A cette occasion et sur la base des données de l'enquête Formation Qualification Professionnelle de 1977, différentes spécifications des variables de base du modèle sont examinées. Plus fondamentalement, partant de l'observation d'une forte décroissance de la rentabilité des études par génération (sur données transversales), les auteurs s'interrogent sur la pertinence de la théorie du

*Ministère de l'Industrie et de la Recherche (anciennement DGRST).

capital humain, et développent une argumentation alternative qui rend compte des mêmes faits avec un crédit empirique transitoirement comparable.

La seconde étude (G. Lassibille) traite de l'influence des événements familiaux dans la formation des revenus. Le mariage, la naissance et l'éducation des enfants sont à l'origine d'une réallocation du temps consacré par l'homme et la femme aux activités marchandes et domestiques. Selon leur nature, ces événements familiaux affectent inégalement l'intensité de l'effort au travail, le rythme d'accumulation du capital humain spécifique et donc les gains de chacun des deux époux.

A partir d'un échantillon d'hommes et de femmes mariés (non appareillés) tirés de l'enquête FQP 1977 et en prenant pour référence une version étendue du modèle de gains de Mincer, l'auteur calcule pour chacun des membres du ménage, la rentabilité marginale des différents segments de l'expérience professionnelle (avant le mariage, entre les naissances, après les naissances).

Outre une mesure des gains de l'association pour chacun des époux, l'étude empirique fait apparaître une symétrie du rythme d'accumulation du capital humain de l'homme et de la femme au cours de la vie du ménage, qui constitue à elle seule la source d'une importante distorsion des gains selon le sexe.

La troisième étude (F. Bourguignon) offre un examen du rôle de l'éducation sur le comportement d'offre de travail des femmes mariées. Ce rôle apparaît particulièrement ambigu : l'éducation reçue élève les perspectives de gain (salaire potentiel) et l'incitation à se porter sur le marché du travail ; en même temps, parce qu'elle est susceptible d'augmenter la valeur du travail non-marchand et des loisirs elle peut tout autant conduire au comportement inverse (salaire demandé). S'appuyant sur les données de l'enquête INSEE/DGI 1975, l'auteur montre en quoi la qualité des données disponibles limite la distinction de ces deux effets et fait dépendre les résultats de l'analyse, (l'élasticité de l'offre de travail féminin par rapport au salaire pour ne citer que le principal) du choix d'une forme fonctionnelle du modèle de participation.

La quatrième et dernière étude (J.P. Jarousse) propose une analyse de la rentabilité des études (1970-1977) basée sur le calcul des taux de rendement des différentes formations scolaires.

La présentation d'une nouvelle méthode de calcul permet à l'auteur de réexaminer les taux de rendement de l'éducation connus pour 1969 (FQP 1970) et de comparer ces derniers à ceux obtenus pour 1976 (FQP 1977). Cette comparaison fait apparaître une dégradation sensible de la rentabilité des diplômés de l'enseignement supérieur. Au niveau des formations secondaires, l'allongement de 14 à 16 ans de l'âge légal de fin d'études limite cette comparaison. Une analyse préalable des conséquences du changement législatif sur la rentabilité des études accroît la comparabilité des taux aux deux dates, permet de juger de l'intérêt de l'extension scolaire pour les candidats les moins aptes (et leur famille) et, plus fondamentalement, éclaire les mécanismes (différences d'opportunité/différences d'aptitude) qui gouvernent les choix effectués en matière d'investissement éducatif.

Jean-Pierre JAROUSSE

CHAPITRE I

ANALYSE ECONOMIQUE ET FONDEMENTS SOCIAUX DES DISPARITES DE SALAIRES

Jean-Pierre JAROUSSE
CNRS-CREDOC

Alain MINGAT
CNRS-IREDU

INTRODUCTION.

L'analyse de la distribution des revenus a été abordée sous de nombreux angles complémentaires. Historiquement, l'accent a tout d'abord été placé sur la répartition fonctionnelle des revenus, notamment à partir de théories macroéconomiques, et avec un support empirique limité. Ce type de travaux conserve à l'évidence un intérêt, encore que les soubassements idéologiques d'un certain nombre de controverses dans ce domaine aient manifestement consommé beaucoup d'énergie de façon par aitement stérile. Toutefois, cet intérêt est aussi nécessairement plus limité aujourd'hui pour les pays développés dans lesquels plus des trois-quart des revenus sont des revenus salariaux si bien que la compréhension de la distribution globale ne peut pas considérer les revenus salariaux comme un bloc homogène. Au contraire, il est clair que compte tenu du poids relatif des salaires, leur dispersion aura une importance capitale dans l'analyse des disparités globales.

La justification d'un intérêt pour la distribution des revenus salariaux et le choix fait dans ce texte pour ce type d'analyse laissent néanmoins encore ouvertes plusieurs pistes susceptibles d'être empruntées. Une de celles-ci concerne l'étude de la distribution statistique elle-même, sa forme fonctionnelle, sa dispersion, la manière dont ces caractéristiques sont produites, les liens qu'elles entretiennent avec des facteurs caractéristiques de l'organisation de la production, de la société dans son ensemble ou de son niveau de développement économique. Une voie alternative consiste à ne pas s'attacher centralement aux caractéristiques globales de la distribution des revenus, qui est alors considérée comme exogène, mais à chercher à comprendre quels sont les facteurs, notamment personnels, qui déterminent la position des individus dans cette distribution. Ces deux types de recherche sont de nature différente. Elles deviennent cependant complémentaires dès lors qu'on s'interroge sur les possibilités qu'il y aurait d'agir sur la distribution globale des revenus en modifiant certaines des caractéristiques personnelles pertinentes révélées par le second type d'analyse.

Dans ce texte, nous nous concentrerons essentiellement sur la recherche des facteurs expliquant la position des individus dans la distribution globale, enveloppe prise comme une donnée. L'analyse concerne la France avec comme base empirique l'observation transversale des salaires en 1976 à partir de l'échantillon de l'enquête FQP de l'INSEE.

Le travail empirique présenté utilise le cadre théorique du capital humain. A partir de ce cadre de référence nous nous appliquons à tester des hypothèses alternatives, ou des définitions alternatives, du revenu et surtout de l'éducation, et à étendre l'analyse dans le sens d'une meilleure intégration de certaines caractéristiques de la société dans laquelle se constitue et s'utilise le capital humain. Ainsi, dans ce cadre seront analysés les effets de composition des différentes générations qui composent la population étudiée.

Cependant, les données utilisées connaissent des limites en ce sens que des variables susceptibles d'améliorer le réalisme et la qualité de la représentation statistique ne sont pas disponibles. On peut penser par exemple à l'aptitude individuelle¹, aux conditions de travail² ou à l'influence des choix intra-familiaux³. Le fait que l'observation porte sur une période de temps courte (une année) est également une limitation dans la mesure où certains titulaires de revenu peuvent être dans des situations transitoires.

Après un bref rappel des fondements théoriques de la théorie du capital humain (section 1), nous proposerons un certain nombre d'estimations empiriques du modèle classique développé par Becker-Mincer-Chiswick (section 2). Nous étudierons ensuite différentes définitions du revenu salarial en nous attachant à l'examen de leurs implications théoriques et empiriques (section 3). Enfin, dans une dernière section (section 4) nous nous efforcerons de tester différentes spécifications des principales variables du modèle de capital humain (Education, Expérience) et d'évaluer la pertinence de ce dernier à travers l'examen d'une argumentation alternative.

¹Par exemple Welch (1975) note qu'on peut difficilement imaginer une mesure plus mauvaise des aptitudes recherchées sur le marché du travail que celle qui consiste à mesurer le temps que l'individu a été capable de supporter l'environnement scolaire.

²Qu'il s'agisse de la durée du travail, de sa pénibilité physique ou psychologique.

³Les informations contenues dans l'enquête sont des données individuelles alors qu'on peut penser que la cellule décisionnelle est le ménage avec des compensations et des spécialisations possibles.

SECTION I - LES ELEMENTS DU MODELE THEORIQUE.

L'éducation est un bien coûteux à acquérir aussi bien pour l'individu qui s'éduque que pour la collectivité dans laquelle il se trouve, et ceci d'autant plus que cette dernière assure directement le financement de la majorité des établissements scolaires. Ces coûts ont deux composantes : 1) des coûts directs (coûts spécifiques liés à la situation scolaire pour l'individu ; dépenses financières totales nettes pour l'ensemble des agents intervenant dans le financement des activités éducatives - Etat, collectivités territoriales, individus - si on se place du point de vue de la collectivité) ; 2) des coûts d'opportunité sous forme de "manque à gagner" pour le point de vue individuel ou de "manque à produire" pour celui de la collectivité.

Dans le cadre du modèle de capital humain, l'acceptation de ces coûts se justifie plus par la recherche de satisfactions futures (investissement) que par l'obtention de satisfactions finales immédiates (consommation). Ces satisfactions futures anticipées ont elles-mêmes des dimensions variées (psychiques, monétaires, qualitatives ou quantitatives) mais on fait l'hypothèse simplificatrice que seuls sont considérés les bénéfices monétaires. Ceux-ci sont obtenus au cours de la vie active de l'individu dans la mesure où les connaissances acquises à l'école rendent les travailleurs plus productifs et par conséquent titulaires de revenus plus élevés. Ces revenus plus importants des individus éduqués peuvent provenir d'une activité personnelle ou de la participation au marché du travail salarié sur lequel les entrepreneurs cherchent à attirer par des salaires plus élevés les individus les plus productifs.

Avec J. Mincer (1958, 1974) considérons deux formes complémentaires d'acquisition du capital humain, à savoir les investissements scolaires d'une part, les investissements sous forme d'expérience professionnelle d'autre part. Rappelons le traitement fait par la théorie concernant ces deux types d'investissement pour en dériver des relations économétriquement testables.

1. Les investissements scolaires.

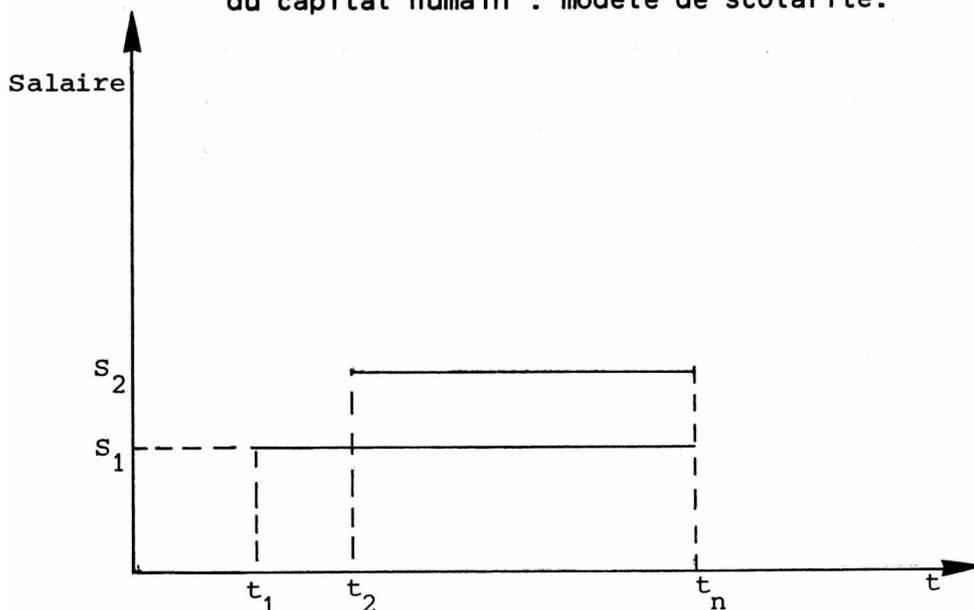
Le modèle est fondé sur l'hypothèse que le capital humain est acquis exclusivement lors de la scolarité formelle. De plus, il y a une séquence temporelle caractérisée par un enseignement à temps plein concentré dans les premières années de la vie suivi d'une activité productive à temps plein dès la fin des études et ce jusqu'à l'âge de la retraite qui est relativement éloigné dans le temps. Le temps scolaire est homogène en tant qu'il produit la même acquisition de connaissances (en quantité et en qualité) pour tous les individus. Enfin, il n'y a pas de dépréciation du capital humain acquis au cours de sa durée d'utilisation, c'est-à-dire qu'il n'y a ni oubli par l'individu ni

obsolescence due à un progrès technologique. Il s'ensuit que les profils de salaires sont "plats" au cours de la vie active.

Considérons deux niveaux de scolarité. Le premier niveau correspond à des études jusqu'à l'âge t_1 , le second jusqu'à l'âge t_2 . t_n est l'âge de fin de vie active.

Graphique 1.

Profils-âge-salaires en l'absence de dépréciation
du capital humain : modèle de scolarité.



Soit r le taux d'actualisation (continu-exogène) et V_1 , V_2 les valeurs actuelles correspondant aux deux échéanciers de salaires. A l'équilibre ces deux valeurs actuelles sont égalisées.

$$V_1 = S_1 \int_{t_1}^{t_n} e^{-rt} \cdot dt = S_1 \cdot \frac{e^{-r \cdot t_1} - e^{-r \cdot t_n}}{r}$$

$$V_2 = S_2 \int_{t_2}^{t_n} e^{-rt} \cdot dt = S_2 \cdot \frac{e^{-r \cdot t_2} - e^{-r \cdot t_n}}{r}$$

A l'équilibre $V_1 = V_2$ et on peut calculer S_2 en fonction de S_1 .

$$S_1 \cdot \frac{e^{-r \cdot t_1} - e^{-r \cdot t_n}}{r} = S_2 \cdot \frac{e^{-r \cdot t_2} - e^{-r \cdot t_n}}{r}$$

$$\text{d'où } S_2 = S_1 \cdot \frac{e^{-r \cdot t_1} - e^{-r \cdot t_n}}{e^{-r \cdot t_2} - e^{-r \cdot t_n}}$$

Comme t_n est grand par rapport à t_1 ou t_2 , r étant positif et supposé non très petit, il s'ensuit que les termes d'exposant $(-r \cdot t_n)$ disparaissent et que la relation s'exprime de façon très simplifiée :

$$S_2 = S_1 \cdot \frac{e^{-r \cdot t_1}}{e^{-r \cdot t_2}} = S_1 \cdot e^{r(t_2 - t_1)}$$

ou bien, en passant aux logarithmes :

$$\ln S_2 = \ln S_1 + r(t_2 - t_1)$$

Si s_0 est le salaire correspondant à la scolarité obligatoire, et S_0 son logarithme, le salaire correspondant à n années de scolarisation post-obligatoire est alors :

$$\ln S_n = S_0 + r \cdot n \quad (1)$$

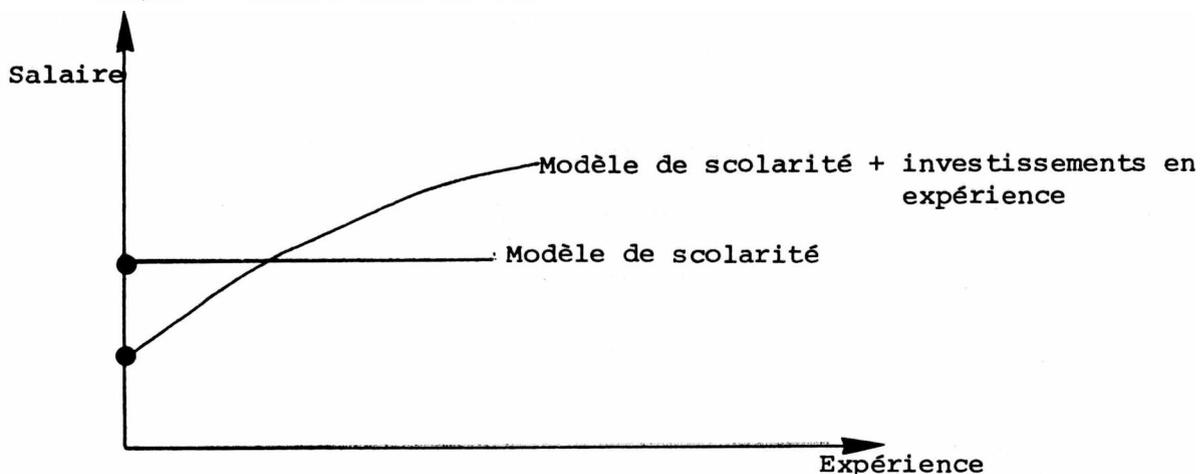
Nous aboutissons à une relation très simple, testable avec les données dont nous disposons. Elle manifeste une relation linéaire du nombre d'années d'études dans le logarithme du salaire, c'est-à-dire qu'on anticipe qu'une année d'études supplémentaire commande un différentiel de salaire constant en termes relatifs et croissants en termes absolus lorsqu'on considère des niveaux éducatifs plus élevés.

2. Les investissements en expérience professionnelle.

Le modèle de scolarité suppose que l'individu cesse toute acquisition de connaissances négociables sur le marché du travail avec la fin de ses études formelles. Cette hypothèse peut être relaxée, notamment en supposant que l'individu continue d'investir en capital humain en cours de vie active. Cette acquisition est coûteuse (en temps) si bien que le salaire observé est différent du salaire anticipé par le modèle précédent. A un instant donné t , il est en fait différent pour deux raisons : 1) du fait des investissements professionnels réalisés au cours de la période ; 2) du fait de la rémunération des investissements professionnels réalisés dans les périodes actives précédentes. Ces deux facteurs ont des implications opposées. Il s'ensuit qu'au lieu d'observer un niveau de salaire constant avec l'âge, on observe un profil âge-salaires croissant.

Graphique 2.

Modèle de scolarité et profil -âge-salaires prenant en compte l'acquisition de capital humain en entreprise.



Le salaire continuera de croître tant que l'investissement net croît à un taux inférieur au taux de rendement des investissements professionnels. La théorie du cycle de vie de Ben Porath (1967) indique que l'intensité des investissements professionnels (part du temps de travail passé à l'acquisition de capital humain) doit diminuer avec l'âge compte tenu de la croissance du salaire - coût d'opportunité de la formation - et de l'amenuisement de la période au cours de laquelle les investissements peuvent être rentabilisés.

A partir de cette argumentation et sous les hypothèses d'une décroissance linéaire de l'intensité des investissements professionnels avec l'âge et de la constance du rendement de ces investissements, J. Mincer (1974) dérive la

relation testable suivante reliant le salaire réel observé avec le capital scolaire d'une part, les investissements professionnels, sous une forme quadratique de l'expérience professionnelle, d'autre part.

$$\ln S = S_0 + r.n + b.exp + c.exp^2 + u \quad (2)$$

Cette formulation donne la justification théorique de la relation empirique entre salaire et âge en arguant que l'âge n'est qu'une mesure approximative de l'expérience, et que c'est cette dernière variable qui est théoriquement fondée.

Dans l'équation (2) ci-dessus, on contraint r et n à être indépendants, c'est-à-dire que le rendement de l'éducation est supposé constant quel que soit le nombre d'années d'études. La prise en considération d'un terme quadratique du nombre d'années d'études autorise le rendement marginal à varier avec le volume des investissements éducatifs.

$$\ln S = S_0 + a.n + b.n^2 + c.exp + d.exp^2 + u \quad (3)$$

avec le taux de rendement marginal $\frac{\partial \ln S}{\partial n} = a + 2b.n$ dans lequel on anticipe que b soit négatif, matérialisant ainsi des rendements marginaux décroissants.

SECTION II - LES ESTIMATIONS EMPIRIQUES DES MODELES ISSUS DE LA THEORIE.

Les données de l'enquête FQP permettent de réaliser les diverses estimations économétriques. Se posent néanmoins des problèmes pratiques de définition d'une part des variables, d'autre part des populations sur lesquelles sont effectués les calculs.

En ce qui concerne la population d'analyse, on pourrait prendre en compte toute la population ayant exercé une activité salariée en France au cours de l'année 1976. Cependant, cette définition extensive pose des problèmes qui risquent d'apporter des biais statistiques à l'analyse. La première difficulté concerne la présence de salariés étrangers dans l'échantillon. Pour ceux-ci le nombre d'années de scolarisation est mal connu et peut être difficilement comparable avec celui des salariés français dans la mesure où, dans la majorité des cas, les travailleurs étrangers ont été scolarisés dans leur pays d'origine. La mesure de l'expérience professionnelle est également susceptible de n'être pas totalement comparable. Enfin, les problèmes de langue et d'ancienneté d'arrivée en France font de l'étude

des salaires des travailleurs étrangers un problème spécifique, qui mériterait de faire l'objet d'analyses particulières mais complémentaires à celle, centrale dans ce texte, du rôle de l'éducation dans la structuration de la distribution des salaires. Une seconde difficulté tient au fait que dans la population salariée, il y a à la fois des salariés à temps plein, des salariés à temps partiel et des salariés temporaires. Il s'ensuit que le montant des salaires qu'ils ont perçus au cours de la période annuelle considérée s'explique certes par le niveau éducatif ou l'expérience professionnelle mais surtout par le temps passé à l'exercice de l'activité salariée et par les conditions particulières dans lesquelles elle s'est exercée (par exemple un étudiant de 3^e cycle qui exerce l'emploi de gardien de nuit pendant les fins de semaines).

Nous traiterons de ces problèmes de définition du revenu dans la troisième section de ce texte pour ne retenir ici provisoirement que la population de ceux qui ont déclaré avoir mis fin à leurs études, et avoir eu uniquement une activité salariée à temps plein au cours de l'année 1976. Dans le cas où cette activité salariée à temps plein ne s'est exercée que pendant une fraction de l'année, un revenu équivalent annuel leur a été imputé en appliquant une règle de pro-rata du temps. Enfin, le revenu qui sert de référence dans les estimations économétriques est un revenu net de frais professionnels. Il s'agit, selon les cas de frais professionnels déclarés ou du forfait fiscal du dixième du revenu annuel.

En ce qui concerne la mesure du nombre d'années d'études, l'information a été extraite de la variable AFEE ("*En quelle année avez-vous cessé de fréquenter régulièrement l'école ou l'université ?*") sans tenir compte d'éventuelles formations post-scolaires, et de la variable ANE ("*année de naissance*").

$$\text{Soit } n = \text{AFEE} - (\text{ANE} + 6) - \epsilon \cdot d_{sn}$$

avec d_{sn} = durée du service national et ϵ qui prend la valeur 1 si celui-ci a été effectué en "sandwich", pendant les études, et 0 dans les autres cas.

La variable expérience professionnelle est égale à l'âge de l'individu en 1976 diminué de son âge à l'entrée dans la vie active avec décompte éventuel de la durée du service national si celui-ci a été effectué en cours de vie active.

Compte tenu de ces définitions qui sont traditionnelles dans la littérature consacrée aux fonctions de gains, nous obtenons les estimations statistiques suivantes.

TABLEAU 1.

Fonctions de gains - années d'études - expérience professionnelle
par sexe (année 1977)

	Femmes			Hommes		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	9.38	8.75	8.53	9.70	8.65	8.30
Années d'études	0.0636 (40.4)	0.0842 (54.1)	0.1224 (14.9)	0.0657 (54.8)	0.0990 (86.6)	0.1562 (26.6)
(Années d'études) ²	-	-	-0.00151 (4.8)	-	-	-0.00223 (10.0)
Expérience	-	0.0414 (32.8)	0.0415 (32.9)	-	0.0632 (57.2)	0.0633 (57.5)
(Expérience) ²	-	-0.00066 (23.3)	-0.00065 (22.9)	-	-0.0010 (42.0)	-0.00098 (41.2)
R ²	0.182	0.339	0.341	0.178	0.405	0.410
Nbre observations	7 345	7 345	7 345	13 849	13 849	13 849

N.B. Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student.

Ces résultats sont classiques en termes de pouvoir explicatif par rapport à ce qui existe dans la littérature sur ce thème.

L'ajustement statistique est relativement moins bon pour les femmes que pour les hommes et la raison tient essentiellement à une moindre "efficacité" de la variable d'expérience professionnelle. L'explication vient très vraisemblablement du fait que la mesure de l'expérience, qui est probablement raisonnable pour les hommes (ils ne connaissent, du moins pour 1976, année d'observation de l'enquête, pratiquement pas de période d'interruption d'activité professionnelle), est beaucoup plus sujette à caution pour les femmes.

Un autre résultat, trop peu souvent signalé et interprété dans la littérature, concerne le fort accroissement du coefficient de la variable année d'études lorsqu'on passe du modèle avec le nombre d'années d'études seul à celui incorporant l'expérience professionnelle [modèles (1) à (2) ou (4) à (5)]. L'origine de cette variation tient à la corrélation existant entre le nombre d'années d'études et l'expérience. Cette corrélation est négative. Elle provient du fait qu'à un âge donné plus la scolarité a été longue, plus courte est l'expérience professionnelle, mais aussi et surtout que les générations jeunes ont eu une scolarité plus longue. A ce niveau, nous nous contenterons de noter ce phénomène pour nous réserver de tenter d'en donner une interprétation dans la quatrième section.

Si on compare les hommes et les femmes, on observe [modèle (2) et (5)] que la rentabilité moyenne des études est plus faible pour les femmes que pour les hommes (la différence est significative au seuil de 1%) mais aussi que les femmes arrivent moins que les hommes à tirer profit de leur expérience professionnelle. La pertinence de cette remarque est toutefois limitée par l'argument tenu ci-dessus. Si on ne tient pas compte de l'expérience, c'est-à-dire si on se situe au point d'expérience moyenne, la différence de salaire, entre les hommes et les femmes, à niveau d'éducation donné, peut être estimée en comparant les modèles (1) et (4). Il convient en effet de comparer les modèles et non-directement les coefficients de la variable "années d'études" car la rentabilité de l'éducation s'évalue à partir de la différence entre les salaires des diplômés et de ceux qui ne le sont pas, si bien qu'une faible différence dans la rentabilité des études est compatible avec des écarts de salaire importants à tous les niveaux de diplôme. Pour mesurer les différences globales, réécrivons l'équation estimée pour les hommes (4) en faisant apparaître les valeurs numériques des coefficients de l'équation estimée pour les femmes puis des termes d'écart :

$$\ln S = (9.38 + 0.0636n) + (0.32 + 0.0021n)^1$$

Cette mesure des écarts peut être transcrite en pourcentage caractérisant ce que les hommes gagnent en plus par rapport aux femmes de même niveau éducatif.

¹L'écart a la caractéristique d'une variable muette et détermine le salaire des hommes par référence à celui des femmes. La mesure de l'écart dans un modèle semi logarithmique n'est pas estimé directement par la valeur v du coefficient de la variable muette. En effet, le coefficient n'est une bonne approximation que si le coefficient est proche de zéro. (R. Halvorsen et R. Palmquist, 1980). La mesure correcte de l'écart est $(e^v - 1)$ et non v . Toutefois, il a été montré (Kennedy, 1981), que l'estimation des moindres carrés conduisait à une mesure biaisée de l'écart car il est estimé par $(e^{\hat{v}} - 1)$. Il apparaît que le biais est néanmoins infime. C'est pourquoi, nous utiliserons la quantité proposée par Halvorsen et Palmquist comme mesure de l'écart en pourcentage.

TABLEAU 2.
Écarts de salaire entre les hommes et les femmes
pour différent niveaux d'investissement éducatifs

Nombre d'années d'études	10	15	20
Age de sortie du système scolaire	16	21	26
Ecart hommes/femmes (%)	40.2	42.0	44.0

Ou bien si on veut mesurer ces écarts en termes de nombre d'années d'études, il convient qu'une femme poursuive ses études jusqu'à 23.1 ans pour obtenir un salaire équivalent à celui d'un homme qui aurait arrêté les siennes à 18 ans.

La formulation de la fonction de gains incorporant un terme quadratique du nombre d'années d'études permet de mesurer les rendements marginaux de l'éducation. Il s'agit de rendements privés puisque, d'une part les revenus sont mesurés avant impôts et surtout que les coûts pris en compte ne sont que des coûts d'opportunité. Cette approximation est très valide pour les coûts privés, les coûts à la charge des familles pour l'éducation étant relativement faibles mais ne l'est pas pour les coûts sociaux car l'omission des coûts unitaires à la charge de l'Etat introduit une sous-estimation notable. Par rapport à la mesure directe des taux de rendement, l'utilisation de la fonction de gains supprime les effets de la réglementation en matière de scolarité obligatoire en affectant un manque à gagner estimé à tout âge. La valeur numérique de ces taux marginaux est donnée dans le tableau suivant :

TABLEAU 3.
Taux de rendement marginaux de l'éducation
selon le sexe en 1977 calculés à partir des modèles (3) et (6).

(%)

Nombre d'années d'études	5	9	12	16
Hommes	13.39	11.61	10.27	8.48
Femmes	10.73	9.52	8.62	7.41

Ce tableau permet de montrer de façon plus concrète que dans les modèles d'une part le niveau de la rentabilité privée de l'éducation en France, telle qu'on peut l'apprécier par une observation transversale en 1976 et d'autre part la loi de décroissance de cette rentabilité lorsque le niveau éducatif augmente. Deux remarques peuvent être faites pour apprécier ces résultats. Elles partent toutes les deux de l'observation que ces résultats ont été obtenus à partir d'une observation transversale des revenus : 1) il s'agit de taux *nets d'inflation*, ce qui renforcerait l'idée que l'éducation est un investissement profitable et 2) il s'agit de taux moyens pour des investissements réalisés dans des périodes différentes si bien qu'on pourrait avoir des doutes sur le fait que ces taux pourraient servir à guider des décisions pour le présent. Cette dernière interrogation sera documentée dans la quatrième section de ce texte.

Une autre façon d'apprécier ces résultats est de les confronter avec des estimations comparables faites dans d'autres circonstances. En particulier, il serait intéressant de comparer les résultats pour la France en 1977 avec ceux obtenus à des dates antérieures. Les enquêtes FQP de 1964 et 1970 nous en donnent l'occasion. Cependant, si les enquêtes sont bien comparables sur de nombreux points (questionnaires et couvertures) l'enquête de 1964 est probablement d'une qualité inférieure aux deux enquêtes suivantes. De plus, il ne nous a pas été possible d'avoir directement accès à la bande informatique de l'enquête de 1964. En conséquence, la comparaison des estimations pour 1970 et 1977 doit être faite sous contrainte de respecter les choix effectués lors de l'exploitation initiale. Comme les exploitations réalisées par M. Riboud (1978) d'une part utilisaient la population des français (de naissance et naturalisés) et d'autre part prenaient en compte le revenu salarial sans référence au temps de travail (temps plein sur tout ou partie de l'année, temps partiel) nous avons réestimé les mêmes relations avec les mêmes conventions pour 1970 et 1977. Les résultats sont consignés dans le tableau ci-après.

TABLEAU 4.
Fonctions de gains - années d'études, expérience professionnelle -
par sexe, années 1964 - 1970 - 1977. (%)

	FQP 1964		FQP 1970		FQP 1977	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Constante	2.37	n.d	7.05	7.06	8.04	7.90
Années d'études	0.163 (23.3)	n.d	0.1925 (44.0)	0.1788 (19.9)	0.1543 (21.3)	0.1744 (14.7)
(Années d'études) ²	-0.002 (10.0)	n.d	-0.003 (19.1)	-0.0029 (9.0)	-0.0019 (7.0)	-0.003 (6.6)
Expérience	0.070 (38.9)	n.d	0.0773 (64.5)	0.0561 (28.4)	0.0913 (68.1)	0.0587 (30.8)
(Expérience) ²	-0.001 (25.0)	n.d	-0.0011 (47.4)	-0.0009 (21.2)	-0.0015 (53.1)	-0.00099 (24.2)
R ²	0.355	n.d	0.422	0.276	0.375	0.216
Nbre d'observations	8 809	n.d	15 903	6 230	14 546	8 662

La comparaison des résultats de 1977 de ce tableau avec ceux proposés dans le tableau 1 montre bien l'incidence des définitions des variables et des populations sur les estimations. Les différences sont spécialement sensibles pour la population féminine en raison notamment de l'activité salariée à temps partiel et des reprises /abandons d'activité plus fréquents que dans la population masculine.

Si on s'attache maintenant aux comparaisons entre les enquêtes faites aux différentes dates, il est préférable, en raison des termes quadratiques, de calculer les rendements marginaux d'une part, l'impact de l'expérience d'autre part. Les résultats sont donnés dans les deux tableau ci-après.

TABLEAU 5.
Evolution des taux de rendement marginaux 1964-1970-1977 par sexe.

Nbre d'années d'études	FQP 1964		FQP 1970		FQP 1977	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
5	14.2	n.d	16.2	15.0	13.5	14.4
9	12.5	n.d	13.8	12.6	12.0	12.0
12	11.1	n.d	12.0	10.3	10.8	10.2
16	9.4	n.d	9.6	8.5	9.3	7.8

TABLEAU 6.

Ecart (%) entre salaires de début de carrière professionnelle
et avec 10 ans, 20 ans d'expérience - hommes - 1964-1970-1977 (%)

Expérience	FQP 1964	FQP 1970	FQP 1977
10 années	82	94	104
20 années	171	200	238

Pour ce qui est des rendements de l'éducation, les modifications globales sont relativement faibles entre 1964 et 1977. Toutefois, il apparaît que l'année 1970 est caractérisée par la rentabilité maximum de l'éducation alors qu'il y a eu ensuite une baisse, non massive, mais non négligeable en 1977 ; cette dernière année ayant le niveau de rentabilité le plus bas de la période. Face à cette relative constance de la rentabilité des études, on observe une transformation nette et continue du rôle de la variable d'expérience professionnelle dans la structuration des différences inter-individuelles des salaires. Ainsi, on assiste entre 1964 et 1977 à une forte tension des écarts de salaires entre ceux qui entrent sur le marché du travail au sortir du système scolaire et ceux qui y sont déjà bien implantés après 10 ans ou 20 ans d'expérience professionnelle. L'explication de ce phénomène, apparemment important (il est probable que ce mouvement se soit accentué entre 1977 et 1984), n'est pas immédiate. Si on se réfère strictement à la théorie du capital humain et des marchés concurrentiels, cela voudrait dire soit que l'école a perdu de sa pertinence pour le marché du travail soit qu'il y a un accroissement de la formation sur le tas ou les deux simultanément. Ces deux argumentations sont possibles mais peu convaincantes d'une part parce que le taux de rendement des études n'a pas baissé en dépit de l'extension des scolarisations et d'autre part parce que les progrès technologiques importants intervenus au cours du dernier quart de siècle auraient plutôt dû avoir comme conséquence d'accélérer l'obsolescence des connaissances que de favoriser la productivité de ceux qui ont acquis leurs savoirs de base dix ans ou vingt ans auparavant. On peut donc interpréter ce résultat comme une "attente déçue", au sens de K. Popper, qui doit nous interroger et éventuellement nous inciter à exprimer une conjecture, ou explication provisoire susceptible de s'accommoder des faits connus traditionnellement et des faits nouveaux, qu'on pourrait en outre soumettre à d'autres tests empiriques. Nous examinerons ce point lorsque nous discuterons de mesures alternatives de

l'éducation dans la quatrième section. Avant de l'aborder examinons l'influence des choix effectués en matière de définition du revenu sur les résultats économétriques obtenus.

SECTION III - VARIATIONS SUR LA DEFINITION STATISTIQUE DU REVENU SALARIAL.

La limitation de l'échantillon aux seuls salariés ayant exercé une activité à temps plein se justifie autant par le désir de limiter les irrégularités dues à l'existence de situations marginales mal définies (apprentissage, stages, etc...) que par le fait que cette pratique constitue pour les hommes une norme très largement majoritaire (98.3% des salariés). Il importe cependant d'analyser les conséquences empiriques de ce choix.

Le tableau suivant permet de comparer l'estimation obtenue pour les seuls salariés à temps plein (régression n° 6 du tableau 1) à celles effectuées sur l'ensemble de la population des salariés en contrôlant (modèle 8) ou non (modèle 7) le type d'activité (à temps complet, à temps partiel).

TABLEAU 7.
Fonctions de gains - différentes spécifications du revenu
et de la population de référence.

	(6) rappel	(7)	(8)	(9)
Constante	8.30	7.90	6.27	7.87
Années d'études	0.1562 (26.6)	0.1591 (21.5)	0.1622 (27.3)	0.1579 (20.1)
(Années d'études) ²	-0.00223 (10.0)	-0.00212 (7.6)	-0.00251 (11.2)	-0.0021 (7.0)
Expérience	0.0633 (57.5)	0.0932 (67.1)	0.0596 (50.7)	0.0969 (66.7)
(Expérience) ²	-0.00098 (41.2)	-0.0016 (52.2)	-0.0009 (36.1)	-0.00165 (52.8)
Nbre de mois à temps complet	-	-	0.171 (85.3)	-
Nbre de mois à temps partiel	-	-	0.0995 (25.8)	-
R ²	0.410	0.377	0.599	0.355
Nombre d'observations	13 849	14 085	14 085	14 318

Note : Les chiffres entre parenthèses sont les t de Student.

Pour les trois régressions considérées, la variable dépendante est le logarithme du revenu annuel net des frais professionnels¹. Au vu de ces résultats, il ressort que l'impact des variables d'éducation sur le niveau des gains est peu affecté par ces différentes spécifications du revenu (et de la population de référence) et qu'au contraire celui des variables d'expérience s'y montre particulièrement sensible. A titre d'illustration, nous avons mesuré les écarts en pourcentages entre les salaires de début de carrière et ceux obtenus avec dix ans et vingt ans d'expérience professionnelle à partir de ces trois estimations.

TABLEAU 8.

Écarts (%) entre salaires de début de carrière professionnelle et avec 10 ans, 20 ans d'expérience (hommes) selon différentes spécifications du revenu et de la population de référence.

Modèle de référence Expérience	(6)	(7)	(8)
10 années	71	116	66
20 années	140	210	130

Les résultats obtenus en considérant l'ensemble de la population (6), très proches de ceux présentés précédemment en considérant le revenu brut déclaré à l'enquête², sont en effet nettement plus élevés que ceux auxquels on parvient en contrôlant le type d'activité (8) ou en limitant la population aux seuls salariés à temps complet (7).

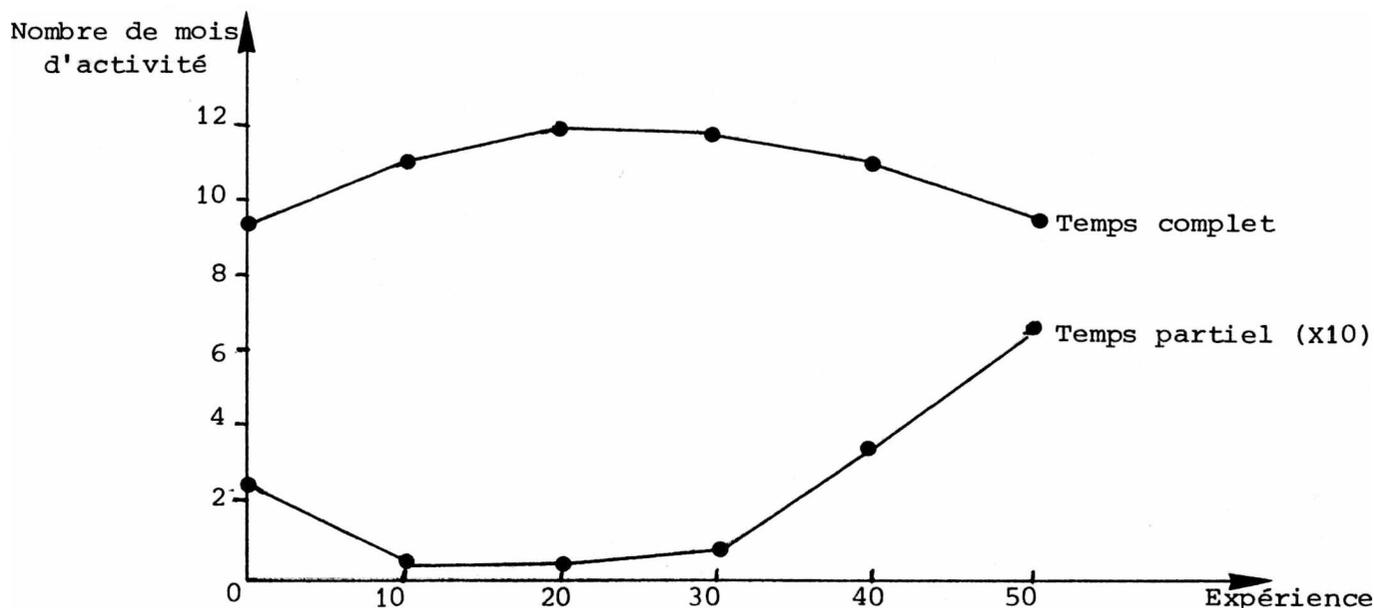
L'importance des variables d'expérience dans la régression effectuée sur l'ensemble de la population sans contrôle du type d'activité salariée, traduit l'existence d'une corrélation positive plus forte entre le nombre de mois travaillés à temps partiel et l'expérience qu'entre cette dernière variable et le nombre de mois travaillés à temps complet³.

¹Revenu annuel déclaré pour les régressions (2) et (3), revenu équivalent annuel pour la régression (1). Cf. infra, page

²Cf. infra, p. 20.

³Simulations effectuées à partir d'un modèle du type :
Nombre de mois à temps complet (partiel) = a Exp + bExp² + c

GRAPHIQUE 3.
Quantité annuelle de travail par type
(temps complet, temps partiel)
selon l'expérience professionnelle



La proximité des estimations correspondant aux régressions (6) et (8) révèle que la limitation de l'échantillon aux salariés à temps complet permet de faire l'économie d'une analyse du temps de travail et de ses déterminants ; celle-ci, bien que n'entrant pas dans le propos (et les possibilités empiriques) de la présente étude s'avère cependant tout à fait prometteuse. La régression (8) ne constitue en effet que la forme réduite d'un modèle structurel des déterminants des gains endogénéisant la durée de travail effective ; elle permet toutefois de mesurer l'importance du phénomène.

A elles seules, les variables qui mesurent l'importance et le type d'activité contribuent pour plus d'un cinquième à la variance des gains définie sur l'ensemble de la population ; jointes aux variables d'éducation et d'expérience, elles forment un modèle simple qui permet d'expliquer près des deux tiers (60%) de la dispersion des gains associée à la définition la plus frustrée de la population de référence (sont considérés comme salariés les personnes ayant déclaré un revenu à l'enquête quel que soit son montant et l'importance de leur activité).

Les mesures du revenu considérées jusqu'ici limitent l'échantillon aux seuls actifs employés. Ceci introduit un biais dans l'appréciation de la rentabilité de l'éducation dont l'importance est fonction de l'inégalité des individus face au risque de chômage. En calculant un revenu équivalent annuel sur la base des seuls salariés à temps complet, on fait implicitement l'hypothèse d'un taux de chômage nul. En retenant le revenu annuel déclaré pour l'ensemble des actifs employés, on prend en compte les période de chômage avec des gains nuls en négligeant toutefois les individus demeurés au chômage durant toute l'année de référence. Dans ces conditions, l'écart entre les coefficients des variables d'éducation estimés par les régressions (6) et (7) révèle la faiblesse du biais considéré. Encore convient-il de préciser que ce biais est ici surestimé par la négligence des aides et subventions perçues en période de chômage et sous-estimé par la négligence des chômeurs de longue durée.

Nous avons donc procédé à une estimation du revenu annuel des actifs employés et chômeurs (incluant les chômeurs de longue durée) en supposant que ces derniers percevaient des indemnités égales au tiers des gains perçus par les individus de même profil (sexe, âge, formation) et au tiers du SMIG 1976 (pour les primo-demandeurs. L'estimation de la rentabilité des études obtenus sur la base de ce revenu redressé (régression (9) du tableau 7) s'avère finalement très proche de celle calculée sous l'hypothèse d'un taux de chômage nul (régression (6)).

SECTION IV - DEFINITIONS ALTERNATIVES DE L'EDUCATION ET MODELE ALTERNATIF D'EXPLICATION.

Dans cette section, nous essaierons d'une part d'améliorer les mesures du capital humain utilisées dans les fonctions de gains en restant dans le cadre de la théorie orthodoxe de Becker, Mincer, Chiswick et d'autre part de s'interroger sur la signification de l'expérience dans le modèle en analysant les problèmes posés par le caractère transversal des estimations et les hypothèses implicites sous-jacentes concernant la dynamique du fonctionnement des marchés de l'éducation et du travail.

4.1. Amélioration des variables de capital humain.

Les modèles précédents prenaient en considération le capital scolaire mesuré par le temps passé par l'individu à l'école (Age auquel l'individu a quitté le système scolaire -6). Or, il est relativement clair qu'au cours d'une année

donnée, tous les élèves de toutes les classes d'un même niveau n'accumulent pas les mêmes connaissances. En outre, les programmes ne sont pas identiques dans toutes les sections, pour les classes où les formations se diversifient. De même, la qualité des élèves et des professeurs ne suit pas un standard invariable ainsi que l'énergie qu'ils déploient pour apprendre ou pour enseigner. L'ensemble de ces variétés, et bien d'autres, militent pour souligner le fait que la mesure du capital scolaire individuel par le nombre d'années passées par l'individu à l'école est très imparfaite. Il y a malheureusement beaucoup de ces variétés qu'il serait sans doute très difficile d'évaluer, notamment dans le cadre d'une enquête à "gros échantillon" telle FQP. Néanmoins, on perçoit qu'au moins deux types de temps scolaire pourraient être identifiés pour améliorer la qualité de la mesure dans un sens compatible avec l'idée que les connaissances acquises à l'école ont une contrepartie dans la productivité du travailleur éduqué.

Il s'agit en premier lieu des années redoublées. Il apparaît sans ambiguïté que si un élève doit redoubler et mettre deux ans pour acquérir ce que d'autres acquièrent en une seule année, il serait excessif d'associer nombre d'années avec acquisition de connaissances et compter de la même façon année redoublée et année réussie. De plus, le redoublement est sans doute en moyenne une mesure d'aptitude, si bien qu'on devrait s'attendre à ce qu'un redoublement implique plutôt un revenu inférieur à celui de l'individu qui a obtenu le même niveau final mais sans redoubler qu'un revenu supérieur du fait d'une durée d'études plus longue.

Il s'agit en second lieu des années non réussies mais non redoublées. Deux cas peuvent se présenter :

1) il peut y avoir ré-orientation en cours d'études telle celle d'un étudiant qui s'inscrit en économie après son baccalauréat, n'y réussit pas pour des raisons variées mais qui s'inscrit l'année suivante en études juridiques et fait, à la suite de cette ré-orientation, une scolarité "normale" jusqu'à la licence ou la maîtrise ;

2) il peut y avoir aussi des scolarités entreprises mais non achevées ni certifiées à la suite desquelles l'individu met un terme à ses études. Par exemple, l'étudiant précédent qui arrêterait ses études à l'issue de son échec en économie ou l'élève qui abandonne le lycée d'enseignement professionnel en cours d'études avant d'avoir passé ou réussi le certificat d'aptitudes professionnelles ou le brevet d'études professionnelles. Alors que le traitement des années redoublées

ne pose pas de problème (dans la mesure où l'information statistique est disponible) et qu'on anticipe clairement un effet négatif sur le revenu, la situation est moins claire pour les études entreprises mais non menées à terme. En effet, s'il est probablement excessif de penser que ces années pourraient être aussi productives sur le marché du travail que des années véritablement réussies, il est sans doute aussi excessif de croire que l'individu n'a rien acquis au cours de cette période. Si on suit cette argumentation, on pourrait s'attendre à ce que ces années apportent une contribution au salaire, inférieure à celle d'années certifiées, mais néanmoins positive. Cependant, on peut aussi s'attendre à ce que cette composante positive - acquisition des connaissances - soit (plus ou moins) compensée par une composante négative liée au fait que l'échec dans ces études manifeste probablement en moyenne un niveau d'aptitude personnelles plus faible. Le solde de ces deux effets dépendra de l'importance relative de ces deux composantes et notamment de l'intensité de l'effet certifiant - filtre d'aptitude/connaissances productives - des différents types d'études.

Pour traiter correctement cette question sur le plan empirique, il faudrait disposer d'informations permettant de reconstituer la carrière scolaire longitudinale de chacun des individus de l'échantillon pour qualifier l'âge de sortie du système scolaire en faisant ressortir à côté du type d'études suivies les trois composantes : 1) années réussies et certifiées ; 2) années redoublées et 3) années non-réussies ou non-certifiées¹.

Pour l'ensemble de l'échantillon F.Q.P., ces informations n'existent pas de façon satisfaisante. Cela ne veut pas dire toutefois que rien ne puisse être fait et qu'on doive se contenter des variables utilisées jusqu'alors. Ainsi, on peut remarquer que la variable de capital scolaire accumulé correspond à une hypothèse instrumentale extrême puisqu'elle suppose que toutes les années "passées" dans un établissement d'enseignement sont également et complètement constitutives de capital humain sans qualification du type d'années. Elle est donc extensive. Cette hypothèse instrumentale pourrait être remplacée par une hypothèse alternative selon laquelle seules compteraient les années d'études effectivement certifiées en éliminant donc d'une part les années redoublées pour l'obtention du diplôme le plus élevé possédé et d'autre part les années scolaires ultérieures à l'obtention

¹Par exemple, arrêt des études à 21 ans après baccalauréat à 20 ans (2 années redoublées) puis une année d'enseignement universitaire non réussie, ce qui est différent d'un arrêt des études à 21 ans avec une licence suite à une scolarité sans redoublement ni échec.

du diplôme et non certifiées. On se contenterait donc d'observer le diplôme le plus élevé. Cette seconde hypothèse est donc restrictive ; elle correspond cependant probablement mieux à la mesure des connaissances acquises que celle du temps passé à l'école.

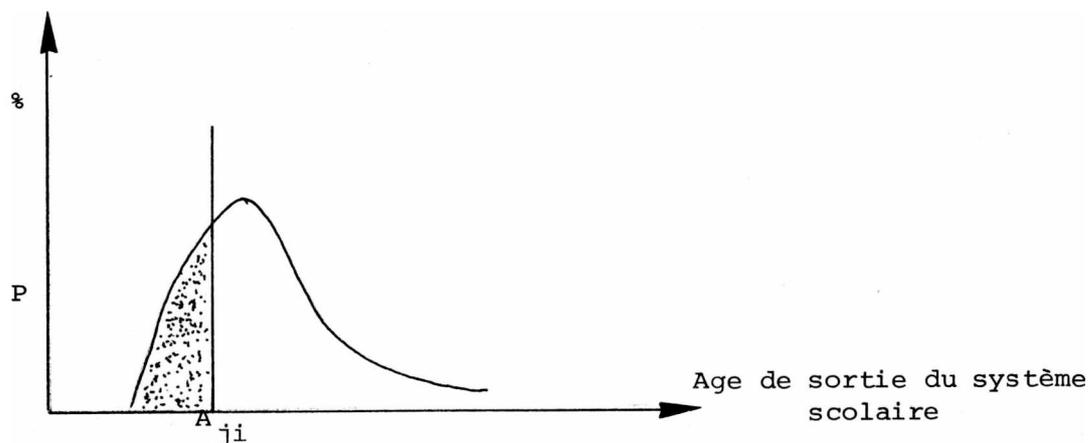
Dans cette dernière acception, deux possibilités pratiques restent ouvertes : ou bien, on construit des variables muettes avec autant de modalités qu'il y a de diplômes ou de types de diplômes, différents ; ou bien on transforme le diplôme possédé en un nombre d'années d'études qu'il est "normalement" nécessaire de faire pour son obtention.

La première possibilité n'assure pas la comparabilité avec les estimations précédentes d'une part parce que l'utilisation de la batterie de variables muettes élimine de fait la contrainte de linéarité du nombre d'années d'études dans l'explication du logarithme du salaire, et, d'autre part, parce que la prise en compte du diplôme introduit implicitement un élément de qualité dans les études réalisées.

La seconde possibilité permet d'estimer une relation assez directement comparable à celles que nous avons déjà estimées. Cependant elle nécessite la connaissance de ce nombre d'années théoriquement nécessaires. Cette information n'étant pas véritablement disponible, nous avons utilisé la procédure suivante : nous avons tout d'abord regroupé l'ensemble des diplômes dans une nomenclature à 17 postes (comme dans la construction de variables muettes correspondant à la première possibilité) de sorte à avoir une relativement bonne homogénéité des diplômes au sein de chacune des catégories. Puis nous avons considéré 4 groupes de génération pour pouvoir prendre en compte les éventuels changements dans le temps de l'âge "normal" de passation des diplômes. Au sein de chacune de ces 68 (17 diplômes x 4 groupes de génération) sous-populations, nous avons décrit la distribution de l'âge de sortie du système scolaire. Enfin, nous avons fait l'hypothèse qu'au sein de chacune de ces sous-populations, certains élèves n'avaient ni redoublé pour obtenir leur diplôme, ni effectué d'études ultérieurement à son obtention.

GRAPHIQUE 4.

Détermination du nombre théorique d'années d'études
correspondant à un diplôme donné (j) selon la génération (i)



Pour estimer l'âge de sortie de ces élèves, c'est-à-dire l'âge normal d'obtention du diplôme pour la génération considérée, il convient d'adopter une convention concernant la valeur de la proportion p d'élèves ayant effectué une scolarité normale (voir graphique ci-dessus) et déterminer la valeur A_{ji} correspondante. p doit avoir comme caractéristique de n'être pas trop petit, car il peut toujours y avoir des élèves en avance, ni trop grand pour éviter de prendre en compte des élèves ayant eu une scolarité "anormalement" longue (redoublement-études ultérieures non validées) compte tenu de leur diplôme le plus élevé. Nous avons choisi deux valeurs pour cette proportion p (10% et 25%) afin d'estimer la sensibilité des résultats à cette hypothèse instrumentale non testable et retenue comme "âge théorique normal" la valeur A_{ji} telle qu'on trouve 10% ou 25% d'élèves ayant obtenu le diplôme j dans la génération i à un âge inférieur à cette valeur.

Cette valeur A_{ji} est alors affectée à toutes les personnes de l'échantillon ayant les caractéristiques i et j puis introduite dans la fonction de gains comme mesure du capital humain individuel.

Les résultats correspondant à ce modèle, ainsi que ceux correspondant à la prise en compte du capital scolaire par une batterie de variables muettes, sont donnés dans le tableau 9. Les estimations concernent la population masculine ; les salaires sont des équivalents annuels pour des salariés à temps plein.

La définition du capital scolaire par un vecteur de variables muettes distinguant les différents groupes de "diplômes le plus élevé" retenus est d'une

certaines façon comparable à celle du nombre théorique d'années d'études dans la mesure où dans chacun des cas la variable de capital humain est normalisée et débarrassée des particularités des cursus scolaires individuels. Cependant, la différence entre les deux évaluations réside dans le fait que la mesure par le nombre théorique d'années d'études impose la contrainte que la rentabilité des diplômes dépend uniquement de la durée nécessaire pour les obtenir. Au contraire, la mesure par variables muettes conduit à estimer les différences globales entre les revenus des titulaires des différents diplômes sachant que ces différences globales peuvent être dues d'une part à la durée des études (effet de quantité) et d'autre part à d'autres caractéristiques qu'on peut regrouper sous le terme d'effet de qualité. Ces effets de qualité ont vraisemblablement deux composantes qu'il ne nous sera pas possible de séparer ici. Il s'agit en premier lieu de la qualité des études elles-mêmes (non pas en tant qu'excellence pédagogique mais en tant que pertinence pour le marché du travail compte tenu de la structure quantitative des scolarisations dans les différents types de formation) et en second lieu de la qualité des élèves ou étudiants selon le diplôme qu'ils ont réussi à obtenir.

TABLEAU 9.

Fonction de gains, capital scolaire - expérience,
selon plusieurs définitions du capital scolaire -hommes- 1977.

Variables	(5) (rappel)	(10)*	(11)
Référence active			
Constante	8.65	8.59	9.33
Années d'études	0.0990 (86.6)		
Années d'études "théoriques"		0.1230 (93.0)	
Sans études			0.152 (9.5)
			0.306 (27.2)
			0.624 (42.2)
			0.433 (35.5)
			0.804 (58.6)
			0.957 (40.1)
			1.042 (44.6)
			1.427 (75.0)
			1.355 (47.6)
			1.224 (16.6)
Expérience	0.063 (57.2)	0.061 (57.0)	0.058 (55.6)
(Expérience) ²	-0.0010 (42.0)	-0.00095 (41.0)	-0.00095 (42.3)
R ²	0.405	0.436	0.474
Nombre d'observations	13 849	13 849	13 849

* Les résultats présentés correspondent à l'hypothèse $p = 25\%$. Les résultats correspondant à l'hypothèse instrumentale $p = 10\%$ ne sont pas présentés dans la mesure où ils diffèrent très peu de ceux présentés.

Les résultats numériques sont clairs ; en dépit des regroupements de diplômés à l'intérieur d'une même modalité et donc d'une certaine variance intra-groupe réduisant l'impact d'explication statistique des variables, le modèle (11) fondé sur une appréciation polytomique des diplômés est caractérisé par un gain appréciable dans l'explication de la variance des salaires par référence au modèle (5) "standard" de capital humain ($R^2 = 17.4\%$ contre 40.5%). Si on ne disposait que de ces deux modèles, on ne pourrait pas séparer ce qui revient au fait que le capital scolaire a été débarassé des particularités des cursus éducatifs individuels d'une part, des effets de qualité d'autre part. L'estimation du modèle (10), dans lequel les effets de qualité ne sont pas considérés (puisque chaque diplôme est réduit au numéraire anomal du temps théoriquement nécessaire pour l'obtenir) nous fournit des éléments de réponse à cette question. Ainsi, la comparaison des modèles (5) et (10) atteste que le capital humain est mieux mesuré par le nombre théorique d'années d'études (années effectivement validées) que par le temps total passé dans les établissements d'enseignement ($R^2 = 43.6\%$ contre 40.5%).

La comparaison des modèles (10) et (11) nous enseigne que les effets de qualité des diplômés ont également un rôle explicatif. Statistiquement, tels que mesurés dans ces modèles, les deux effets semblent avoir un impact quantitatif global approximativement comparable. (En termes de différence de R^2 , 3% pour la réduction du capital scolaire aux seules années validées et 4% pour l'effet de qualité). Il faut toutefois souligner que la mesure de ces deux effets est probablement sous-estimée compte tenu de la forte imprécision des données due à la hardiesse de leur construction et aux conventions nécessaires au regroupement de diplômés dans une nomenclature de taille limitée.

Un exemple simple permettant de visualiser l'impact de l'effet de qualité peut être trouvé dans la comparaison des seconds cycles universitaires et des écoles au sein des formations supérieures. En affectant à ces deux types de diplôme leur durée théorique d'études et en reportant ces valeurs dans le modèle (10), on peut simuler la valeur que devraient prendre les variables muettes correspondantes s'il n'y avait pas d'effets de qualité. La comparaison de ces valeurs simulées avec celles obtenues dans le modèle (11) permet d'isoler l'impact des facteurs de qualité. Le résultat numérique de cet exercice indique que les diplômés de second cycle universitaire ont un salaire de 9% inférieur, en moyenne, à ce qu'on se serait attendu à observer compte tenu de la durée de leurs études, alors que les diplômés de grandes écoles ont un revenu de 30% supérieur à la valeur anticipée. Ce résultat manifeste clairement que les caractéristiques de

qualité (des études *et* des étudiants) sont à un niveau plus élevé dans les écoles que dans les universités¹.

Enfin, la comparaison des modèles (5) -temps effectivement passé par l'individu dans le système scolaire - et (10) - nombre théorique d'années d'études - nous renseigne sur le coût de la relative inefficacité interne du système éducatif français telle qu'on peut en apprécier les conséquences externes en terme de baisse du rendement des études sur le marché du travail. Ainsi, on observe que si toutes les années d'études étaient effectivement validées (ni redoublées ni échouées), le taux de rendement serait de 12.3% au lieu de 9.9% tel qu'il ressort de la situation réelle ; c'est-à-dire qu'il serait 25% plus élevé.

Dans la mesure où nous connaissons pour chaque individu d'une part le nombre d'années pendant lesquelles il a été effectivement scolarisé dans un établissement d'enseignement et d'autre part le nombre d'années d'études associé théoriquement à son diplôme le plus élevé, nous disposons par différence d'une "mesure" des années d'études non-validées. Malheureusement, comme nous l'avons souligné au début de cette section, cette dernière variable est ambiguë car elle agrège deux phénomènes dont on peut penser qu'ils ont, sur le revenu individuel, des effets qui n'ont ni la même intensité, ni nécessairement le même sens. Par ailleurs, cette mesure des années non validées qui naît de la différence entre une variable correctement mesurée (nombre d'années d'études effectives) et une variable plus imprécise parce que définie de façon conventionnelle (nombre théorique d'années d'études) supporte probablement d'importantes erreurs aléatoires. Le recours direct à cette variable ne peut conduire qu'à des résultats difficilement interprétables ; son intérêt est conditionné à la formulation d'hypothèses plus précises qui seules nous permettront de donner un contenu interprétatif véritable aux estimations obtenues. Dans l'échantillon traité et pour la fraction des individus qui ont au moins obtenu le baccalauréat, il est possible de définir une partition de la variable mesurant le nombre d'années d'études non-validées entre d'une part une variable mesurant le retard pris dans les études jusqu'à l'obtention du baccalauréat et d'autre part une variable caractérisant le nombre d'années d'études non certifiées dans l'enseignement supérieur. La première de ces deux variables se présente clairement comme une variable d'aptitude dont on peut

¹Ce même résultat peut être observé de façon alternative par l'estimation des taux de rendement par la méthode directe. (voir J.P. Jarousse, cet ouvrage).

penser qu'elle aura un effet négatif sur le niveau du revenu ; le statut de la seconde est moins bien défini. Le nombre d'années d'études supérieures non-certifiées se présente à la fois comme une variable d'aptitude puisqu'elle provient de l'existence de redoublements et/ou d'un échec dans l'un ou l'autre cycle de l'enseignement supérieur, et comme une variable de capital humain associée aux connaissances acquises mais non sanctionnées par l'obtention d'un diplôme.

Le tableau 10 ci-après présente les estimations obtenues en intégrant ces variables dans les fonctions de gains calculées séparément pour les diplômés de l'enseignement universitaires long (2^e et 3^e cycles) et pour les diplômés des écoles (Ecoles et Grandes Ecoles). La variable caractérisant le retard au baccalauréat est significative et présente le signe attendu pour les deux populations. Par contre, l'effet du nombre d'années d'études non-certifiées sur le revenu diffère nettement selon que l'on considère les études universitaires ou les écoles.

Pour les premières, cet effet est quasiment nul et peu significatif, alors qu'il est fortement positif et significatif pour les secondes.

A l'université contrairement à ce que l'on observe dans les écoles, une année d'études supplémentaire n'a aucun effet sur les gains lorsqu'elle n'est pas sanctionnée par l'acquisition d'un diplôme. On pourrait interpréter ce résultat en arguant que tout enseignement a une composante sélection (filtre d'aptitude) et une composante contenu en connaissances valorisées en tant que telles sur le marché du travail et que l'université et les Ecoles sont différentes quant au poids respectif de ces deux composantes. Alors qu'une année d'études supplémentaire pour la population des diplômés des écoles correspondrait à l'acquisition

TABLEAU 10.

Années de retard au baccalauréat et années post-baccalauréat non-certifiées dans les fonctions de gains - Etudes universitaires et Ecoles -hommes- 1977.

Variables	2 ^e et 3 ^e cycles Universit.	Ecoles
Constante	7.27	9.93
Nombre théorique d'années d'études	0.1964 (8.5)	0.0432 (0.6)
Années de retard au baccalauréat	-0.0379 (2.4)	-0.0684 (4.8)
Années d'études "post baccalauréat" non certifiées	0.0035 (0.4)	0.0539 (5.0)
Expérience	0.0427 (6.4)	0.0698 (12.5)
(Expérience) ²	-0.00021 (1.1)	-0.0012 (8.2)
R ²	0.453	0.388
Nombre d'observations	553	568

de connaissances techniques directement négociables sur le marché du travail, même en absence de certification, elle n'aurait aucune valeur pour les diplômés de l'université, les employeurs valorisant dans ce cas davantage le diplôme¹ (effet de sélection) que les connaissances acquises en cours de formation.

A bien des égards, cette explication pourrait être qualifiée d'"ad hoc" ou de "post-factum" et d'autres tout aussi convaincantes pourraient sans doute être suggérées². Cette argumentation ne se présente pas comme une vérité établie mais plus simplement comme une conjecture en quête de vérification. Tester la généralité de cette hypothèse au niveau de l'ensemble du système scolaire permettrait assurément de faire quelques pas en ce sens. Dans notre esprit, l'explication précédemment proposée à la contradiction observée entre l'université et les écoles quant à l'effet sur les gains des années d'études non-certifiées ne doit rien à la spécificité des deux institutions, elle renvoie au contraire à une opposition plus large entre formation générale et formation technique.

Dans ces conditions, l'hypothèse avancée pourrait être singulièrement renforcée s'il se vérifiait qu'au niveau de l'ensemble du système scolaire la composante filtre d'aptitude l'emporte parmi les formations générales et qu'au contraire la composante contenu en connaissances prime parmi les formations techniques.

Malheureusement, nous ne disposons pas pour l'ensemble du système scolaire de données comparables à celles relatives à l'enseignement supérieur. Cependant, sous l'hypothèse, confirmée pour le supérieur, selon laquelle à tous les niveaux de formation les années de retard influeraient négativement sur les gains, il est possible de recourir pour cette analyse d'ensemble à la variable "différence" qui intègre les années de retard dans la scolarité correspondant au diplôme le plus élevé obtenu et les années d'études supplémentaires non-certifiées.

L'impact de cette variable "différence" sur le niveau des gains résulterait alors de la composition d'un effet négatif d'aptitude (associé aux années redoublées) et d'un effet positif de contenu dont on prédit qu'il devrait être important pour les diplômes technique et faible ou nul pour les diplômes généraux

¹Qui signale aux employeurs la capacité des individus à acquérir dans l'emploi des connaissances directement productives.

²La plus immédiate consistant à dire que l'on mesure d'une part des accidents de scolarité et de l'autre des spécialisations qui par l'effet réducteur propre à toute classification ne sauraient en aucun cas être présentées comme diplôme plus élevé que celui déjà possédé.

où la composante de sélection l'emporte au niveau des années d'études non-certifiées. Le tableau 11 ci-après livre les résultats obtenus en incorporant cette variable aux fonctions de gains estimées pour les principales formations du système scolaire.

TABLEAU 11.

Années d'études non-certifiées dans les fonctions de gains
- Ensemble des diplômes - hommes - 1977.

Variables	Constante	Nombre théorique d'années d'études.	Différence entre scolarité réelle et théorique	Expérience	(Expérience) ²	R ²	Nombre d'observations
Diplômes							
B.E.P.C.	10.01	-0.020 (0.6)	0.0012 (0.2)	0.0708 (16.4)	-0.0011 (12.3)	0.346	1 212
C.A.P.	8.72	0.1038 (13.3)	0.0539 (16.1)	0.0611 (28.1)	-0.0009 (17.7)	0.347	3 015
Bac. général	10.07	-0.0021 (0.2)	-0.0019 (0.2)	0.0634 (14.7)	-0.00098 (9.5)	0.341	1 070
Bac. technique	9.68	0.0218 (0.3)	0.0369 (3.1)	0.0738 (9.8)	-0.0013 (9.5)	0.372	556
1er cycle universitaire	9.80	0.0213 (0.2)	-0.0273 (1.8)	0.0718 (4.8)	-0.00097 (2.3)	0.465	114
B.T.S./D.U.T.	8.78	0.1006 (1.0)	0.0407 (3.3)	0.0633 (7.4)	-0.00081 (3.2)	0.433	217
2è et 3è cycles universit.	7.23	0.1978 (8.5)	-0.0006 (0.08)	0.0423 (6.3)	-0.0002 (1.0)	0.445	553
Ecoles	10.70	-0.0014 (0.02)	0.0295 (3.1)	0.0673 (11.8)	-0.0012 (7.8)	0.362	571

La valeur systématiquement plus élevée du coefficient de la variable mesurant l'écart entre scolarité réelle et scolarité théorique va bien dans le sens d'une confirmation de l'argumentation avancée. Tandus que ce coefficient est fortement positif et significatif pour le CAP, le baccalauréat technique, les diplômes techniques supérieurs ou les Ecoles, il est nul ou faiblement positif (et dans tous les cas non significatif) pour toutes les formations générales, à l'exception des diplômes du 1er cycle universitaire où il est négatif.

La nature des données disponibles et surtout les importantes implications de l'hypothèse testée qui propose en réalité un test de la pertinence respective des deux approches qui s'affrontent dans le champ de l'économie de l'éducation (théorie du capital humain/théorie du filtre ou du signal), nous interdisent cependant de voir dans ces résultats autre chose qu'une piste de recherche qu'il importera d'approfondir.

Ceci étant, nous disposons néanmoins d'une vue plus précise du statut de la variable mesurant la différence entre scolarités réelles et théoriques et cela au niveau de l'ensemble des formations du système scolaire. Sur cette base, il est possible d'améliorer (non de parfaire) le modèle de capital humain présenté précédemment (modèles 5 et 10).

Le tableau suivant présente pour l'ensemble de l'échantillon les résultats des estimations obtenues en intégrant au modèle simple les différentes spécifications de la variable "différence" associées aux principaux niveaux de formation.

Pour l'enseignement primaire et secondaire inférieur au baccalauréat, nous avons construit trois variables qui prennent respectivement les valeurs de la variable "différence" pour les formations considérées isolément (CEP ou formation inférieure, diplômes généraux, diplômes techniques) et la valeur zéro dans le cas contraire. Nous avons procédé de même pour l'enseignement supérieur (y compris le baccalauréat), en utilisant cette fois les décompositions disponibles de la variable "différence" ; une première variable prend la valeur de celle mesurant le retard au baccalauréat pour les diplômés du supérieur et zéro dans le cas contraire ; les deux suivantes prennent les valeurs de la variable années d'études non certifiées respectivement pour le baccalauréat et les diplômes supérieurs généraux (zéro sinon) et techniques (zéro sinon)

TABLEAU 12.

Estimations du modèle de capital humain basées
sur différentes spécifications des variables d'éducation
et d'expérience

Variabes	(12)	(13)	(14)
Constante	8.51	8.32	8.39
Nombre théorique d'années d'études	0.1227 (93.8)	0.1422 (88.0)	0.1370 (84.2)
Expérience	0.0632 (59.4)	0.0637 (60.4)	0.0576 (52.3)
(Expérience) ²	-0.00098 (42.7)	-0.00097 (42.6)	-0.00093 (41.1)
Différence entre scolarité réelle et théorique	0.0397 (19.0)		
"Différence" si formation inférieure ou égal au CEP, 0 sinon		0.0473 (14.6)	0.0425 (13.2)
"Différence" si diplômes primaires ou secondaires généraux, 0 sinon		0.0285 (5.4)	0.0215 (4.1)
"Différence" si diplômes primaires ou secondaires techniques, 0 sinon		0.0660 (21.7)	0.0610 (20.2)
Années de retard au baccalauréat si diplômes supérieurs, 0 sinon		-0.0136 (3.6)	-0.0155 (4.1)
Années d'études non-certifiées si diplômes supérieurs généraux, 0 sinon		-0.0541 (11.0)	-0.0536 (11.0)
Années d'études non-certifiées si diplômes supérieurs techniques, 0 sinon		0.0304 (6.2)	0.0327 (6.7)
Ancienneté dans le dernier emploi			0.0081 (17.1)
R ²	0.450	0.465	0.477
Nombre d'observations	13 849	13 849	13 849

L'intégration de ces variables au modèle (10) mesurant l'effet du nombre d'années d'études théoriques, de l'expérience et de son carré, sur les gains, se traduit par une augmentation sensible de la part de la variance expliquée (le R^2 passe de 43.6% à 46.5%) supérieure à celle obtenue en intégrant simplement la variable différence entre scolarités réelle et théorique modèle (12). Les variables introduites dans le modèle (13) sont toutes significatives et présentent bien le signe attendu. Le coefficient de la variable mesurant le nombre d'années de retard au baccalauréat est fortement négatif ; le coefficient des différentes variables est systématiquement plus élevé pour les formations techniques que pour les formations générales à l'exception toutefois de celui correspondant aux formations inférieures ou égales au CEP. Cette contradiction ne serait cependant qu'apparente s'il se vérifiait qu'à ce niveau les années d'études non-certifiées sont majoritairement associées à la poursuite d'études techniques.

Etendant à l'expérience la recherche d'une amélioration des variables d'éducation conduite précédemment, l'estimation (14) reprend les éléments constitutifs du modèle (13) en y adjoignant une mesure de l'ancienneté dans le dernier emploi. Dans la mesure où l'ancienneté dans l'emploi favorise les investissements en formation spécifique¹, on s'attend à ce que cette variable agisse positivement sur le niveau des gains. L'intégration de cette variable améliore encore les performances du modèle dont le R^2 s'établit à 47.7%. Ceci est d'autant plus remarquable que cette variable mesure ici le différentiel de gain associé aux années d'expérience particulières que constituent les années passées dans une même entreprise. Le fait que le coefficient de cette variable soit positif et fortement significatif dans un modèle où par ailleurs on contrôle l'effet de l'expérience totale témoigne de son importance. L'influence réelle sur les gains d'une année d'ancienneté dans l'entreprise s'établit alors ici comme la somme des effets positifs mesurés par la variable expérience et par la variable d'ancienneté dans le dernier emploi.

Dans l'ensemble ces différents éléments font apparaître qu'une meilleure spécification des variables d'éducation et d'expérience permet au modèle de capital humain le plus élémentaire d'expliquer à lui seul et sur données individuelles près de 50% de la variance des gains.

¹Définie comme étant utile (productive) dans l'entreprise où elle a été dispensée, la formation spécifique se traduit par un partage équitable des coûts et des gains de la formation entre l'employeur et l'employé, destiné à garantir les deux partenaires contre les risques de mobilité. A ce titre, elle est une source importante de dispersion des gains.

4.2. Un modèle alternatif à celui du capital humain. Contenu en connaissances ou filtre d'aptitudes, effets d'expérience et/ou effets de génération.

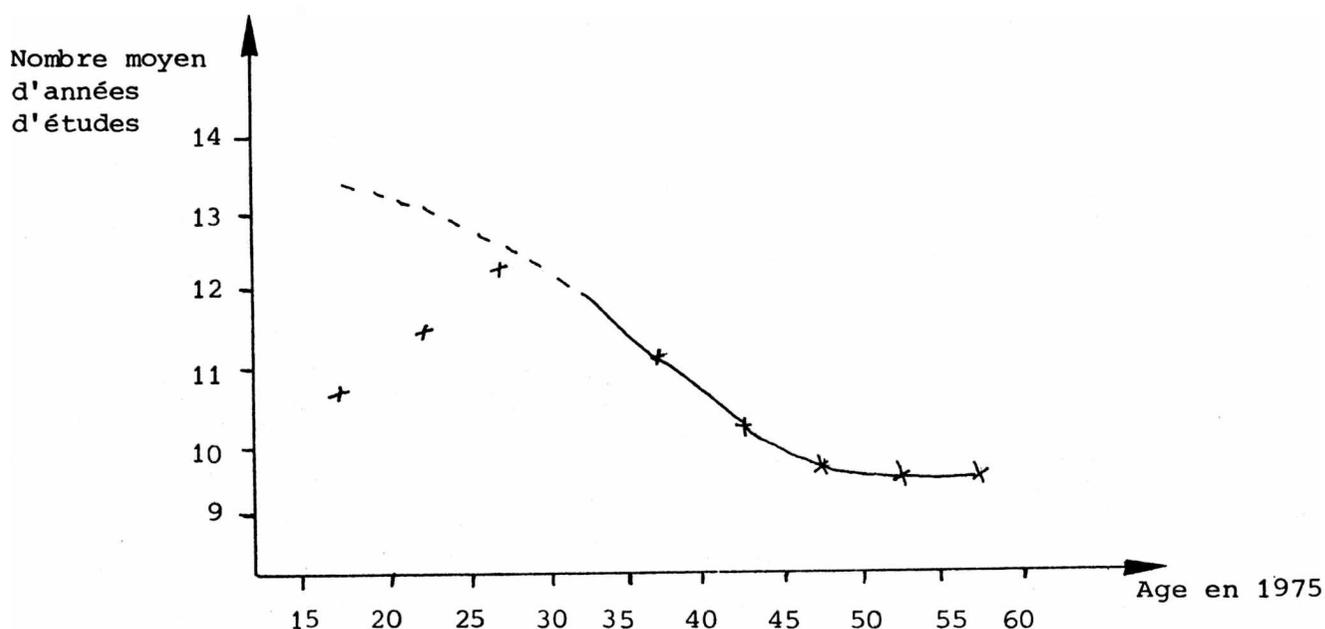
La théorie du capital humain (Becker, Mincer, Chiswick) a donné naissance à la formulation du modèle empirique reliant le logarithme du revenu au nombre d'années d'études et d'expérience professionnelle. Toutefois, la relation estimée n'est pas associée de façon bi-univoque à la construction théorique si bien qu'il peut exister de nombreuses théories alternatives avec lesquelles les estimations empiriques réalisées ne seraient pas incompatibles. En d'autres termes, alors que dans un premier temps la théorie est en quête de faits pour trouver une caution empirique, on observe souvent dans un deuxième temps que le résultat empirique suscite la naissance de nouvelles constructions théoriques également interprétatives des résultats, et qui se posent en concurrentes de la théorie originelle. C'est ce qui s'est passé avec la théorie du capital humain qui a engendré de très nombreuses tentatives d'explications fondées sur des arguments différents de ceux du capital humain. C'est notamment le cas de la théorie du filtre (Arrow) dont la forme la plus commune précise que la plus forte productivité (et les rémunérations plus élevées) des individus éduqués doit peu aux connaissances qu'ils ont pu acquérir dans le système scolaire mais se présente comme une caractéristique personnelle fondamentale que le système scolaire n'a fait que révéler et filtrer. Une autre théorie interprétative de la relation du modèle de scolarité est le modèle de concurrence pour l'emploi (Thurow et Lucas) dans lequel on insiste sur le rôle exogène de la structure des emplois, sur le fait que ce sont les emplois qui sont en quête de titulaires et que les employeurs choisissent ceux qu'il perçoivent les plus adaptés (les plus aptes, ceux qui ont le plus de connaissances adéquates) à les occuper parmi les candidats disponibles.

L'objectif que nous poursuivons dans cette section n'est pas de produire une nouvelle construction théorique mais plutôt de souligner que les résultats sont obtenus dans des circonstances historiques et démographiques particulières qui risquent de fausser les interprétations si on oubliait de reconnaître la part qui leur est due dans les résultats et si on souhaitait utiliser ces résultats dans un but d'action ou de politique économique visant à modifier la distribution des revenus.

L'image transversale des salaires d'une année donnée résulte de la composition de situations qui s'inscrivent dans des générations différentes. Pour expliciter concrètement la nature du problème, on peut partir de l'observation

selon laquelle le niveau moyen d'éducation ou le nombre moyen d'années d'études est globalement croissant avec le temps depuis sans doute deux siècles mais surtout de façon très massive depuis la fin de la seconde guerre mondiale. La conséquence est que lors d'une observation à un moment donné du temps d'une population d'âges variés, les individus sont en moyenne titulaires d'un stock de capital scolaire d'autant plus élevé qu'ils sont jeunes. Dans l'échantillon de l'enquête F.Q.P., la relation entre le nombre moyen d'années d'études et l'âge du répondant s'établit comme suit :

Graphique 5.
Evolution de la scolarisation moyenne par âge.



La relation observée est représentée par la succession de croix sur le graphique. Toutefois, les trois croix correspondant aux trois classes d'âges les plus jeunes ne sont pas caractéristiques de la relation "vraie" cherchée. En effet, alors que les croix reliées par une ligne continue sont bien représentatives des scolarités initiales finales moyennes (pour les individus ayant plus de trente ans, les croix correspondant aux individus jeunes de l'enquête ne représentent pas les scolarités de générations complètes puisque sont absents de l'enquête ceux qui sont encore en cours de scolarisation. Plus les individus sont jeunes, plus le biais de sous-estimation est important et on peut considérer qu'à partir de l'âge de trente ans le biais a disparu. Compte tenu de ce qu'on sait par ailleurs de l'évolution du système scolaire lui-même, la scolarité moyenne a effectivement

continué de croître, éventuellement à un rythme légèrement réduit. La ligne en traits pointillés sur le graphique figure les scolarités finales les plus probables pour ces jeunes générations.

Après avoir fait la constatation de cette caractéristique historico-démographique et structurelle de la population étudiée, il importe d'examiner son influence éventuelle sur l'analyse du phénomène étudié (la distribution des revenus par une observation transversale) ou sur les résultats quantitatifs obtenus.

Que la population étudiée soit composée de générations qui diffèrent par leur stock de capital humain et qu'il y ait eu un fort accroissement de la scolarisation au cours de la période récente constituent des faits que les analyses présentées précédemment négligent. Deux arguments justifient cette attitude. Le premier est que si l'offre de travail qualifié a augmenté en quantité, c'est pour répondre à une augmentation correspondante de la demande, la dynamique du glissement des courbes d'offre s'effectuant tendanciellement à prix constant. Le second est que le marché du travail valorise les connaissances acquises pour elles-mêmes indépendamment de la quantité produite à un moment donné, non pas en général, mais parce que la quantité produite est une valeur d'équilibre. Compte tenu de cette argumentation, mais sous réserve de sa pertinence, on est bien fondé à négliger la variété des caractéristiques des générations successives quand on analyse la distribution transversale des revenus.

Dans la mesure où les arguments qui conduisent à négliger les effets de génération sont en fait des hypothèses, on est tout à fait autorisé à les remettre en cause et à en proposer d'autres. Par exemple, il paraît assez clair qu'il y a eu une évolution technologique importante sur la période qui nous intéresse, à savoir au cours des 40 dernières années. Cette transformation technologique a changé la demande de travail qualifié dans le sens *peut-être* d'une demande en moyenne de plus de qualifications. Toutefois, rien ne permet à priori d'affirmer que celle-ci a été d'une ampleur suffisante pour absorber les importants glissements de l'offre à prix constants. Il y a même de nombreux indices factuels pour suspecter que ce n'est pas le cas¹. Cependant, le problème n'est pas ici d'accumuler des données

¹ Ces indices convergents peuvent venir d'observations ou d'analyses très différentes. Il peut s'agir d'observations concernant la "déqualification" des diplômés (qui en fait n'a pas d'autre sens que celui de la différence entre les attentes des étudiants fondées sur une situation passée dans laquelle on observait que les titulaires d'un diplôme obtenaient certains types d'emplois et de rémunérations, alors que maintenant ils doivent se contenter d'emplois moins rémunérés et de niveaux inférieurs). Il s'agit d'études historiques sur la distribution des revenus avec des évolutions de long terme au mieux très lente, par exemple Allais (1974) ou bien, en liaison avec l'éducation de travaux de sociologues montrant que la croissance de l'éducation a été beaucoup plus rapide que celles des emplois (par exemple, R. Boudon, 1973 ou Bourdieu et Boltanski 1975) ou encore d'économistes (Freeman, 1976). De même, on peut utilement citer des travaux montrant qu'aux Etats-Unis, on a observé une relativement grande stabilité de l'inégalité des revenus en dépit d'un développement de l'éducation et d'une assez forte réduction des inégalités de scolarisation (Thurow, 1982).

de fait pour critiquer le caractère réaliste des hypothèses fondant les constructions théoriques, la société académique française est déjà assez encombrée de ce genre d'activité, il est plutôt de s'interroger sur le point de savoir si l'écart à la réalité n'est pas tel qu'on gagnerait à proposer des hypothèses alternatives qui seraient meilleures, non pas parce que leur réalisme apparent gagnerait davantage de suffrages auprès de ceux qui croient connaître la véritable essence des choses et des faits, mais parce qu'elles'avéreraient avoir une qualité empirique externe supérieure.

Une hypothèse alternative à celle du modèle classique pourrait être de considérer que plutôt qu'il y ait une adaptation dynamique avec glissement concomitant des courbes d'offre et de demande, il n'y a pas d'adaptation du tout, à savoir que la courbe de demande est totalement fixe, le prix changeant au fur et à mesure des glissements de la courbe d'offre. La structure des emplois, ou mieux de la structure hiérarchique dans la société est fixe (ce qui autorise de profondes substitutions entre emplois pour l'accès aux différents niveaux hiérarchiques). Dans ces conditions, la valeur économique des titres se dévalue exactement au rythme de développement du nombre de titres¹. Il y a toujours une relation statistique entre l'éducation et les gains qui autorise le calcul de taux de rendement

¹On pourrait chercher à observer cette baisse de la valeur économique des titres scolaires en testant une fonction de gains sur une segmentation de la population par classe d'âge ou par génération. Les résultats sont donnés dans le tableau ci-dessous.

Classes d'âge	30-35	35-40	40-45	45-50	>50
Taux de rendement moyen (coef. du nombre d'années d'études)	6.38	7.02	8.65	8.75	10.30

On observe bien une relation croissante entre le taux de rendement moyen de l'éducation et la classe d'âge. Ce résultat est bien sûr intéressant et pourrait être utilisé comme soutien à notre argumentation. Toutefois, ce type d'analyse n'est pas très conclusif pour notre propos dans la mesure où même la constance du taux de rendement de l'éducation dans le temps ou entre générations à un instant donné serait compatible avec une baisse généralisée de la valeur économique des titres à tous les niveaux suite à une expansion généralisée de l'ensemble du système scolaire qui est centralement la question qui nous intéresse. En effet, le taux de rendement de l'éducation est un concept qui caractérise la différence entre titres et non leurs valeurs absolues.

Mais les connaissances acquises ne constituent plus la raison principale pour laquelle les individus plus éduqués sont mieux payés. S'ils sont mieux payés, c'est certes parce qu'ils sont plus productifs, mais s'ils sont plus productifs c'est principalement en raison de leurs capacités cognitives personnelles mieux adaptées à la production ou à l'acquisition sur le tas de compétences effectivement productives. Dans ce contexte, l'école révèle des aptitudes pré-existantes plus qu'elle ne produit des connaissances, sachant d'une part que la distribution interpersonnelle des aptitudes est identique d'une génération à l'autre et d'autre part que le diplôme est pour les employeurs un indicateur des capacités personnelles des candidats à l'emploi.

Il est clair que la réalité se trouve quelque part entre ces deux hypothèses (encore que d'autres soient évidemment possibles) et que les connaissances transmises par l'école sont plus qu'un simple instrument de légitimation dont le mérite principal serait d'être socialement accepté. Toutefois, il apparaît utile d'exprimer les hypothèses de façon extrême et simple en évitant la tentation syncrétique qui peut apparemment conduire à une meilleure représentation de la réalité mais au prix d'une diminution du contenu empirique du travail effectué et de l'impossibilité finale de tester empiriquement une hypothèse cible déterminée.

Dans la mesure où nous supposons que les employeurs s'intéressent principalement aux diplômes en tant qu'indicateurs d'aptitudes (filtrées par le système scolaire) et que la distribution des aptitudes est identique de générations en générations (dans l'échelle du temps qui nous intéresse), il convient alors de ne plus considérer le niveau d'éducation d'un individu mais plutôt la position relative que l'éducation qu'il a reçue lui donne dans la distribution du niveau éducatif des individus de sa génération.

Concrètement, on peut soit définir une "pure" variable de position de l'individu à l'intérieur de sa génération soit "normaliser" son nombre d'années d'études effectif pour lui affecter le nombre d'années d'études qu'il lui aurait fallu suivre s'il avait été scolarisé dans la période de l'enquête pour avoir la même position que celle qu'il a effectivement dans sa génération.

La position de l'individu j à l'intérieur de sa génération (P_j) est estimée à partir de la distribution du nombre d'années d'études dans chaque classe d'âge t [$n(t)$ et $\sigma(t)$] et correspond à la valeur centrée réduite de la scolarisation de l'individu j .

$$P_j = \frac{n_j - \bar{n}(t)}{\sigma(t)}$$

Le nombre d'années d'études normalisé est égal à la même expression ajustée par les paramètres de la distribution du nombre d'années d'études à la date de l'enquête.

$$n_{nj} = \frac{n_j - \bar{n}(t)}{\sigma(t)} \cdot \sigma_0 + \bar{n}_0$$

Comme \bar{n}_0 et σ_0 sont des constantes, n_{nj} et P_j sont "identiques" à une transformation linéaire près si bien que leur utilisation (comme substitut à la variable de capital humain considérée dans les sections précédentes) dans les régressions donnera les "mêmes" résultats dans l'une ou l'autre des deux spécifications. Pour assurer une homogénéité de signification immédiate entre les diverses estimations, les résultats présentés prennent en compte le nombre d'années d'études normalisé¹. Le tableau 13 ci-après donne les résultats de la corrélation simple entre le logarithme du revenu et le nombre d'années d'études normalisé ; cette même corrélation est également présentée, à titre de comparaison, avec les variables de capital humain (nombre d'années d'études et nombre théorique d'années d'études) définies au cours des sections précédentes. Est également présenté le même modèle avec la variable du nombre théorique d'années d'études normalisé en utilisant le nombre théorique correspondant au diplôme le plus élevé obtenu et en le "normalisant" selon la procédure indiquée ci-dessus.

¹ La normalisation des nombres d'années d'études des individus appartenant aux différentes classes d'âge aurait pu être effectuée en référence à n'importe quelle période. La période de l'enquête a été choisie pour des commodités d'interprétation.

TABLEAU 13.

Corrélation simple entre le logarithme du revenu et le nombre d'années d'études. Comparaison des 4 spécifications de la variable scolaire-hommes-1977.

Variabiles	(4)	(15)	(16)	(17)
Constante	9.700	9.616	9.432	9.329
Nombre d'années d'études	0.0657 (54.8)			
Nombre d'années d'études "théorique"		0.0860 (60.8)		
Nombre d'années d'études "normalisé"			0.0771 (76.4)	
Nombre d'années d'études "théorique normalisé"				0.0986 (86.9)
R^2	0.178	0.211	0.297	0.353
Nombre d'observations	13 849	13 849	13 849	13 849

Ces résultats sont très clairs. Les modèles estimés à l'aide des indicateurs "normalisés" ont un pouvoir explicatif très supérieur à ceux prenant en compte les indicateurs bruts. La supériorité empirique du concept du nombre théorique d'années d'études est également confirmée dans la nouvelle spécification. En passant du modèle (4) qui correspond à la spécification traditionnelle du capital humain au modèle (17) dans lequel le nombre d'années d'études est un indicateur relatif de position et dans lequel les aléas des carrières scolaires individuelles ont été éliminées, on enregistre un doublement du pouvoir explicatif pour obtenir avec une seule variable une part de variance expliquée comparable à ce qui est couramment obtenu avec la spécification complète du modèle de Mincer. Dans l'hypothèse où l'argument du rasoir d'Occam est toujours perçu comme valide, on pourrait préférer un modèle à une seule variable à un modèle plus complexe et aux hypothèses plus nombreuses.

A priori, les estimations économétriques donnent à penser que la réalité est mieux représentée par l'hypothèse du contenu en aptitudes des diplômés que par celle du contenu en connaissances. Cependant, il ne convient pas de s'arrêter à ce constat quantitatif. En effet, il est nécessaire d'aller plus loin pour comprendre mieux la signification et les limites de l'argumentation proposée (et du modèle standard de capital humain), en examinant en particulier le rôle de l'expérience professionnelle.

Le modèle de scolarisation "normalisé" (position dans la génération) présenté dans le tableau 13 ne tient pas compte de l'expérience qu'a pu accumuler chaque individu au cours de sa carrière productive. Or, on doit ici, comme dans le modèle de capital humain, anticiper un rôle important de l'expérience puisque c'est à travers elle que se concrétisent les acquisitions productives, elles-mêmes dépendant des aptitudes personnelles du salarié, filtrées par l'école et signalées aux employeurs par le diplôme. L'incorporation de l'expérience dans le modèle devrait donc améliorer sa qualité empirique. Toutefois, il est clair que le gain dû à l'expérience, per se, devrait normalement être plus faible dans la spécification intégrant la scolarisation "normalisée" que dans la spécification traditionnelle puisque le "nouveau" modèle incorpore par la normalisation et l'effet de génération une partie de ce que le modèle traditionnel appelle expérience¹. En effet, si la rémunération élevée des individus "âgés" titulaires d'un diplôme donné est entièrement affectée à leur plus grande expérience dans la théorie du capital humain, dans le cadre de l'argumentation développée dans cette section elle est pour partie due au fait qu'appartenant à une génération dans laquelle la scolarisation était moins développée qu'aujourd'hui, leur diplôme les place plus haut dans la hiérarchie scolaire, et pour partie à leur expérience professionnelle. Un exemple numérique représenté par une simulation sur des données fictives et simples, mais respectant les caractéristiques du modèle, pourra nous en convaincre.

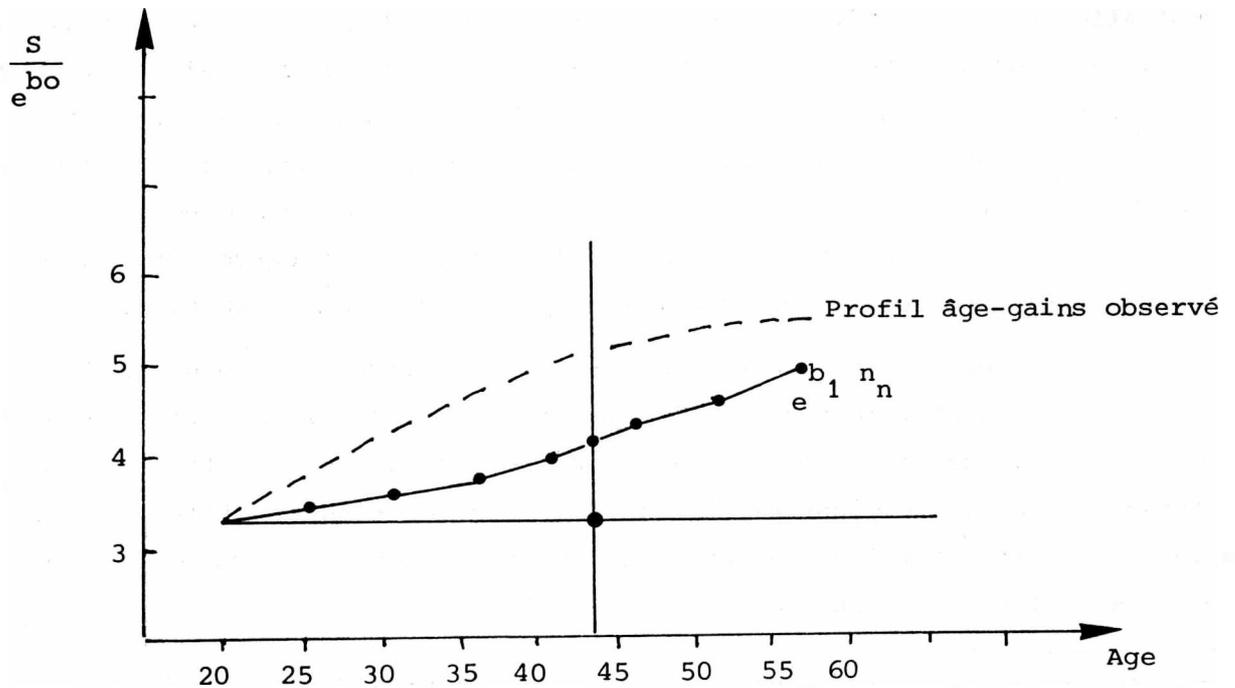
Considérons tout d'abord une relation décrivant l'évolution de la scolarisation dans les différentes générations conforme à celle observée précédemment graphique 5). Pour des raisons de simplicité, nous supposons que l'écart-type de la distribution du nombre d'années dans les différentes classes d'âge est constant. Calculons ensuite la valeur "normalisée" correspondant à un nombre d'années d'études donné. (ici 12 années).

¹Dans une perspective différente J.B. Knight et R.H. Sabot (1981) abordent cette même question en notant : "l'impression que nous retirons de l'analyse de la littérature est que l'effet d'interaction entre l'éducation et l'expérience n'a pas été systématiquement analysé".

Age-génération	20	25	30	35	40	45	50	55
Scolarité moyenne	13	12.5	12	11.5	11	10	9.5	9
Ecart-type	2	2	2	2	2	2	2	2
Valeur "normalisée" de 12 années d'études	12	12.5	13	13.5	14	15	15.5	16

Supposons maintenant qu'existe une relation du type de celle du modèle (16). Elle est du type $\ln S = b_0 + b_1 \cdot n_n$; avec $b_1 > 0$. Prenons une valeur simple pour b_1 , par exemple 0.1 (qui est proche de la valeur estimée dans le modèle (17) mais la valeur numérique n'a d'importance particulière).

Si $\ln S = b_0 + b_1 n_n$, nous avons $S = e^{b_0 + b_1 n_n}$ ou $S = e^{b_0} \cdot e^{b_1 n_n}$.
 e^{b_0} est une constante multiplicative positive et donc S se comporte comme $e^{b_1 \cdot n_n}$



Par opposition à la droite P_{cx} qui représente la liaison âge-salaires correspondant au modèle de capital humain sans expérience professionnelle (profil plat), la courbe P_{by} figure le profil âge-gains auquel notre simulation permet d'aboutir ; partant de l'hypothèse selon laquelle le système éducatif filtre des aptitudes et certifie la position des individus dans leur génération, la prise en compte de l'effet de génération (normalisation du nombre d'années d'études) dans le contexte d'une augmentation générale du niveau éducatif conduit à un profil âge-gains croissant (P_{by}) sans qu'il soit nécessaire d'invoquer l'effet de l'expérience professionnelle pour justifier sa forme.

En d'autres termes, la spécification du modèle de capital humain conduirait à surestimer le rôle de l'expérience. Le graphique ci-dessus permet de visualiser ce que serait ce biais d'estimation. La courbe PA_z en traits pointillés représente le profil âge-gains observé pour une population homogène du point de vue du nombre d'années d'études. A l'âge t le modèle de capital humain affecterait la valeur AC à l'expérience, alors que le modèle suggéré dans cette section affecterait BC à l'effet de génération et seulement AB à l'expérience per se.

Observons donc maintenant les résultats du modèle plus complet incorporant le rôle de l'expérience dans l'explication des revenus.

TABLEAU 14.

Fonctions de gains selon l'éducation et l'expérience pour
4 spécifications de la variable scolaire-homme-
1977.

	(5)	(10)	(18)	(19)
Constante	8.647	8.592	8.901	8.871
Nombre d'années d'études	0.0985 (86.6)			
Nombre d'années d'études "théorique"		0.1230 (93.0)		
Nombre d'années d'études "normalisé"			0.0812 (87.0)	
Nombre d'années d'études "théorique normalisé"				0.1002 (95.2)
Expérience	0.0632 (57.1)	0.0611 (57.0)	0.0484 (44.7)	0.0449 (42.9)
(Expérience) ²	-0.0010 (42.0)	-0.00095 (41.0)	-0.00087 (36.7)	-0.00082 (35.6)
R ²	0.405	0.436	0.407	0.446
Nombre d'observations	13 849	13 849	13 849	13 849

Si on s'attache en premier lieu à la comparaison du pouvoir explicatif des différents modèles, on observe qu'il n'y a pas de différence selon qu'on utilise la variable scolaire en valeurs brutes ou en valeurs normalisées. Par contre, les modèles éliminant les variétés des cursus scolaires individuels (nombre d'années d'études théorique) ont toujours un pouvoir explicatif légèrement supérieur. Cependant, au-delà de la relative similitude de pouvoir explicatif global, la structure des modèles est différente.

i) Alors que nous avons noté dès la seconde section de ce texte que la formulation traditionnelle était caractérisée par une forte instabilité du coefficient du nombre d'années d'études lorsqu'on passait du modèle simple (4) au modèle complet (5), [le coefficient est 50% plus élevé dans le modèle complet] nous observons une réelle robustesse de la valeur du coefficient face aux différentes spécifications basées sur le nombre d'années d'études normalisées (16) / (18) ; (17)/(19).

(ii) Le coefficient de l'expérience est significativement plus faible avec la formulation dans laquelle la variable scolaire a été "normalisée". (L'impact de l'expérience est globalement de 25 à 30% plus faible).

Nous parvenons néanmoins à une situation dans laquelle il est difficile de départager clairement les deux hypothèses théoriques à partir des estimations économétriques proposées. En effet, l'argument selon lequel la corrélation simple est très supérieure avec les variables normalisées, s'il est fort, n'est pas totalement convaincant. Nous aboutissons alors à des argumentations symétriques.

Pour celui qui défendrait le modèle avec variable normalisée, le test à considérer est le modèle simple car le modèle complet dans la formulation traditionnelle "récupère" implicitement et en refusant de le reconnaître, l'effet de génération à l'intérieur de ce qu'il nomme expérience¹.

¹D'une façon générale, l'expérience professionnelle est considérée dans la littérature comme la partie faible de l'architecture théorique du capital humain. De nombreuses critiques ont été présentées, (voir par exemple J. Medoff et K.G Abraham, (1980, 1981), et une partie du milieu scientifique a été gênée par le caractère "absorbant" de cette hypothèse qui apparaît peu testable. Ainsi, les investissements sur le tas sont seulement supposés et l'argumentation selon laquelle s'ils existaient alors on observerait effectivement des profils âge-salaires croissants n'est pas totalement convaincante 1) parce qu'on n'a pas de mesure empirique objective des investissements sur le tas comparable à celle utilisée pour les investissements scolaires initiaux et 2) parce qu'il est douteux que ces investissements professionnels sur le tas aient précisément une intensité telle qu'elle puisse exactement rendre compte des profils âge-salaires observés.

Pour celui qui défendrait la théorie standard du capital humain, le modèle simple ne doit pas être considéré pour la comparaison des deux hypothèses car si la variable "normalisée" produit une meilleure représentation statistique de la réalité c'est parce qu'elle incorpore sous le nom d'effet de génération ce qui n'est en fait que de l'expérience professionnelle si bien qu'il n'est pas étonnant qu'un modèle qui rend compte du nombre d'années d'études et d'une partie de l'expérience conduise à un meilleur résultat qu'un modèle limité au nombre d'années de scolarité.

Si les tests effectués ne permettent pas clairement de départager les deux hypothèses théoriques considérées, ils conduisent cependant à ne pas rejeter les hypothèses alternatives à celles du capital humain, qui ont été suggérées dans cette section et qui ont transitoirement un crédit empirique comparable à celui de la théorie orthodoxe. La voie "normale" dans une situation semblable est de chercher d'autres types de fait pour lesquels les prédictions des deux constructions théoriques seraient différentes et de confronter ces prédictions à la réalité. L'analyse historique peut être utilisée dans ce but notamment parce que sur une période de temps suffisamment longue, la variance des phénomènes augmente et rend les comparaisons plus conclusives. Malheureusement, la disponibilité et la fiabilité de telles données limitent souvent l'intérêt de cette démarche.

A partir des données à notre disposition, il est cependant possible de proposer un test de la pertinence des deux théories en présence. L'intensité de la différence de revenu entre salariés jeunes et expérimentés telle qu'elle ressort du modèle basé sur le nombre réel d'années d'études ne saurait dépendre dans le cadre de la théorie du capital humain de l'importance des écarts entre les scolarités moyennes des différentes générations qui composent la population active (effet de génération) ; elle devrait au contraire augmenter avec l'importance de ces écarts selon l'argumentation développée dans cette section qui présente l'expérience comme la "composition additive" d'un effet d'expérience proprement dite et d'un effet de génération.

Comme l'enseignement secondaire s'est principalement développé après la seconde guerre mondiale (génération née vers 1930), alors que la scolarisation primaire était universelle de longue date, il s'ensuit que la population active était relativement plus homogène scolairement en 1961 qu'en 1977¹, et on peut

¹On peut vérifier cette proposition sur le graphique 5, mettant en relation le nombre moyen d'années d'études avec la classe d'âge en 1975 dans lequel la génération de 1930 correspond à l'âge de 45 ans. En 1962, soit 13 ans auparavant, cette inflexion dans la courbe correspondait aux individus de 32 ans, c'est-à-dire que seule la population jeune manifestait un effet de génération au sens défini ici.

anticiper que la composante "effet de génération" était beaucoup plus faible lors de l'observation à la première date qu'à la seconde. En suivant l'argumentation développée précédemment, la théorie du capital humain conduirait à penser que l'effet d'expérience dans le modèle de scolarité n'en est pas affecté alors que la théorie fondée sur l'idée que le diplôme n'est qu'un indicateur d'aptitude ou de position relative anticiperait que l'effet d'expérience totale (mesurée dans le modèle de scolarité) devrait être plus fort en 1977 qu'il ne l'était en 1962. Le tableau 6 de la page 20 donne clairement un soutien empirique à cette dernière proposition puisqu'on y observe que l'écart entre le salaire de début et le salaire après 20 ans de carrière, pour un diplôme donné, augmente de près de 40% sur la période.

Toutefois, ce test empirique ne permet pas de conclure que la théorie du filtre est "validée" contre la théorie du capital humain. Deux raisons au moins nous incitent à la prudence. Premièrement, il n'est pas impossible que le fait analysé ultimement soit en fait compatible avec la théorie du capital humain, fusse au prix d'une hypothèse accessoire acceptable et, deuxièmement, il faudrait envisager les résultats d'un nombre nettement plus élevé de tests opposant les deux constructions théoriques pour se faire une opinion plus fondée. Par contre, il n'apparaît pas déraisonnable de comprendre les résultats de cette section comme donnant du crédit à la théorie du filtre ou au moins comme soulignant la nécessité empirique de mieux comprendre les facteurs explicatifs de l'effet de la génération ou de l'effet d'interaction entre le rendement du capital humain et l'expérience professionnelle telle qu'on peut l'observer dans une analyse transversale de la distribution des revenus.

CONCLUSION.

Tout au long de ce rapport, nous nous sommes principalement attachés à tester la fiabilité tant théorique qu'empirique du modèle traditionnel du capital humain.

L'estimation des paramètres du modèle simple sur les données disponibles les plus récentes (enquête FQP 1977) confirme les résultats obtenus par nos prédécesseurs sur des données plus anciennes. Sur ce plan, la stabilité du pouvoir explicatif du modèle constitue à elle seule une preuve de sa robustesse.

La comparaison intertemporelle de ses principaux paramètres fait apparaître une relative stabilité de la rentabilité de l'éducation entre 1962 et 1977. Dès ce niveau cependant, l'élévation sur la même période de l'effet de l'expérience professionnelle sur les gains s'avère difficile à expliquer dans le cadre théorique fourni par la théorie du capital humain et conduit comme l'observation sur données transversales d'une baisse régulière des taux de rendement de l'éducation entre classes d'âge à tester une argumentation théorique alternative.

Les résultats empiriques du modèle simple du capital humain dont on a apprécié la stabilité s'avèrent en fait totalement compatibles avec d'autres constructions théoriques et notamment avec celle couramment désignée sous le nom de "théorie du filtre" pour laquelle l'école est avant tout une instance assurant le tri et la sélection d'individus inégalement productifs.

Sans nier que l'école permette l'acquisition de connaissances directement utiles aux entreprises (notamment à travers les formations techniques qu'elle dispense) les résultats obtenus confèrent à la théorie du filtre un réel crédit. A ce stade de la recherche, ces résultats sont cependant insuffisants pour permettre d'évaluer la pertinence respective des deux théories en présence ; ils ouvrent néanmoins d'importantes perspectives de recherches qui, au-delà de l'analyse économique de l'éducation au sens strict, touchent au fonctionnement du marché du travail.

Toutes les analyses présentées ici ont été obtenues à environnement donnée et sans prendre en compte l'effet des caractéristiques sociales, géographiques, institutionnelles, (et leurs éventuelles interactions) sur les gains. A ce titre, la prise en considération de ces différents éléments et l'examen approfondi de leur impact sur les résultats obtenus dans le présent rapport méritent de figurer à l'avenir parmi les objectifs prioritaires assignés à cette recherche.

REFERENCES.

- ALLAIS, M. 1974, *Classes sociales et civilisations, Economies et Sociétés*, Cahiers de l'ISEA, n° 17.
- ARROW, K.J. 1973, "Higher Education as a Filter," *Journal of Public Economics*, Vol. 2, n° 3.
- BEN PORATH, Y. 1967, "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings," *Journal of Political Economy*, Vol. 75, n° 4.
- BOUDON, R. 1973, *L'inégalité des chances, la mobilité sociale dans les économies industrielles*, Paris : A. Collin.
- BOURDIEU, P. et BOLTANSKI, L. 1975, "Le titre et le poste : rapports entre le système de production et le système de reproduction," *Actes de la Recherche en Sciences Sociales*, n° 2.
- FREEMAN, R.B. 1976, *The Over-Edeccated american*, New-York, London, Academic Press.
- HALVORSEN, R. et PALMQUIST, R. 1980, "The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations," *American Economic Review*, Vol. 70, n° 3.
- KENNEDY, P.E. 1981, "Estimation with correatly interpreted dummy variables in semilogarithmic equations," *American Economic Review*, Vol. 71, n° 4.
- KNIGHT, J.B. et SABOT, R.H. 1981, "The returns to education increasing with experience or decreasing with expansion," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 43, n° 1
- MEDOFF, J.L., ABRAHAM, K.G. 1980, "Experience, performance and earnings", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, n° 4.
- _____ 1981, "Are those paid more really more productive ? the case of experience," *Journal of Human Resources*, Vol. 16, n° 2.
- MINCER, J. 1958, "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution," *Journal of Political Economy*, n° 4.
- _____ 1974, *Schooling, Experience and Earnings*, New-York, London, Columbia University Press.
- THUROW, L.C. 1982, "The failure of Education as an economic strategy", *American Economic Review*, Vol. 72, n° 2.
- _____ et LUCAS, R. 1972, "The American distribution of income : a structural problem", *Washington Joint Economic Committee Print*.
- WELCH, F. 1975, "Human Capital Theory : education, discrimination and life cycles", *American Economic Review*, Vol. 65, n° 2.

CHAPITRE II

L'INFLUENCE DES EVENEMENTS FAMILIAUX DANS LA FORMATION DES REVENUS

*Gérard LASSIBILLE**

CNRS-IREDU et CASA DE VELAZQUEZ

* Cette recherche a été entreprise dans le cadre de l'action "Analyse Quantitative de l'Economie Française" n° 81E0959 du Ministère de l'Industrie et de la Recherche. Elle a été en partie réalisée dans l'Equipe "Economie Sociologique" grâce à une aide individuelle de la mission scientifique et technique de ce même ministère. Nous exprimons notre reconnaissance à L. Lévy-Garboua pour ses suggestions, et à J.P. Jarousse pour son assistance technique ; nous portons évidemment seul la responsabilité des erreurs figurant dans ce texte.

INTRODUCTION.

Dans sa version orthodoxe (Mincer, 1974), la théorie du capital humain considère l'individu en dehors de son passé familial ; ses décisions matrimoniales, pas plus que ses perspectives dynastiques n'interagissent en effet sur le rendement de ses investissements en formation scolaire ou spécifique.

Or, de la même façon que les attitudes de consommation sont mieux comprises dans le cadre interdépendant du ménage, l'allocation des efforts au travail marchand ou domestique, et par conséquent le rendement du capital humain, sont également mieux appréhendés dans ce contexte. En faisant référence à la version élargie du modèle de gains proposée par Mincer et Polachek (1974), notre but est de comparer le rendement du capital humain des hommes et des femmes mariés, en décomposant leur période de formation post-scolaire par rapport à des événements familiaux marquants qui peuvent correspondre chacun à des intensités d'effort au travail différentes. Ainsi, la prise en compte explicite, au sein du modèle de formation des revenus, de la qualité de l'assortiment conjugal, de la fécondité, des phases pré et post matrimoniales d'investissement en formation spécifique permet de donner une estimation des gains du mariage en relation avec l'éducation de l'individu, et une mesure de la ségrégation qui s'exerce au sein du couple. De la même façon, le découpage de l'expérience apparente totale en fonction du rythme de naissance des enfants rend possible la détermination d'un cycle optimal de fécondité pour l'homme et pour la femme, de même qu'il permet d'appréhender l'impact de l'espacement des naissances sur les gains de chacun.

Les résultats empiriques présentés ici font référence aux données de l'enquête Formation-Qualification Professionnelle (1977) de l'INSEE, à partir de laquelle nous estimons une version élargie du modèle de formation des revenus, pour les sous-échantillons d'hommes et de femmes mariés non appareillés.

*Cette recherche a été entreprise dans le cadre de l'action "Analyse Quantitative de l'Economie Française" n° 81E0959 du Ministère de l'Industrie et de la Recherche. Elle a été en partie réalisée dans l'Equipe "Economie Sociologique" grâce à une aide individuelle de la mission scientifique et technique de ce même ministère. Nous exprimons notre reconnaissance à L. Lévy-Garboua pour ses suggestions, et à J.P. Jarousse pour son assistance technique ; nous portons évidemment seul la responsabilité des erreurs figurant dans ce texte.

1) Le modèle de base.

Dans sa version traditionnelle, la théorie du capital humain examine le rendement des investissements éducatifs dans le cadre du modèle suivant :

$$\ln w_{ti} = w_{oi} + r_i s_i + r_i \sum_{j=s}^{t-1} k_{ji}$$

où w_{ti} représente les revenus de l'individu i au cours de la période t , w_{oi} la rémunération de son stock initial de capital humain, r_i le taux de rendement moyen de ses investissements éducatifs, s_i sa période de formation scolaire et k_{ji} son taux d'investissement en capital humain spécifique.

Si l'on décompose la période de formation post-scolaire précédente en n segments successifs correspondant chacun à des phases différentes d'accumulation du capital humain spécifique, le modèle ci-dessus se met alors sous la forme :

$$\ln w_{ti} = w_{oi} + r_i s_i + r_i \sum_{j=1}^n a_{ji} e_{ji}$$

où e_j représente la longueur d'une période j déterminée, et a_{ji} le taux d'investissement initial. Cette formulation, employée par Mincer et Polachek (1974) pour mesurer l'effet de la discontinuité de l'offre de travail féminin sur les gains, permet de caractériser chaque phase du cycle de vie comme une période d'accumulation du capital humain ($r_i a_{ji} > 0$), ou au contraire comme un moment de dépréciation des compétences ($r_i a_{ji} < 0$). En décomposant par exemple, l'expérience apparente totale d'un individu¹, en expérience apparente avant et après le mariage, l'estimation de la relation précédente permet donc d'évaluer l'influence de l'association avec un partenaire, dans le processus de formation des revenus. Si l'on suppose, conformément à la théorie de l'allocation de l'effort proposée récemment par Becker (1983) que les gains des individus sont en partie déterminés par l'intensité de leur effort au travail, le rendement de l'expérience apparente avant le mariage doit être, toutes choses égales d'ailleurs, inférieur au rendement de l'expérience après le mariage. En effet, par rapport au célibat, l'association avec un partenaire implique normalement un partage des tâches domestiques ayant pour conséquences de libérer une énergie que l'individu peut alors reporter sur le marché du travail, afin d'accroître son rythme d'accumulation du capital humain spécifique.

¹Par opposition à une expérience effective, l'expérience apparente ne comptabilise pas les périodes de retrait du marché du travail.

En tirant partie des mêmes arguments, il est également possible de rendre compte du rôle de la fécondité sur les gains des hommes et des femmes, en segmentant cette fois-ci l'expérience après le mariage, en expérience apparente avant la naissance du premier enfant, entre les naissances et après la naissance du benjamin. Les périodes de soins aux enfants correspondant à des phases de forte mobilisation de l'énergie à des fins domestiques, on est alors en droit d'anticiper un ordonnancement du rendement des différentes étapes du cycle de vie post-matrimonial en forme de J inversé, le rendement le plus élevé étant obtenu au cours de la période de mariage sans enfant, le plus faible correspondant à la phase de fécondité de l'individu. Si cet échelonnement s'avère exact, une gestion optimale de la carrière professionnelle suppose d'une part de réduire, toutes choses égales d'ailleurs, l'espacement des naissances, et d'autre part de repousser, à l'intérieur des limites biologiques, l'âge de procréation.

2) Les données utilisées.

Les effets du mariage et de la fécondité sur les gains sont testés à partir des données transversales de l'enquête Formation-Qualification-Professionnelle (1977) de l'INSEE. Cette source d'information donne en effet des renseignements précis sur les revenus salariaux des individus, de même qu'elle offre une description complète de leur capital humain, de leur activité professionnelle, de leur famille, et qu'elle mentionne les dates-clefs de la vie du ménage. Pour les besoins empiriques de cette recherche, seuls sont pris en compte ici, les individus ayant perçu, au titre de leur activité principale, des revenus salariaux au cours de l'année 1976, sachant que sont exclues de l'analyse les personnes célibataires, veuves ou divorcées ; pour des raisons de fiabilité des données de base, les ménages ayant plus de dix enfants sont écartés du champ d'investigation. Afin de segmenter de manière adéquate l'expérience apparente, les individus ayant eu des enfants avant le mariage ne sont par ailleurs pas considérés ici ; enfin pour des raisons d'homogénéité de la mesure du capital humain formel, l'analyse est limitée aux hommes et aux femmes français de naissance.

Dans la spécification du modèle de gain adopté ici, soit,

$$\ln W = f (s, e, x)$$

la variable dépendante est définie par le logarithme du salaire annuel net des cotisations sociales et des frais réels justifiés ou imputés ; la variable s représente quant à elle le niveau d'éducation de l'individu mesuré en nombre d'années d'études effectives¹. La variable e symbolise un vecteur d'expériences apparentes segmentées ; il est constitué de l'expérience apparente avant le mariage ($exp1$), l'expérience après le mariage étant quant à elle décomposée en expérience apparente avant la naissance du premier enfant ($exp2$), entre les naissances ($exp3$), après la naissance du benjamin ($exp4$). Chacune de ces composantes est construite en rapprochant la date de réalisation de l'évènement qui lui correspond, à la date d'entrée dans la vie active de l'individu (voir annexe). Afin de faciliter la comparaison entre sexes, chaque variable d'expérience est corrigée pour les hommes, de la durée du service militaire lorsque celui-ci est effectué en totalité ou en partie, au cours de la période couverte par le segment. Sans ce redressement, l'effet des différents type d'expérience serait sous-estimé ; le biais serait toutefois d'autant plus faible que le segment se réfère à une phase avancée du cycle de vie (par exemple, période allant du mariage à la naissance du premier enfant, ou période située après la naissance du benjamin), dans la mesure où la réalisation du service militaire au cours de celle-ci, y est relativement peu probable. La variable x figurant dans le modèle de gains précédent représente quant à elle un vecteur de quatre facteurs environnementaux. Le premier d'entre eux indique le nombre d'enfants du ménage (c), le second donne une mesure du niveau d'éducation du conjoint de l'enquêté (s_p) mesuré lui aussi en nombre d'années d'études effectuées. Cette variable d'interaction est déduite des informations recueillies lors du Recensement Général de la Population de 1975, et n'est de ce fait pas absolument comparable avec le facteur s précédent. Les deux dernières composantes du vecteur x représentent quant à elles le nombre de mois de travail à temps complet (ft), et le nombre de mois de travail à temps partiel (pt) effectués durant l'année par l'enquêté, au titre de son activité principale ; ces deux variables constituent des facteurs de contrôle des gains, dans la mesure où l'on peut déduire un revenu en équivalent plein-temps, sans faire une hypothèse forte sur la durée du travail à temps partiel².

¹ Cette variable est construite en retranchant à l'année de fin de fréquentation régulière de l'école, l'année de naissance (moins 6) de l'individu ; elle ne tient pas compte de la formation post-scolaire éventuellement acquise.

² En effet, si l'enquête mentionne le nombre de mois travaillés à temps partiel, elle n'indique pas par contre si ces mois sont effectués à mi-temps, ou à tiers temps par exemple.

3) Les résultats empiriques.

Le tableau 1 ci-après reproduit l'estimation du modèle de gains pour les sous-échantillons d'hommes et de femmes mariés ; le tableau 2 indique les résultats de l'ajustement par niveau d'éducation et sexe de l'individu. Outre les estimateurs des coefficients (b), et leur test de significativité (t), les tableaux donnent la moyenne arithmétique (m) de chaque variable exogène, et la différence (Δb) des effets hommes-femmes¹. Ces régressions sont obtenues par la méthode des moindres carrés ordinaires ; elles portent sur des fonctions paraboliques des différents segments de l'expérience apparente.

TABLEAU 1.
Estimations de fonctions de gains selon le sexe.

	Hommes			Femmes			Δb	t
	b	t	m	b	t	m		
Constante	7.3049	161.954	-	6.7637	143.588	-	0.5412	8.298
s	0.0863	43.132	10.841	0.0797	30.075	11.181	0.0066	1.988
Exp1	0.0059	2.471	7.230	0.0091	2.629	4.540	-0.0032	0.761
Exp1 ²	-0.0001	0.468	52.273	0.0001	0.770	20.612	-0.0002	0.800
Exp2	0.0194	4.864	1.553	0.0185	3.003	1.532	0.0009	0.123
Exp2 ²	-0.0002	0.656	2.412	-0.0010	1.770	2.347	0.0008	1.246
Exp3	0.0401	13.408	3.407	0.0132	2.539	2.025	0.0269	4.485
Exp3 ²	-0.0014	8.594	11.609	-0.0004	1.045	4.101	-0.0010	2.404
Exp4	0.0254	15.386	8.705	0.0140	5.699	8.009	0.0114	3.852
Exp4 ²	-0.0004	7.330	75.777	-0.0002	2.843	64.144	-0.0002	2.246
c	-0.0467	9.225	1.971	-0.0485	5.273	1.489	0.0018	0.171
sp	0.0203	18.588	9.523	0.0150	10.473	9.460	0.0053	2.943
ft	0.1672	53.263	11.623	0.1918	63.508	9.912	-0.0246	5.647
pt	0.0934	18.219	0.101	0.1099	31.395	1.390	-0.0165	2.658
R ²	0.4657	-	-	0.6279	-	-	-	-
Nbre observ.	10 344	-	-	5 086	-	-	-	-

¹Pour des raisons de présentation, le paramètre Δb est donné uniquement dans le cadre du tableau 1 ; si m et f représentent respectivement l'homme et la femme, l'hypothèse d'égalité des rendements est vérifiée au moyen d'un test de Student (noté t), construit sous l'hypothèse d'indépendance des estimateurs b_m et b_f

TABLEAU 2.

Estimations de fonctions de gains selon le sexe et le niveau d'études.

1ère partie : échantillon des hommes .

	s ≤ 9			9 < s < 14			s ≥ 14		
	b	t	m	b	t	m	b	t	m
Cste	7.8599	96.902	-	7.0134	65.110	-	7.4230	64.447	-
s	0.0439	6.329	7.907	0.0902	12.796	11.408	0.0516	11.746	16.648
Exp1	-0.0123	3.380	10.107	0.0125	2.590	6.098	0.0037	0.634	2.550
Exp1 ²	0.0003	2.663	102.151	0.0001	0.544	37.186	0.0012	3.629	6.503
Exp2	0.0223	3.771	1.613	0.0238	3.937	1.597	0.0031	0.291	1.338
Exp2 ²	-0.0012	2.176	2.602	-0.0003	0.573	2.550	0.0025	2.323	1.790
Exp3	0.0248	6.633	4.175	0.0489	9.094	2.857	0.0422	4.619	2.586
Exp3 ²	-0.0008	4.197	17.431	-0.0016	5.776	8.162	-0.0001	1.656	6.687
Exp4	0.0170	7.811	10.346	0.0316	11.114	7.849	0.0258	6.052	6.397
Exp4 ²	-0.0003	4.359	107.040	-0.0005	5.015	61.607	-0.0002	1.031	40.922
c	-0.0476	8.115	2.245	-0.0484	5.641	1.730	0.0190	1.206	1.756
sp	0.0236	12.370	8.445	0.0196	11.314	9.452	0.0111	5.181	12.176
ft	0.1564	38.973	11.593	0.1681	28.808	11.707	0.1810	24.055	11.547
pt	0.0781	11.360	0.102	0.1026	10.365	0.070	0.1086	9.933	0.155
R ²	0.3312	-	-	0.4152	-	-	0.4509	-	-
Nbre observ.	4735	-	-	3586	-	-	2021	-	-

2ème partie : échantillon des femmes.

Cste	7.0638	47.137	-	6.6598	63.132	-	6.9452	59.890	-
s	0.0483	3.166	7.863	0.0889	10.688	11.424	0.0551	9.259	15.914
Exp1	-0.0061	0.984	6.671	0.0176	3.109	4.039	0.0163	1.839	2.260
Exp1 ²	0.0004	1.747	44.502	0.0001	0.293	16.314	0.0007	1.078	5.108
Exp2	0.0169	1.432	1.714	0.0263	3.080	1.434	0.0020	0.162	1.459
Exp2 ²	-0.0014	1.407	2.937	-0.0011	1.383	2.056	0.0021	1.368	2.129
Exp3	0.0073	0.825	2.736	0.0104	1.192	1.584	0.0221	1.649	1.869
Exp3 ²	-0.0001	0.137	7.486	0.0004	0.717	2.509	0.0004	0.324	3.493
Exp4	0.0049	1.113	12.024	0.0149	4.123	6.278	0.0210	3.833	5.452
Exp4 ²	-0.0001	0.506	144.577	-0.0001	0.627	39.413	-0.0002	1.128	29.724
c	-0.0616	3.974	1.784	-0.0465	3.062	1.269	-0.0338	1.725	1.507
sp	0.0119	2.672	8.249	0.0145	7.794	8.843	0.0111	5.172	12.844
ft	0.2021	32.945	9.296	0.1825	47.370	10.261	0.1956	31.991	10.120
pt	0.1122	16.483	2.037	0.1071	22.727	0.975	0.1313	18.235	1.278
R ²	0.5596	-	-	0.6205	-	-	0.6435	-	-
Nbre observ.	1688	-	-	2362	-	-	1034	-	-

L'observation des résultats montre tout d'abord que la rentabilité moyenne de l'éducation est aujourd'hui en France, de l'ordre de 8.6% pour les hommes, et de 7.9% pour les femmes. Ces estimations se situent 2% au-dessous des prédictions révélées par d'autres études empruntant les mêmes sources statistiques, mais qui adoptent cependant une version simplifiée du modèle de gains et une définition légèrement différente du revenu¹ (Mingat, 1983). Compte tenu de la spécification utilisée ici, le rendement de l'investissement scolaire des hommes apparaît donc relativement proche de celui des femmes, même si l'écart entre l'un et l'autre (+0.6%) est statistiquement significatif. En termes de salaires perçus, la discrimination entre sexes est toutefois beaucoup plus importante, puisque les ajustements prédisent par exemple, qu'il faudrait à une femme neuf années d'études supplémentaires pour espérer obtenir un revenu identique à celui d'un homme. Les résultats par niveau de formation révèlent quant à eux une forte variabilité du rendement privé de la formation. En effet, un faible stock de capital humain ($s \leq 9$ ans) produit un rendement deux fois moins élevé qu'un niveau de formation moyen ($9 < s < 14$ ans) ; toutefois, au-delà de ce dernier ($s \geq 14$ ans) la rentabilité de l'investissement baisse de façon considérable, comme le prédit normalement la théorie. D'autre part, les écarts de rendement entre l'un et l'autre sexe n'étant pas significatifs à l'intérieur de chacun de ces niveaux d'éducation, l'avantage de salaire des hommes provient, toutes choses égales d'ailleurs, du sous-investissement relatif des femmes en capital humain. Compte tenu de la distribution des compétences, cet avantage² est cependant plus important pour le groupe des hommes disposant d'un haut niveau d'éducation (+3.8%) que pour l'ensemble des individus peu éduqués (+0.2%).

Les mêmes résultats indiquent par ailleurs que le nombre d'enfants dans la famille exerce toujours une influence négative et significative sur les gains des hommes et des femmes³ ; autrement dit, l'augmentation de la taille du ménage, conduit l'un et l'autre parent à consacrer moins d'énergie au travail

¹Revenu équivalent plein-temps estimé en assimilant travail à temps partiel à travail à mi-temps.

²L'avantage, calculé sous l'hypothèse d'un même rendement pour les hommes et pour les femmes, est obtenu pour chaque sous-population à partir de la formule suivante :

$$b_m (m_{sm} - m_{sf})$$

où m_{sm} et m_{sf} représentent respectivement le nombre d'années d'étude moyen de l'homme et de la femme, et b_m le rendement de l'éducation de l'homme.

³Sauf toutefois dans le cas des hommes disposant d'un haut niveau d'éducation, où l'influence de cette variable n'apparaît pas discriminante.

marchand, et à renoncer par conséquent à une partie de ses revenus potentiels. Le fait que la présence d'un enfant supplémentaire dans la famille induise une baisse de 4.8% du salaire de la mère, et seulement de 4.6% du revenu du père atteste à la fois de la ségrégation des rôles conjugaux en matière de soins aux enfants, et du caractère discontinu que la fécondité impose à la vie professionnelle des femmes. Celles-ci sont cependant différemment affectées par le phénomène de dépréciation du capital humain ; en effet, si un enfant supplémentaire provoque une baisse de 6.2% du salaire d'une femme disposant d'un faible niveau d'éducation il ne fait diminuer par contre que de 3.4% le revenu d'une femme dotée d'un niveau d'instruction élevé. Un tel écart s'explique par le moindre avantage qu'ont les femmes peu éduquées à rester sur le marché du travail au cours des périodes d'élevage des enfants ; la plus grande intermittence de leur offre de travail implique ainsi un rythme de dépréciation plus rapide de leur capital humain, qui se traduit toutes choses égales d'ailleurs, par une perte plus importante de salaire.

Si l'on considère à présent le niveau d'éducation du conjoint, les ajustements révèlent que celui-ci exerce une influence positive et significative sur les revenus de son partenaire. Vu sous cet angle, le gain du mariage est cependant sensiblement supérieur pour l'homme ; en effet, si une année d'études supplémentaire de la femme entraîne une hausse d'environ 2% du salaire du mari, la même variation du stock de capital humain de l'époux ne contribue par contre qu'à augmenter de 1.5% seulement le revenu de la femme. Apparemment, le sens positif de ces effets croisés semblerait mettre en défaut l'hypothèse de spécialisation que l'on pourrait avancer pour expliquer le rôle de l'interaction conjugale dans la constitution des revenus. En effet, si l'on suppose qu'un accroissement de la formation a davantage de conséquences sur la productivité marchande d'un individu que sur sa productivité domestique, alors l'augmentation du niveau d'éducation de la femme incite normalement celle-ci à se spécialiser sur le marché du travail¹. Dans ce cas, une telle variation du stock de capital humain de l'épouse doit donc exercer une influence négative sur les gains du mari, puisqu'à niveau d'éducation constant, celui-ci a désormais intérêt à consacrer plus de temps et d'énergie aux activités domestiques. Le fait de constater des effets croisés positifs n'implique toutefois pas que l'hypothèse de l'avantage comparatif soit fausse ; il indique simplement que l'effet de la spécialisation est sans doute plus que compensé par un effet d'efficience du capital humain d'un des conjoints sur les gains de l'autre. L'existence de ce dernier se justifie par

¹Le raisonnement est naturellement identique pour l'homme.

le fait que la formation scolaire ne permet pas seulement d'acquérir des compétences, mais contribue aussi à améliorer la capacité de l'individu à se procurer et à assimiler de l'information, à percevoir et à comprendre les changements, puis à répondre de manière efficace à ceux-ci. De ce point de vue, le mariage est donc susceptible d'augmenter le rendement de son capital humain puisque précisément l'association peut être l'occasion de substituer ou de compléter des réseaux d'information, de réduire les coûts d'accessibilité à ceux-ci, et d'aider au développement des compétences spécifiques (Benham, 1974). Dans cette perspective, le gain du mariage est par conséquent d'autant plus important pour l'individu qu'il est lui-même capable de tirer profit de son conjoint, que ce dernier est en outre comparativement bien doté en capital humain, et que naturellement la durée de son association est longue. L'observation d'une relation positive forte entre les revenus d'un individu et le niveau d'éducation de son époux ne peut cependant pas s'interpréter uniquement en termes d'efficience. En effet, si les résultats des ajustements montrent que la formation d'un individu a pour objet de ralentir le rythme de dépréciation du stock de capital humain de son conjoint, une partie sans doute non négligeable des effets obtenus s'explique aussi par la nature même du marché matrimonial qui veut que les personnes les plus productives sur le marché du travail choisissent des partenaires possédant un niveau d'éducation élevé.

Afin de considérer le rôle de l'expérience professionnelle sur les gains, le tableau 3 ci-après indique le rendement marginal des diverses phases d'activité apparente, évalué dans chacun des cas au point moyen des périodes correspondantes¹. Dans le but de faciliter les comparaisons, le tableau donne en outre le rendement marginal de l'ensemble de l'expérience apparente après le mariage ; ces résultats sont obtenus à partir de modèle de gains qui incluent la somme des trois segments exp2, exp3 et exp4, au côté des autres variables de la spécification.

¹Autrement dit, le rendement marginal du segment exp1, par exemple, est obtenu en calculant l'expression $b + 2b_c m$ dans laquelle b et m représentent respectivement le coefficient et la moyenne de la variable exp1, et b_c le coefficient du carré du segment considéré ici.

TABEAU 3.
Rendement marginal des expériences apparentes
selon le sexe et le niveau d'études (en %).

	Hommes				Femmes			
	Total	$s \leq 9$	$9 < s < 14$	$s \geq 14$	Total	$s \leq 9$	$9 < s < 14$	$s \geq 14$
Avant le mariage	0.445	-0.624	1.372	0.610	1.001	-0.076	1.841	1.946
Après le mariage	1.994	0.989	2.570	3.122	1.239	0.353	2.351	2.175
<i>dont :</i>								
. avant naissance du 1er enfant	1.878	1.843	2.287	0.810	1.544	0.868	2.315	0.813
. entre les naissances	3.056	1.812	3.976	4.168	1.158	0.675	1.167	2.360
. après naissance du benjamin	1.844	1.079	2.375	2.452	1.240	0.250	1.364	1.882

L'observation de ces résultats montre tout d'abord que l'expérience avant le mariage a un rendement beaucoup plus faible pour l'homme que pour la femme. En effet, en dépit du fait que celle-ci se marie en moyenne deux ans plus tôt qu'un homme, et dispose par conséquent d'une expérience matrimoniale plus courte, une année de célibat supplémentaire contribue à augmenter ses gains de 1%, alors que dans le même temps ceux de l'homme varient seulement de 0.4%. En termes de salaires perçus, le mariage relativement plus précoce de la femme représente un coût que l'on peut évaluer à 3% de son revenu, dans l'hypothèse où elle se marierait aussi tard que l'homme¹. Les mêmes résultats indiquent par ailleurs que la période de célibat correspond à une phase de forte dépréciation du stock de capital humain pour les individus les moins éduqués, et à une étape d'importante accumulation des connaissances pour la partie de la population disposant d'un niveau de formation élevé. Dans l'un et l'autre cas, l'avantage de la femme reste appréciable puisque l'on peut estimer, que si le rendement et la durée de l'expérience pré-matrimoniale de l'homme étaient identiques à ceux de la femme, les revenus annuels de celui-ci augmenteraient respectivement de 7 et 2% selon qu'il possède un niveau de formation bas ou élevé²

¹Cette perte peut naturellement être compensée au cours du mariage.

²La comparaison porte naturellement entre un homme et une femme disposant d'un même niveau d'éducation.

Si l'on compare à présent la rentabilité de l'expérience avant et après le mariage, le gain de l'association paraît assez net. En effet, après le mariage, une année d'activité professionnelle supplémentaire permet d'augmenter à la marge les revenus de l'homme et de la femme de respectivement 1.9 et 1.2% environ ; comparés aux résultats précédents, le bénéfice de l'association est par conséquent de l'ordre de 1.5% pour l'homme, mais seulement de 0.2% pour la femme. Une telle différence s'explique en partie par le rôle qu'exerce la fécondité sur l'offre de travail féminin. Toutefois, cet effet ne compensant pas, sur l'ensemble du cycle de vie, le gain de l'association¹, la femme (et naturellement plus encore l'homme) a intérêt à se placer tôt sur le marché matrimonial pour profiter d'un rythme plus rapide d'accumulation du capital humain. Les résultats montrent cependant que le gain du mariage est inversement proportionnel au niveau d'éducation de l'individu, puisque l'on observe par exemple qu'une femme pourvue d'un haut niveau d'éducation tire un bénéfice deux fois plus faible qu'une femme dotée d'un bas niveau d'études. Le fait de constater que la première dispose naturellement d'une vie active plus courte que la seconde, et qu'elle se marie plus tard ne justifie apparemment pas le sens de variation du gain ; en effet dans l'un et l'autre cas, il existe un rapport quasi identique des expériences avant et après le mariage² qui laisse en fait supposer que le bénéfice marginal de l'association est simplement décroissant avec le niveau d'éducation de l'individu.

La décomposition de l'expérience apparente après le mariage en fonction du rythme de naissance des enfants montre, comme il l'a été suggéré auparavant que le gain du mariage n'est pas constant au cours du cycle de vie. Tout d'abord, la période d'union sans enfant, bien que relativement brève puisqu'elle ne dépasse pas en moyenne 22 mois, correspond à la phase où le rythme d'accumulation du capital humain est le plus rapide pour la femme. A ce stade de son existence, une année d'expérience professionnelle supplémentaire lui procure une augmentation de 1.5% de ses revenus, soit un gain au mariage deux fois plus important que ce qu'il est en moyenne sur l'ensemble de sa vie active. Pour l'homme, cet écart est à peine de 0.2% ; toutefois, comparée à la femme, la période de mariage sans enfant est relativement plus profitable pour lui, puisque s'il faut par exemple à celle-ci 28 mois d'union sans enfant pour compenser 5 années de célibat,

¹C'est-à-dire ici l'effet qu'exerce le conjoint, et lui seul, dans le processus de formation des revenus.

²Ce rapport est égal à 0.33 pour une femme disposant d'un bas niveau d'éducation, et à 0.30 pour celle dotée du haut niveau d'études.

il n'en faut par contre que 15 à un homme pour parvenir au même résultat¹. Une telle évidence s'explique sans doute par le fait que l'homme seul étant moins efficace que la femme dans la production de biens domestiques, l'association avec un partenaire le complétant lui donne la possibilité d'accroître son niveau d'utilité, et lui permet dans le même temps d'économiser des efforts et des énergies qu'il peut alors allouer à des activités marchandes.

Si l'on confronte à présent le rendement de cette période d'union sans enfant avec celui des deux autres segments d'expérience apparente après le mariage, il apparaît de façon assez nette qu'au cours du cycle de vie, le rythme d'accumulation du capital humain de la femme suit une loi en forme de J inversé. En effet, le rendement marginal de l'expérience professionnelle passe successivement de 1.5 à 1.1% de la période de mariage sans enfant, à la période comprise entre les naissances, puis de 1.1 à 1.3% de la phase de fertilité de la femme à la période post-natale. De telles différences ont des conséquences sensibles sur l'évolution des revenus féminins ; en effet, si la femme avait une expérience après le mariage toujours aussi rentable que sa période d'union sans enfants, son salaire augmenterait de 6.2% environ, et sur l'ensemble du cycle de vie son gain du mariage approcherait 5.5%². L'irrégularité du bénéfice de l'association se justifie par le rôle de la fécondité qui implique soit une moindre participation de la femme au marché du travail, soit une réallocation de ses efforts au détriment de ses activités marchandes. Apparemment ces effets sont comparativement plus prononcés pour la femme dotée d'un bas niveau d'éducation ; le rendement de son expérience entre les naissances est deux fois plus faible que celui de l'ensemble de la population féminine, et la rentabilité de sa période d'activité post-natale est approximativement trois fois moins élevée que celle de la phase précédente. A l'évidence, cette évolution du rythme d'accumulation du capital humain n'est pas indépendante du fait que la femme pourvue d'un bas niveau d'instruction a en moyenne davantage d'enfants que les autres, que ses naissances sont relativement espacées, et que le cycle de fécondité débute tôt pour elle³. Or, compte tenu des

¹Ces prédictions sont obtenues en résolvant l'équation $b + 2b_c \cdot m + E$, dans laquelle b et m représentent respectivement le coefficient et la moyenne de la variable \exp^2 , b_c le coefficient du carré du segment considéré ici, et E l'évaluation, au point $\exp^1 = 5$, de l'expression $b' \cdot \exp^1 + b'_c \cdot \exp^1^2$ dans laquelle b' et b'_c sont les estimateurs afférents respectivement au segment \exp^1 et à son carré.

²Ce gain est exprimé en termes de salaires perçus, et non pas en termes de rendement de l'expérience professionnelle.

³Les naissances sont en moyenne espacées de 27 mois pour une femme disposant d'un faible niveau d'éducation, et de 23 mois pour l'ensemble de la population féminine ; pour l'un et l'autre de ces groupes, l'âge à la naissance du premier enfant est respectivement de 23 ans 10 mois et de 24 ans 2 mois.

différences observées, une gestion optimale de la carrière professionnelle suppose de retarder d'une part l'âge de procréation afin de profiter du rendement élevé de la phase d'union sans enfant, et de réduire d'autre part, pour un nombre d'enfants donné, l'espacement des naissances dans le but de limiter cette fois la discontinuité de l'offre de travail féminin, ou de concentrer sur une période brève la réallocation des efforts dans la production de soins aux enfants. Si un tel scénario était appliqué, un report de deux ans par exemple de la première naissance, suivi d'une réduction du même ordre de la période post-natale, et d'une diminution d'un an de l'intervalle des naissances¹ permettrait d'augmenter le revenu de la femme de plus de 2%.

Après le mariage, le rythme d'accumulation du capital humain de l'homme suit apparemment une loi symétrique à celle de la femme, dans la mesure où l'on observe que la rentabilité maximale de son expérience professionnelle est atteinte au cours de la période de fécondité du couple. A cette étape de la vie, chaque année d'activité supplémentaire produit un effet trois fois plus important pour l'homme, ce qui implique que les revenus de la femme augmenteraient approximativement de 13% si la fécondité avait des conséquences identiques pour elle. L'évolution opposée des rendements de l'un et l'autre sexe rend compte de la complémentarité des époux qui se manifeste, au cours de la période comprise entre les naissances, par la spécialisation respective de la femme et de son conjoint dans la production de biens domestiques et dans les activités marchandes. Le fait de constater un point de retournement dans le profil de rendement de la femme, qui n'existe pas chez l'homme², montre cependant que la ségrégation des rôles conjugaux diminue au cours du cycle de vie du couple, l'homme consacrant comparativement plus d'efforts aux activités domestiques lorsque les enfants sont à des âges avancés. Le phénomène semble toutefois moins important pour les individus disposant d'un faible niveau d'éducation, dans la mesure où l'on constate que de la période d'activité comprise entre les naissances à celle située après les naissances, le rythme d'accumulation du capital humain baisse deux fois plus vite pour un homme doté d'un niveau d'instruction supérieur ou égal à la moyenne que pour un autre.

¹Un tel calcul est effectué par rapport au cas d'une femme avec enfant ; son âge à la naissance du premier enfant est en moyenne de 24 ans, l'aîné et le benjamin ont une différence d'environ 30 mois, son expérience apparente avant la première naissance est approximativement de 2 ans, et son activité après la naissance du benjamin est d'environ 10 ans.

²Le point de retournement est atteint pour la femme, au cours de la période post-natale (voir tableau 3).

CONCLUSION.

En proposant d'inclure les comportements familiaux dans l'analyse de la formation des revenus, l'objet de notre démarche était de fournir une estimation des gains du mariage, en relation avec le niveau d'éducation de l'homme et de la femme. L'évaluation du bénéfice de l'association a pu être obtenu à partir d'une segmentation de l'expérience professionnelle en fonction des dates-clefs de la vie du ménage, puis par le contrôle du stock de capital humain de chacun des époux, et par le nombre d'enfants. En suivant Blinder (1973), on peut déduire des résultats fournis que près de 60% du phénomène de discrimination sexuelle observé aujourd'hui en matière de rémunération est pris en compte par de tels facteurs d'organisation de la vie familiale des individus, le reste étant à la charge d'éléments directement imputables au fonctionnement du marché du travail qui n'ont pas été considérés ici.

En dépit du fait que les estimations obtenues ne sont pas exemptes d'un biais de sélectivité, elles montrent cependant de façon nette que le gain du mariage est inversement proportionnel au niveau d'éducation atteint, qu'il varie de façon sensible au cours du cycle de vie, et qu'il est relativement plus important pour l'homme que pour la femme. Les résultats indiquent en outre que si le nombre d'enfants induit une baisse des revenus de la femme et de l'homme, les effets de la fécondité sont cependant d'autant moins importants pour l'épouse que la procréation débute à un âge modérément avancé, et que l'espacement des naissances est réduit. L'une et l'autre de ces mesures, combinées avec un mariage relativement précoce des conjoints sont susceptibles de favoriser l'accumulation du capital humain, l'homme et la femme tirant de l'association des bénéfices qui se complètent aux étapes successives de leur cycle de vie, en fonction précisément de leur avantage comparatif à se spécialiser dans la production de biens domestiques ou dans les activités marchandes.

ANNEXE.

Définition des variables d'expérience apparente*

Exp1 = date de mariage - date d'entrée dans la vie active	si le mariage est postérieur à l'entrée dans la vie active
= 0	sinon
Exp2 = date de naissance du premier enfant - date d'entrée dans la vie active	si l'entrée dans la vie active est comprise entre le mariage et la naissance du premier enfant
= date de naissance du premier enfant - date de mariage	si le mariage et la naissance du premier enfant sont postérieurs à l'entrée dans la vie active
= date d'enquête - date d'entrée dans la vie active	si le mariage est antérieur à l'entrée dans la vie active, et si l'enquêté n'a pas d'enfants
= date d'enquête - date de mariage	si le mariage est postérieur à l'entrée dans la vie active, et si l'enquêté n'a pas d'enfant
= 0	sinon (la naissance du premier enfant est antérieure à l'entrée dans la vie active)
Exp3 = date de naissance du dernier enfant - date de naissance du premier enfant	si les naissances sont postérieures à l'entrée dans la vie active
= date de naissance du dernier enfant - date d'entrée dans la vie active	si l'entrée dans la vie active est comprise entre la naissance du premier enfant et celle du dernier
= 0	sinon (l'enquêté n'a qu'un seul enfant, ou n'a pas d'enfant)
Exp4 = date d'enquête - date de naissance du dernier enfant	si la naissance du dernier enfant est postérieure à l'entrée dans la vie active
= date d'enquête - date d'entrée dans la vie active	si la naissance du dernier enfant est antérieure à l'entrée dans la vie active
= 0	sinon (l'enquêté n'a pas d'enfants)

* Afin de ne pas alourdir la présentation, nous ne mentionnons pas ici la construction des variables d'expérience corrigées de la durée du service militaire.

REFERENCES.

- BECKER, G.S. 1983, The Allocation of Effort, Specific Human Capital, and Differences between Men and Women in Earnings and Occupations, Communication au Colloque "Trends in Women's Work, Education and Family Building", Université de Sussex (juin).
- BENHAM, L. 1974, "Benefits of Women's Education within Marriage", in *Economics of the Family : Marriage, Children and Human Capital*, T.W. Schultz (ed.), Chicago : The University of Chicago Press.
- BLINDER, A. 1973, "Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, vol. 8.
- MINCER, J. 1974, *Schooling Experience and Earnings*, New-York : Columbia University Press.
- et POLACHEK, S. 1974, "Family Investments in Human Capital : Earnings of Women", in *Economics of the Family : Marriage, Children and Human Capital*, T.W. Schultz (ed.), Chicago : The University of Chicago Press.
- MINGAT, A. 1983, *Distribution des revenus et mesures alternatives de l'éducation*, Dijon : ronéo IREDU.

CHAPITRE III

EDUCATION, SALAIRES ET ACTIVITE DES FEMMES MARIEES EN FRANCE*

François BOURGUIGNON

EHESS et ENS Ulm

*Cette étude a été réalisée dans le cadre du contrat de recherche DGRST "Capital humain et comportements familiaux". Certains de ses résultats ont été réutilisés dans "Women's Participation and Taxation in France", à paraître dans R. Blundell et I. Parkers (Editors), *Unemployment, Search and Labor Supply*, Oxford University Press.

Introduction

Cet article se propose d'estimer le comportement d'offre de travail des femmes mariées françaises et de mettre en évidence le rôle qu'y jouent l'éducation et, plus généralement, le capital humain. Intuitivement, ce rôle est double. En élevant le taux de salaire potentiel, l'éducation augmente l'intérêt du travail marchand et incite donc, toutes choses égales par ailleurs, à l'activité. Cependant, dans la mesure où l'éducation peut également augmenter la valeur du travail non-marchand et du loisir, le phénomène précédent peut se voir partiellement compensé ou même inversé.

Distinguer économétriquement ces deux effets est peu commode, du fait que la valeur du temps non-marchand n'est généralement pas observée et que la rémunération du temps marchand ne l'est que pour les femmes actives, c'est-à-dire celles qui, à caractéristiques identiques, peuvent prétendre à un taux de salaire supérieur. La seconde difficulté est résolue dans cet article en appliquant la procédure conventionnelle de correction du biais d'"auto-sélection" qu'elle implique tout en conservant des estimateurs efficaces pour la fonction de salaire et la mesure de la rentabilité de l'éducation. Quant au problème de la non-observation de la valeur du temps non-marchand, il est résolu, de façon moins conventionnelle, en restreignant le modèle d'arbitrage temps marchand / temps non-marchand à une forme fonctionnelle particulière. Les résultats obtenus montrent que les modèles conventionnels où l'éducation n'intervient dans la décision de participation que par l'intermédiaire du salaire potentiel tendent à

sur-estimer très largement le rôle de celui-ci.

1. Problèmes théoriques de l'estimation des comportements de participation.

Commençons par rappeler le cadre théorique de l'analyse des décisions de participation avant d'envisager certains problèmes particuliers d'estimation.

- L'arbitrage "travail-loisir"

Nous commençons par un rappel du modèle simple d'arbitrage travail-loisir qui remonte à Becker (1964)¹. Soit Y , le revenu monétaire de la famille lorsque la femme ne travaille pas, soit w son taux de salaire potentiel (par unité de temps) sur le marché. Soit finalement $U(\ell, C, Z)$ l'utilité de la famille définie sur le "loisir" de la femme, ℓ , les dépenses totales de consommation, C et un ensemble de caractéristiques Z de la famille et de la femme (y compris sont niveau d'éducation, son âge, ...). La variable ℓ , correspond en fait au temps non-marchand de la femme (et non pas seulement à son loisir) de telle sorte que la fonction $U(\)$ inclut les caractéristiques inobservables du processus de production domestique interne au ménage.² En retenant la consommation comme numéraire, l'arbitrage temps marchand / temps non-marchand est alors décrit par le programme :

$$(1) \quad \begin{aligned} & \text{Max } U(\ell, C, Z) \\ & C + w\ell = Y + Tw \end{aligned}$$

où T est le temps total disponible et $T - \ell$ représente le temps de travail (marchand), h , de la femme. La solution de ce problème donne l'offre de travail optimale de la femme :

$$(2) \quad h^*(w, Y, Z)$$

- La "solution de coin", $h^* = 0$, ou la "condition de participation".

Le programme (1) est en fait incomplet puisque, physiquement, le loisir, l , ne peut excéder le temps total disponible. L'offre de travail, h^* , a donc une double définition. En résolvant (1) formellement, on obtient ainsi comme conditions du premier ordre :

$$w_o^* = V_l(T, Y, Z) > w \Rightarrow h^* = 0 \quad (3)$$

$$w_o^* = V_l(T, Y, Z) \leq w \Rightarrow w^* = V_l(T-h^*, Y+wh^*, Z) = w \quad (4)$$

où V_l est le taux marginal de substitution entre loisir et consommation.

w^* s'interprète alors comme le "salaire demandé" pour une unité de travail supplémentaire, et w_o^* comme le salaire demandé pour la première unité.

Si le taux de "salaire offert", w , est constant, (3) s'interprète comme la condition de participation. Une femme entrera sur le marché du travail si et seulement si son taux de salaire demandé, ou l'utilité marginale de son temps lorsqu'elle ne travaille pas, est inférieur au taux de salaire auquel elle peut prétendre sur le marché. Si c'est le cas, et si elle est libre d'en décider, son temps de travail sera celui qui égalise ces deux grandeurs (condition (4)). Cette double condition (3-4) de la détermination de temps de travail est capitale pour la procédure d'estimation.

- Indivisibilité du temps de travail.

Les arguments qui précèdent supposent une flexibilité totale des temps de travail. Imaginons, au contraire, que la décision d'offre de travail soit discrète, le choix étant soit de ne pas travailler ($h=0$), soit de travailler le temps \bar{h} , en touchant alors le revenu $\bar{h}w$. La condition

de participation (3) se transforme alors en une condition qui fait intervenir une différence d'utilité et non pas l'utilité marginale du loisir :

$$(5) \quad \begin{cases} U(T, Y, Z) > U(T-\bar{h}, Y+w\bar{h}, Z) \Rightarrow h^* = 0 \\ U(T, Y, Z) \leq U(T-\bar{h}, Y+w\bar{h}, Z) \Rightarrow h^* = \bar{h} \end{cases}$$

Ce cas dichotomique peut évidemment être généralisé au cas où plusieurs modalités discrètes de temps de travail sont possibles. D'autre part, on peut remarquer que la présence de coûts fixes d'entrée sur le marché du travail (transports, information) revient également à modifier la condition marginale de participation (3) en une condition de type (5). Soit c le coût fixe d'entrée sur le marché du travail, la condition (3) se transforme alors en :

$$(6) \quad U(T, Y, Z) \geq U(T-h_c^*, Y+wh_c^* - c, Z) \Rightarrow h^* = 0$$

où h_c^* est le temps de travail qui maximise la fonction d'utilité en présence du coût fixe. Comme une solution de coin, $h_c^* = 0$ est exclue dès que c est strictement positif, cette valeur h_c^* est donnée par une condition de type (4) :

$$w^* = V_{\ell}(T-h_c^*, Y+wh_c^* - c, Z) = w$$

- le rôle de l'éducation et du capital humain.

Soit K le capital humain dont dispose la femme et supposons pour simplifier que cette variable se réduise au seul niveau d'éducation E . En reprenant le modèle simple (3)-(4), et en ne s'intéressant qu'à la participation, on constate que la femme sera active ou non selon que :

$$w - w_0^* \geq 0 \quad (P)$$

ou l'opposé. Le taux de salaire offert, w , peut être supposé fonction (croissante) de l'éducation, E , et d'autres caractéristiques de la femme, X :

$$w(E, X)$$

En ce qui concerne le salaire demandé, w_0^* , on constate en (3) qu'il dépend du revenu exogène, Y et de l'ensemble des caractéristiques Z de la famille et de la femme. En distinguant l'éducation parmi celles-ci, la condition de participation (P) s'écrit donc :

$$w(E, X) - w_0^*(Y, E, \bar{Z}) \geq 0$$

où $Z = (E, \bar{Z})$. Sous cette forme, on constate bien le double rôle de l'éducation dans la décision de participation, rôle positif à travers le salaire offert et rôle positif ou négatif à travers le salaire demandé. Selon que celui-ci augmente ou diminue avec le degré d'éducation.

Même si la forme fonctionnelle est quelque peu modifiée, l'hypothèse d'un temps de travail indivisible ou d'un coût fixe d'entrée sur le marché du travail conduit à une conclusion identique. Dans (5) et (6) l'éducation intervient autant par l'intermédiaire de w que par celui de Z , et c'est ce double rôle qu'il s'agit d'estimer.

- Estimation simultanée de la participation et du salaire potentiel :
correction du biais d'autosélection.

Comme les données que nous utiliserons ne comportent que des renseignements grossiers sur les temps de travail, l'analyse sera menée uniquement sur la décision dichotomique de participation, représentée par la variable

binaire P (égale à l'unité si la femme est active, à zéro sinon). Sur la base du modèle simple (3)-(4), le modèle à estimer est donc :

$$(7) \quad P = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \quad \text{si} \quad w(E, X) - w_0^*(Y, E, \bar{Z}) \begin{cases} < \\ \leq \end{cases} 0$$

En retenant des formes log-linéaires et en supposant que les variables inobservables déterminant w et w_0^* peuvent se résumer respectivement en un terme aléatoire u et v pour un individu de l'échantillon, posons :

$$(8) \quad \text{Log } w = rE + X\beta + u$$

$$(9) \quad \text{Log } w_0 = a \text{Log } Y + \rho E + \bar{Z}\gamma + v$$

Le modèle de participation s'écrit alors :

$$(10) \quad P = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \quad \text{si} \quad (r-\rho)E + X\beta - a \text{Log } Y - \bar{Z}\gamma + u - v \begin{cases} > \\ \geq \end{cases} 0$$

Sous l'hypothèse que les variables u et v sont des variables normales d'espérance nulle et de matrice de co-variance Σ , un tel modèle s'estime facilement par la méthode du Probit. Le résultat de l'estimation soulève cependant un sérieux problème d'identification des coefficients r et ρ de l'éducation dans le salaire offert et le salaire demandé.

Le problème est le suivant. En premier lieu, il est clair que la condition (10) ne permet d'estimer par la méthode du Probit que la différence $r-\rho$. Comme le salaire demandé, w_0^* , n'est pas observé, il est donc nécessaire de disposer d'une estimation de la fonction de salaire offert (8). Cette estimation soulève cependant une difficulté puisque le salaire offert n'est observé que pour les femmes actives, donc celles qui, toutes choses égales par ailleurs, peuvent prétendre à un revenu supérieur. Ainsi, estimer (8) par les moindres carrés ordinaires comporte un biais (biais dit d'auto-sélection)⁵ puisque, sous la condition de participation (10),

le terme aléatoire de cette équation est tel que :

$$(11) \quad u > aY + \bar{Z}\gamma - X\beta - (r-\rho)E + v$$

La variable u est donc tronquée vers le bas, elle n'est pas d'espérance nulle et elle est corrélée aux variables explicatives de la fonction de salaire.

La solution à ce premier problème consiste simplement à estimer conjointement la fonction de salaire offert (8) et la condition de participation (10) en distinguant les femmes actives, pour lesquelles on observe un revenu de travail, et les femmes inactives. La vraisemblance d'une observation sera ainsi définie par :

$$(12) \quad \text{Pr} \{ (r-\rho)E + X\beta - aY - \bar{Z}\gamma + t \leq 0 \}$$

pour une femme inactive, et par :

$$(13) \quad \text{Pr} \{ (r-\rho)E + X\beta - aY - \bar{Z}\gamma + t > 0 ; \text{Log} w = rE + X\beta + u \}$$

pour une femme active. La variable t dans ces expressions est simplement la différence $u - v$, et elle est évidemment corrélée à u . Les variables t et u étant normales, dériver l'expression de la vraisemblance dans chacun des deux cas ne soulève aucune difficulté et l'estimation peut être effectuée par la méthode du maximum de vraisemblance.⁶

Un problème reste cependant encore à résoudre. Il s'agit du fait que la condition (10) est définie à une constante multiplicative près de telle sorte que seules les valeurs relatives des coefficients et de l'écart type de t peuvent être estimées. Si l'on dispose bien d'une estimation de r , on ne peut donc obtenir une estimation de ρ que si les variables X diffèrent des variables \bar{Z} ou en imposant une condition supplémentaire.

Dans le premier cas, en effet, l'estimation de la fonction de salaire "fixerait" les coefficients β , et par conséquent l'ensemble des coefficients de la condition de participation (10). Malheureusement, il est difficile de supposer que les variables contenues dans X et \bar{Z} sont disjointes ou, en d'autres termes, que les variables déterminant, outre l'éducation, le salaire offert (l'âge par exemple) n'entrent pas également dans la détermination du salaire demandé. Dans ces conditions, la condition (10) ne dépend pas vraiment des coefficients β mais, comme pour l'éducation, de la différence entre ces coefficients et leurs équivalents dans la fonction de salaire offert. L'indétermination subsiste donc et une restriction supplémentaire doit être imposée. A l'exemple du Probit où la variance du terme aléatoire est arbitrairement fixée à l'unité, une restriction possible serait de fixer la variance de $t = u - v$, c'est-à-dire en fait celle de v , puisque la variance de u et la covariance entre u et t sont estimées directement.

— Problèmes d'estimation en présence d'indivisibilité du temps de travail.

Le problème d'identification de ρ ne se poserait pas si l'on observait la durée du travail sous l'hypothèse que celle-ci est parfaitement flexible. C'est ce qui est supposé chez Gronau et Heckman⁷ par exemple. Dans ce cas, le salaire demandé pour une unité de travail supplémentaire peut s'écrire comme (9) en ajoutant un terme dépendant de la durée h de travail :

$$\text{Log } w^* = a \text{ Log } Y + \rho E + \bar{Z}\gamma + \alpha h + v$$

et le temps de travail est donné comme en (4) par :

$$\text{Log } w^* = \text{Log } w$$

soit

$$(14) \quad h = \frac{1}{\alpha} [(r-\rho)E + x\beta - a \log Y - \bar{Z}\gamma + u - v]$$

L'estimation de (8) et (14) pour les femmes actives, simultanément avec celle de (10) pour les femmes inactives permet bien d'identifier tous les coefficients du modèle.⁸

L'hypothèse d'une flexibilité parfaite de la durée du travail, ou de façon équivalente d'une absence de coût fixe, est cependant assez douteuse au vu de la réalité,⁹ et la technique précédente d'estimation est donc sujette à caution. Par ailleurs, il se trouve que le problème d'identification discuté plus haut se résout assez simplement sous l'hypothèse d'un temps indivisible de travail ou d'un coût fixe.

Envisageons le premier cas, à partir du modèle théorique (5) en supposant que la fonction d'utilité satisfait la propriété suivante de séparabilité (à une transformation croissante près) :

$$(15) \quad U(T-h, Y+wh, Z) = F(T-h, Z) + G(Y+wh, Z)$$

La condition de participation à estimer s'écrit alors :

$$(16) \quad P = \begin{cases} 1 & \text{si } F(T-\bar{h}, Z) + G(Y+w\bar{h}, Z) - F(T, Z) - G(Y, Z) + w > 0 \\ 0 & \text{si } F(T-\bar{h}, Z) + G(Y+w\bar{h}, Z) - F(T, Z) - G(Y, Z) + w < 0 \end{cases}$$

où \bar{h} est la durée fixe de travail et w un terme aléatoire représentant la dispersion des préférences des ménages. Le problème d'identification discuté précédemment provenait du fait que le salaire offert w dépendait de variables comprises dans Z , de telle sorte qu'il n'était pas possible de savoir dans quelle mesure l'une de ces variables influençait la décision de participation par l'intermédiaire du salaire offert ou directement par

les préférences du ménage. Sous la forme (16), ce problème de colinéarité disparaît puisque la façon dont le salaire offert influence la participation (fonction $G(Y+w\bar{h}, Z)$) est contrainte à être identique à celle dont le revenu exogène agit sur cette décision (fonction $G(Y,Z)$).

Soit, par exemple, le cas particulier suivant :

$$F(T-\bar{h}, Z) - F(T, Z) = Z\gamma$$

$$G(Y, Z) = a \text{ Log } Y$$

La condition de participation (16) s'écrit alors simplement :

$$(17) \quad a \text{ Log} [(Y+w\bar{h})/Y] + Z\gamma + w \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 0$$

Si, par ailleurs, le salaire offert est donné par :

$$(18) \quad \text{Log } w = X'\beta + u$$

où X' est un sous-ensemble de Z , on constate que cette colinéarité ne gêne aucunement l'estimation.

L'hypothèse d'indivisibilité du temps de travail est importante dans le raisonnement précédent. Il est clair en effet que, de façon générale, la forme fonctionnelle (15) conduit sous l'hypothèse d'un temps de travail parfaitement flexible à la condition :

$$(19) \quad w \begin{matrix} \geq \\ \leq \end{matrix} F_1(T, Z) / G_1(Y, Z)$$

où, de nouveau, la colinéarité entre w et Z rend généralement l'identification impossible.

Il est à noter pourtant que, à ce problème d'identification près, le modèle (18)-(19) est plus facilement estimable dans la mesure où le terme aléatoire, u , de la fonction de salaire intervient linéairement.

Dans le modèle (17)-(18), il intervient de façon tout à fait non-linéaire et dériver la fonction de vraisemblance de ce modèle, en même temps que corriger l'estimation du biais d'auto-sélection est extrêmement mal commode. C'est la raison pour laquelle, on envisagera par la suite les modèles de type (17) de façon isolée en y remplaçant la variable de salaire par sa valeur prédite, $\text{Log } \hat{w}$ dans le modèle initial (12)-(13).¹⁰

2. Les données.

Elles proviennent de l'enquête fiscale INSEE-DGI de 1975 qui mêle des informations provenant du recensement et des déclarations fiscales et se fonde sur un échantillon au 500^{ième} de la population des ménages français. Malgré leur représentativité et leur grande richesse, elles posent cependant un certain nombre de problèmes qui nous ont forcé à restreindre l'échantillon utilisable.

- Revenus négatifs

Pour certains ménages, le revenu "économique" calculé par la DGI se révèle négatif du fait de l'inclusion de pertes d'exploitation dans des entreprises individuelles. Comme il ne s'agit là que d'une définition comptable sans rapport avec le niveau de vie des ménages considérés et comme aucune possibilité de redresser ces revenus ne semblait exister, ces ménages étaient également à éliminer. De fait, cette exclusion concerne principalement les ménages où le chef ou le conjoint se déclarent exploitants agricoles, le cas de loin le plus fréquent de revenu négatif. Compte tenu du comportement particulier de participation féminine dans le secteur agricole, ces ménages demandent de toute façon une analyse spécifique.

- Absence d'information

Une autre restriction imposée à l'échantillon utilisé concerne l'absence des informations pertinentes sur les caractéristiques socio-économiques des ménages. Certains ménages déclarants se trouvaient être en effet différents des ménages recensés, par suite de déménagement. Pour d'autres, l'information recueillie était tout simplement incomplète. Environ 10% des ménages ont ainsi été exclus de l'échantillon.

Une fois éliminés les ménages dont le chef de famille n'était pas marié et, naturellement, les ménages dont les conjoints avaient dépassé l'âge actif (60 ans), la taille de l'échantillon utilisable s'est établie approximativement à 18.000 ménages représentatifs d'une population d'environ 9 millions, soit 50% de l'échantillon initial. Toutefois, compte tenu de la lourdeur des procédures d'estimation à utiliser, les résultats qui suivent sont basés sur un échantillon aléatoire de 5000 ménages dans cette sous-¹¹ population.

Cette sélection effectuée, de nouvelles difficultés sont apparues avec l'information concernant les femmes actives. Si l'on dispose pour chacune d'elles du revenu annuel de leur emploi, les caractéristiques de cet emploi, en particulier sa durée (temps-plein ou partiel, durée de paye en mois), ne sont connues que pour celles dont la déclaration de revenu a été confrontée à celle émanant de l'employeur (D.A.S.),¹² soit à peu près la moitié de l'échantillon des femmes actives. Ceci signifie que l'information disponible sur les salaires pour l'ensemble des femmes actives correspond au taux de salaire multiplié par la durée de travail (en heures hebdomadaires et en mois), cette information pouvant être corrigée partiellement du temps de travail pour la moitié seulement de cette population. Il est clair,

en outre, que certaines femmes doivent être considérées comme actives alors qu'elles ne perçoivent aucune rémunération (cas des chômeurs, des aides familiales ou de certains travailleurs indépendants).

Les procédures d'estimation présentées précédemment ont donc dû être modifiées pour tenir compte du caractère particulier des informations disponibles : d'une part le fait que le taux de salaire est observé conjointement au temps de travail, d'autre part le fait que trois, au lieu de deux, cas sont possibles pour une observation :

- femme inactive
- femme active avec revenu du travail inconnu, ou connu de façon incomplète
- femme active avec revenu du travail complètement connu.

Cette triple possibilité et le fait que la répartition des femmes actives entre les deux derniers groupes n'est pas forcément indépendante de la décision de participation impliquent que l'utilisation efficace de l'information disponible passe par une modification des modèles dichotomiques présentés dans la section précédente. Ainsi, l'estimation du modèle de participation avec correction du biais de sélectivité (12)-(13) comprendra trois modalités avec les vraisemblances suivantes pour une observation :

- Inactive :

$$(20) \quad \Pr \{ (r-\rho)E + X\beta - aY - \bar{Z}\gamma + t \leq 0 \}$$

- Active et revenu incomplètement connu :

$$(21) \quad \Pr \{ (r-\rho)E + X\beta - aY - \bar{Z}\gamma + t > 0 \}$$

- Active et salaire complètement connu :

$$(22) \quad \Pr \{ \text{Log } w = rE + X\beta + u ; (r-\rho)E + X\beta - aY - \bar{Z}\gamma + t > 0 \}$$

Pour les femmes actives à information complète se posait encore le problème de la variable de revenu à retenir dans le modèle d'estimation du "salaire offert". Fallait-il utiliser le revenu réel comme variable expliquée et dans ce cas la durée de travail en mois ainsi que la variable indicatrice temps plein / temps partiel comme variables explicatives ? Ou fallait-il définir à partir de ces informations un taux de salaire annuel plein temps et utiliser cette nouvelle variable comme variable endogène ? La première solution était assez douteuse puisque'elle revenait à considérer comme exogène des variables d'offre de travail. La seconde était plus rigoureuse, mais l'imprécision de l'information "temps partiel" rendait délicat le calcul d'un taux de salaire plein-temps annuel. C'est néanmoins cette solution que l'on a retenue en redressant les revenus des femmes à temps partiel par un coefficient calculé à partir des revenus moyens à temps plein et à temps partiel, et en corrigeant tous les revenus par la durée annuelle de travail (en mois).¹³

3. Résultats des estimations.

Nous commencerons par analyser les résultats de la procédure d'estimation simultanée de la fonction de revenu et de la fonction de participation sous sa forme "réduite", c'est-à-dire sans chercher à y distinguer le salaire offert du salaire demandé et en incluant toutes les variables (X et Z) entrant dans la détermination de ces deux grandeurs. Il s'agit donc du modèle (20 - (22) de la section précédente où la condition de participation s'écrit simplement

$$aY + X\beta + Z_x \gamma + t \leq 0$$

où Z_x est l'ensemble des variables Z distinctes de X et X est supposé comprendre l'éducation.

- Fonction de salaire potentiel et fonction de participation.

Les variables prises en compte dans la fonction de salaire sont les suivantes :

- FINET = âge de fin d'études
- EXP = expérience professionnelle, définie comme âge-FINETE
- EXP2 = expérience professionnelle au carré
- NENF = nombre total d'enfants (au sens de la filiation) dans le ménage ; cette variable est un correctif de EXP, qui est incorrectement observée, l'idée étant que les interruptions d'activité sont liées au nombre d'enfants
- REGP = variable indicatrice prenant la valeur unité pour la région parisienne, et permettant d'identifier une différentielle régionale de salaire et de prix.

La variable expliquée est le logarithme de salaire annuel et le modèle retenu est donc typiquement Mincerien.

Outre les variables précédentes, le salaire demandé dépend logiquement du revenu des autres membres de la famille et de la composition de celle-ci :

- LREV = Revenu de la propriété et des autres membres de la famille (en logarithme).
- MARIND = Variable indicatrice prenant la valeur unité si le mari a une profession indépendante ; dans ce cas, le revenu peut en effet être sous-déclaré .
- NE1 = Nombre d'enfants de un an ou moins.
- NE2 = Nombre d'enfants de deux ans.
- NE34 = Nombre d'enfants de trois ans ou quatre ans.
- NE510 = Nombre d'enfants de cinq à dix ans.
- NE115 = Nombre d'enfants de onze à quinze ans.
- NP = Nombre total de personnes dans le ménage.

Comme la variable NENF du salaire offert risquait de faire double emploi avec les variables précédentes de composition familiale, elle a été éliminée de la fonction de participation.

C'est sur la base de cet ensemble de variables que le modèle trichotomique (20)-(22) a été estimé. Les résultats qui apparaissent au Tableau 1, suscitent plusieurs remarques intéressantes.

Commençons par l'équation de salaire. Les estimations obtenues sont conformes à ce que l'on pouvait attendre. Le taux de "rentabilité" de l'éducation est de 9.5% et le revenu maximum est obtenu après 27 ans de carrière. Cette variable de carrière (EXP), basée sur le temps écoulé depuis l'âge de fin d'études, est cependant purement théorique comme le montre l'effet significativement négatif du nombre d'enfants. Selon le coefficient de cette variable, un enfant correspondrait en moyenne à une interruption d'un an de l'activité professionnelle en début de carrière.¹⁴

Ces résultats sont en accord avec les estimations disponibles de la fonction de revenu des femmes mariées en France. En se restreignant aux seules variables d'éducation et d'expérience, la comparaison avec les résultats obtenus sur un échantillon différent par M. Riboud¹⁵ donne :

	Etude M. Riboud	Présente étude
FINET	.103 [.007]	.096 [.009]
EXP	.045 [.008]	.054 [.010]
EXP2	-.0008 [.0002]	-.0010 [.0002]

Les chiffres entre crochets étant les écarts-type des estimations. S'il semble y avoir une légère interversion du rôle de l'éducation et de l'expérience dans nos résultats, la différence n'est pas significative bien que,

Tableau 1 : Fonctions de revenu et de participation. a)

<u>Variabiles</u>	<u>Equation de salaire</u>		<u>Condition de participation</u>	
Constante	8.049	(39.9)	2.447	(5.9)
FINET	.0955	(11.2)	.0783	(8.0)
EXP	.0542	(5.6)	.0289	(2.8)
EXP2	-.0010	(4.4)	-.0013	(6.3)
NENF	-.0562	(2.1)	-	
REGP	.1700	(2.2)	.208	(3.1)
LREV	-	(2.2)	.320	(7.6)
MARIND	-		-.638	(7.9)
NE1	-		-.327	(4.0)
NE2	-		-.609	(6.7)
NE34	-		-.320	(4.5)
NE510	-		-.383	(8.5)
NE115	-		-.157	(2.0)
Ecart type du terme aléatoire	.740		1.0	b)
Corrélation entre les deux termes aléatoires		-.281 (2.4)		
Logarithme de la vraisemblance		-3097.8		
Nombre d'observations		5000		
% Femmes actives avec information complète de revenu		18.6		
% Femmes actives avec information incomplète		25.4		

a) Les nombres entre parenthèses sont les statistiques de Student.

b) Valeur arbitraire, du fait de la non-identification de tous les paramètres d'un modèle de Probit.

contrairement à M. Riboud , nous n'observons ni l'expérience professionnelle réelle des femmes, ni leur temps exact de travail.

Un deuxième renseignement intéressant apparaissant au Tableau 1 est le coefficient de corrélation entre les termes aléatoires de l'équation de salaire et de la condition de participation. Le fait qu'il soit significativement différent de zéro semble prouver qu'un phénomène d'auto-sélection biaiserait l'estimation de la fonction de salaire par les moindres carrés ordinaires. Il se trouve cependant que le coefficient de corrélation estimé est de signe opposé à celui qu'impliquerait le seul argument de l'auto-sélection. Comme on l'a vu dans la section théorique, ce coefficient est donné par :

$$\rho = \text{Cor} (u, u-v)$$

où u et v sont respectivement les termes aléatoires du salaire offert et du salaire demandé. Le fait que l'estimation de ρ soit négative indique donc une forte corrélation positive entre les deux termes aléatoires u et v , ainsi qu'une variance plus élevée pour v que pour u .¹⁶

Si ces termes aléatoires sont supposés représenter l'effet des variables omises dans le modèle (certaines aptitudes particulières, par exemple), le signe négatif du coefficient de corrélation implique donc un effet de même sens de ces variables sur la productivité du temps marchand et du temps non-marchand.

S'agissant maintenant de la condition de participation, on constate que les coefficients de toutes les variables explicatives du salaire offert conservent leur signe et leur degré de signification. Ceci implique que,

si le salaire demandé dépend des mêmes variables, les coefficients correspondants y sont moins élevés que dans l'équation de salaire offert. Pour l'éducation, en particulier, l'élasticité de salaire offert se révèle supérieure à l'élasticité de salaire demandé.

L'effet du revenu sur la participation est substantiellement négatif. Pour s'en rendre compte, il faut calculer l'élasticité qu'implique le coefficient apparaissant au Tableau 1. On peut ainsi évaluer que, au point moyen de l'échantillon, la probabilité de participation diminue de .12% lorsque les revenus autres que celui de la femme augmentent de 1%.¹⁷ En extrapolant linéairement ce chiffre, on constate que les différences de taux d'activité entre des groupes de ménages dont les revenus (non féminins) diffèrent dans des proportions de 50 ou 100% sont importants. De fait on vérifie à partir des données que le taux de participation féminine chute de 60% dans le quartile inférieur de la population, à moins de 30% dans le quartile supérieur, lorsque les ménages sont classés en fonction du revenu non féminin déflaté par le quotient familial.¹⁸

L'effet dissuasif des enfants est également marqué. Comme on pouvait s'y attendre, il varie fortement avec leur âge. Ainsi, la présence d'un enfant de un à deux ans diminue la probabilité de participation d'environ 20% au point moyen de l'échantillon, cet effet n'étant que de 14% pour un enfant entre 5 et 10 ans, de 5% pour un enfant de plus de onze ans, et de 2% pour un adulte.¹⁹

- Le rôle de l'éducation dans le salaire demandé et l'élasticité de la participation par rapport au salaire offert.

Venons en maintenant au problème de l'identification de l'élasticité de la participation par rapport au salaire. Muni de l'estimation précédente de l'équation de salaire, corrigée du biais d'auto-sélection, une solution simple consiste à introduire la valeur prédite par cette équation dans la condition de participation. Afin d'éviter les problèmes de colinéarité, cependant, il convient d'éliminer au moins l'une des variables indépendantes apparaissant dans cette condition en même temps que dans l'équation de salaire. Supposons que l'on élimine ainsi l'éducation des variables indépendantes de la condition de participation (c'est-à-dire de l'équation de salaire demandé), on est conduit à estimer la condition :

$$P = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \text{ si } a \text{ Log } Y + b \text{ Log } \hat{w} + Z\gamma \begin{cases} > \\ \leq \end{cases} 0$$

où $\text{Log } \hat{w}$ est la valeur prédite par l'équation de salaire et Z l'ensemble des variables indépendantes autres que l'éducation intervenant dans la condition initiale de participation. La méthode du Probit permet d'estimer les coefficients de ce modèle et, en particulier, le coefficient b qui permet de calculer l'élasticité de la participation par rapport au salaire offert.

Les résultats de cette première procédure sont consignés dans la première colonne du Tableau 2, la seconde colonne décrivant les résultats d'une procédure équivalente mais supposant une indivisibilité du temps de travail et faisant donc dépendre la participation des revenus de la famille lorsque la femme travaille et lorsqu'elle ne travaille pas. La différence entre les deux modèles est donc essentiellement fonctionnelle, portant uniquement sur la séparabilité des effets de revenu et de salaire.

L'élasticité-salaire qui se déduit du premier modèle est extrêmement élevée puisqu'elle signifie que, au point moyen de l'échantillon, une élévation de 1% du revenu potentiel de la femme augmente sa probabilité de participation de .44% . En comparaison, l'élasticité-revenu est presque négligeable. Si l'on considère le second modèle, par contre, on peut calculer que, le revenu potentiel de la femme représentant en moyenne environ 40% du revenu potentiel total de la famille ($Y+\hat{w}$), une hausse de 1% du taux de salaire de la femme n'entraîne une élévation que de .16% de sa probabilité de participation au point moyen de l'échantillon.²⁰ Sur la même base, l'élasticité-revenu serait approximativement la même qu'avec le premier modèle, soit .08.

Cette importante différence dans l'estimation de l'effet du revenu potentiel sur la participation est évidemment liée à la forme fonctionnelle retenue et au fait que cet effet incorpore le rôle de variables indépendantes comme l'éducation. Ainsi, dans le premier modèle, le coefficient élevé de $\text{Log } \hat{w}$ peut s'expliquer par le fait que ce terme contient la variable éducation qui, pour cause de colinéarité, n'apparaît nulle part ailleurs alors que son effet direct sur la participation est probablement substantiel. Le coefficient de $\text{Log } \hat{w}$ réunit donc les deux effets de l'éducation : l'effet direct et l'effet indirect à travers le salaire. Ce défaut est moins sensible dans le second modèle du fait de l'interaction imposée par la forme fonctionnelle retenue entre le salaire, et les variables qu'il contient, et le revenu. C'est d'autre part ce double phénomène qui explique la nette supériorité du premier modèle en termes de vraisemblance.²¹

En appliquant les principes développés dans la partie théorique, le rôle indépendant de l'éducation et une estimation plus rigoureuse de l'effet du salaire peuvent être obtenus en imposant une contrainte additionnelle

Tableau 2 . Divers modèles d'estimation de l'élasticité-salaire de la participation. a)

<u>Variables</u>	<u>Modèle 1</u>		<u>Modèle 2</u>		<u>Modèle 3</u>	
Constante	-7.42	(9.2)	-.580	(1.0)	.637	(3.9)
Age	-.039	(17.9)	-.042	(19.5)	-.038	(17.3)
REGP	.205	(3.8)	.342	(6.4)	.340	(6.7)
Log Y	-.183	(6.6)	-.805	(26.4)	-.608	(18.6)
Log (Y + \hat{w})	-	-	1.004	(14.4)	.608 ^{b)}	
Log \hat{w}	1.136	(15.5)	-		-	
NE1	-.393	(6.1)	-.401	(6.3)	-.435	(6.9)
NE2	-.621	(8.1)	-.627	(8.4)	-.662	(8.8)
NE34	-.356	(6.2)	-.331	(5.8)	-.368	(6.5)
NE510	-.375	(10.6)	-.335	(9.4)	-.350	(9.9)
NE115	-.112	(2.8)	-.056	(1.4)	-.065	(1.7)
NPER	-.047	(1.9)	-.065	(2.6)	-.049	(2.0)
FINET	-		-		.057	(8.4)
Echantillon	5000		5000		5000	
Logarithme de la vraisemblance	-2962.3		-3033.8		-3008.6	

a) Les chiffres entre parenthèses sont les statistiques de Student associées aux estimations.

b) Coefficient arbitrairement contraint à être l'opposé du précédent.

sur les paramètres du modèle. C'est ce qui est fait dans les estimations reportées dans la troisième colonne du Tableau 2, où, dans le cadre de l'hypothèse d'indivisibilité du temps de travail, la participation est contrainte de dépendre du rapport entre revenus familiaux lorsque la femme travaille (à temps plein) et lorsqu'elle ne travaille pas. Sans crainte de problèmes de colinéarité, on peut alors réintroduire l'éducation comme variable indépendante. L'amélioration qui en résulte, du point de vue de la vraisemblance est tout à fait significative, et le rôle indépendant de la variable éducation apparaît très substantiel. Au point moyen de l'échantillon, une année supplémentaire d'éducation augmente, à taux de salaire constant, la probabilité de participation de plus de 2%. Parallèlement, l'élasticité-salaire a fortement diminué. La hausse de la probabilité de participation n'est plus que de l'ordre de .1% lorsque le salaire augmente de 1%, soit à peu près le quart du chiffre obtenu avec le premier modèle (temps de travail divisible) et un peu plus de la moitié du chiffre obtenu avec le second modèle.

Il est vrai que la vraisemblance associée à cette dernière estimation est encore sensiblement inférieure à celle obtenue sous l'hypothèse d'un temps de travail divisible (modèle 1). Cette différence n'est cependant pas forcément significative. D'une part, seule l'éducation, parmi les variables de l'équation de salaire, a été réintroduite comme variable indépendante de l'équation de participation. D'autre part, il est clair que la contrainte imposée sur la fonction d'utilité dans le modèle 3 devrait avoir sa contrepartie dans le modèle 1, ce qui en diminuerait nécessairement la vraisemblance.

Conclusion :

Les résultats qui précèdent ont mis en évidence l'importance de la forme fonctionnelle retenue dans l'estimation des fonctions de participation, ainsi que la difficulté d'estimer le rôle indépendant de l'éducation, c'est à-dire celui qui ne tient pas au salaire offert, dans le comportement de participation. Ce n'est que si les durées de travail sont observées et sous l'hypothèse d'une parfaite divisibilité de cette durée que ce rôle peut être identifié sans ambiguïté. Sous l'hypothèse contraire, intuitivement beaucoup plus plausible, ou dans le cas où la seule information disponible est l'activité ou l'inactivité de la femme, deux solutions sont possibles. Soit on ignore l'effet indépendant de l'éducation et l'on risque de surestimer très fortement l'élasticité de la participation par rapport au salaire, paramètre fondamental du point de vue de la politique économique. Soit on contraint les préférences des ménages, ou de la femme, à une propriété de séparabilité, en réduisant nécessairement le pouvoir explicatif de l'analyse mais en obtenant une estimation probablement plus raisonnable de l'élasticité-salaire.

Réduire cette ambiguïté et tester ces diverses hypothèses ne serait possible qu'en disposant d'informations directes sur le salaire demandé de la femme, ou, dans le cas où les durées de travail sont observées, sur le coût fixe d'entrée sur le marché du travail. On ne saurait oublier, finalement, que, outre le caractère restrictif d'une analyse en coupe transversale, pour un phénomène comme la participation féminine où les effets de cohorte et de cycle de vie peuvent être importants, les modèles estimés ici ignorent le côté demande du marché du travail. Il s'agit d'un défaut pratiquement commun à tous les modèles de participation qui s'explique uniquement par manque d'information, mais qui limite sérieusement à l'heure actuelle le pouvoir explicatif de ce type d'analyse.

NOTES

- ¹ G. Becker, "A Theory of Allocation of Time", Economic Journal 75, pp. 493-517.
- ² Plus formellement, le ménage dispose de préférences sur l'espace (l, Q, Z) où Q est le résultat de la production domestique, dépendant elle-même des produits marchands, C , et du temps de travail domestique T_d de la femme. Comme ni les préférences, ni cette fonction de production ne sont observables, ce modèle est logiquement équivalent à (1).
- ³ Sur ce problème des coûts fixes, voir G. Hanoch, "A Multivariate Model of Labor Supply: Methodology for Estimation", in S. Smith et al. (Eds.), Female Labor Supply: Theory and Estimation, Princeton University Press, 1980 ; ainsi que J. Hausman, "The Effects of Wages, Taxes and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation", Journal of Public Economics 14 (2), 1980.
- ⁴ En se souvenant que la fonction $U(\)$ intègre éventuellement la production domestique, on retrouve ici l'influence de l'éducation sur la productivité domestique. Voir par exemple R. Michael, "Education in Nonmarket Production", Journal of Political Economy 81, mars-avril 1973.
- ⁵ Nous reprenons ici la formulation de ce problème donnée par Z. Griliches, B. Hall et J. Hausman, "Missing Data and Self-Selection in Large Panels", Annales de l'INSEE 30-31, 1978.
- ⁶ Une solution alternative, qui ne conduit cependant pas à des estimateurs efficaces est celle de J. Heckman, "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables, and a Simple Estimation for such Models", Annals of Economic and Social Measurement, vol. 5, 1976.
- ⁷ R. Gronau, "The Intra-Family Allocation of Time: The Value of Housewives' Time", American Economic Review, 63, septembre 1973 ; J. Heckman, "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply", Econometrica 42, 1973. La formulation qui suit s'inspire de ce dernier article.
- ⁸ Il faut noter que ce raisonnement s'appuie sur l'hypothèse que w^* est une fonction monotone croissante de h , ce qui n'est pas théoriquement assuré.
- ⁹ Voir par exemple l'estimation des coûts fixes chez J. Hausman, op. cit.
- ¹⁰ C'est la technique suivie par J. Hausman, op. cit. et G. Burtless et J. Hausman, "The Effect of Taxation on Labor Supply: Evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment", Journal of Political Economy 86(6), et celle suivie également dans F. Bourguignon, op. cit. Toutefois, la non-linéarité provenait dans tous ces cas de la fiscalité.

- ¹¹ Il est à noter que la population de base diffère de celle utilisée dans F. Bourguignon, op.cit. Les critères utilisés dans cette dernière étude étaient plus sélectifs et conduisaient à éliminer une large part de femmes actives non salariées et de ménages dont le chef était indépendant. D'autre part, une analyse de sensibilité sur l'échantillon de 5000 ménages finalement retenu a montré que les erreurs d'échantillonnage étaient d'amplitude presque négligeable.
- ¹² Il s'agit donc de femmes salariées.
- ¹³ La première solution avait été retenue dans une version préliminaire de cette étude. Les deux méthodes ne conduisent pas à des résultats extrêmement différents.
- ¹⁴ Le terme en EXP2 nécessite en effet d'effectuer la comparaison à un point donné de la carrière professionnelle. Pour être parfaitement rigoureux, il aurait fallu définir l'expérience comme AGE-FINET - α NENF. L'estimation de α aurait cependant exigé d'imposer des restrictions sur les coefficients du modèle.
- ¹⁵ M. Riboud, "Women in the Labor Force in France", à paraître, Journal of Labor Economics. La comparaison avec l'étude de S. Lollivier ("Revenu offert, prétentions salariales et activité des femmes mariées : un modèle d'analyse", Economie et Statistique, juillet 1984) est difficile du fait qu'il utilise uniquement des variables explicatives indicatrices pour l'âge, l'éducation, etc...
- ¹⁶ Il est en effet facile de voir que
- $$\rho = \frac{\frac{\sigma_u}{\sigma_v} - \rho_{uv}}{\sqrt{1 + \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} - 2\rho_{uv} \frac{\sigma_u}{\sigma_v}}} \quad \rho < 0 \text{ entraîne donc } \frac{\sigma_u}{\sigma_v} < \rho_{uv} < 1$$
- ¹⁷ En utilisant la formule du Probit, la variation de la probabilité de participation (P) en fonction de celle du revenu (Y) est donnée par
- $$\Delta P = a \varphi(P) (\Delta Y/Y)$$
- où $\varphi(P)$ est la densité normale associée à P et a le coefficient de LREV. Au point moyen de l'échantillon $P = .44$ et $\varphi(P)$ est de l'ordre de .39.
- ¹⁸ Voir F. Bourguignon, op. cit.
- ¹⁹ Ces calculs, effectués sur la fonction cumulative d'une loi normale à partir des coefficients du Tableau 1, tiennent compte du fait que la présence d'un enfant supplémentaire entraîne une personne supplémentaire dans le ménage. Il convient donc d'ajouter le coefficient de la variable NPER à celui du groupe d'âge de l'enfant. Il faut noter par ailleurs que le coefficient faible constaté pour les enfants de un an au moins est probablement dû aux congés de maternité.

- 20 Compte tenu de la non-linéarité du modèle et de la répartition des revenus, une simulation effectuée individu par individu donnerait une élasticité moyenne assez différente pour l'ensemble de la population. Voir F. Bourguignon, op. cit.
- 21 Aucun test de vraisemblance n'est ici possible entre les deux modèles puisqu'aucun d'eux n'est inclus dans l'autre.
- 22 L'utilité implicite dans le modèle 3 dépend linéairement du logarithme du revenu de la famille. La condition de participation (u) prend alors la forme :

$$w > Y g(Z)$$

où Z est l'ensemble des caractéristiques du ménage. La restriction à imposer au modèle 1 est donc simplement que les coefficients de Log Y et Log w soient opposés.

CHAPITRE IV

LA RENTABILITE DES ETUDES EN FRANCE ENTRE 1970 et 1977.

Jean-Pierre JAROUSSE

CNRS-CREDOC

INTRODUCTION.

Considérant avec ironie la profusion des travaux consacrés à l'estimation des taux de rendement de l'éducation, M. Blaug (1976) a pu écrire que cette technique avait longtemps constitué "le pain quotidien" des économistes de l'éducation¹. En ce domaine, la situation française paraît échapper complètement à cette critique.

Depuis l'introduction en France de l'économie de l'éducation, dès le début des années soixante, on ne dénombre en effet qu'un très petit nombre de travaux consacrés au calcul des taux de rendement de l'éducation (L. Lévy-Garboua, 1973 ; P. Petit, 1975 ; A. Mingat, 1977 ; L. Lévy-Garboua et A. Mingat, 1979)². Cet état de fait en grande partie imputable à la rareté des statistiques nécessaires à ce type d'estimation, ne saurait pourtant traduire un quelconque désintérêt pour un thème qui dépasse aujourd'hui très largement les seuls travaux économiques.

Là conception chère aux économistes selon laquelle l'éducation s'apparente davantage à un investissement qu'à une consommation, ne paraît plus aujourd'hui de nature à choquer qui que ce soit. Nul ne conteste que l'éducation coûte à la collectivité, qui finance en grande partie le système éducatif, subventionne les étudiants et leur famille, mais aussi aux individus eux-mêmes, qui consacrent une part importante de leurs ressources financières et surtout temporelles à leur formation.

Cependant, cette évaluation des coûts de l'éducation aurait peu d'intérêt sans une analyse complémentaire des bénéfices individuels et collectifs qui y sont associés.

L'estimation des taux de rendement de l'éducation, qui s'obtient de la mise en rapport des coûts et des gains d'une formation pour les individus et leur famille (taux de rendement privés), ou pour la collectivité tout entière (taux de rendement sociaux), répond en partie à cette exigence.

¹Blaug (1976), p. 840.

²Seuls sont considérés ici les travaux français consacrés aux estimations directes des taux de rendement de l'éducation ; ces derniers peuvent également être obtenus à partir de fonctions de gains incorporant un terme quadratique du nombre d'années d'études. Sur ce plan, cf. M. Riboud (1978) ; J.P. Jarousse et A. Mingat (cet ouvrage).

Les premières estimations de la rentabilité privée des différentes filières éducatives pour l'année 1970 (L. Lévy-Garboua, A. Mingat, 1979), ont déjà permis une meilleure connaissance du fonctionnement de notre système d'enseignement ; la complète disponibilité des enquêtes Formation-Qualification Professionnelle (F.Q.P.) de 1970 et de 1977, devrait nous permettre d'aller aujourd'hui plus loin dans cette voie et de retracer sur une même base méthodologique, l'évolution de la rentabilité des études sur une période de forte inflation des diplômes¹. L'estimation correcte de cette évolution se heurte cependant à deux types de problèmes :

- . le premier d'ordre général, concerne la définition de la population servant de référence au calcul des taux ;
- . le second a trait à la spécificité de la période étudiée.

S. Rosen (1976) dans sa présentation très complète des principales recherches consacrées à l'estimation des taux de rendement de l'éducation, a souligné les limites imposées à ce type d'analyse par la qualité des données statistiques disponibles ; à y regarder de près, la variabilité importante des résultats obtenus² tient pour une grande part aux choix de la population servant de référence à l'estimation des taux, très différents d'un auteur à l'autre.

Cette indétermination a pour origine une négligence commune à la majorité des auteurs, des conséquences sur la définition de la population de référence de l'abandon d'une mesure théorique de l'éducation difficilement interprétable (montant investi en éducation), au profit d'indicateurs plus en rapport avec la complexité de nos systèmes éducatifs (diplôme le plus élevé obtenu, quantités d'éducation mesurées par un intervalle d'années d'études, etc...). L'examen de ce point permettra l'adoption d'une méthode d'estimation des gains moins contestable, et surtout suffisamment générale pour rendre compte de l'évolution temporelle de la rentabilité des études (section 1). Certaines des options retenues

¹Directement ou indirectement, l'évolution récente de la rentabilité des études a constitué ces dernières années l'élément central de nombreux travaux économiques et sociologiques consacrés à l'étude des conséquences de l'inflation des titres scolaires sur la demande d'éducation (L. Lévy-Garboua, 1979a ; J.C. Passeron, 1982), du comportement des étudiants (R. Boudon, 1979 ; J.P. Jarousse, 1984), de l'évolution des conditions d'insertion professionnelle des jeunes (J. Affichard, 1981 ; C. Baudelot et alii, 1979 ; R. Pohl et J. Soleilhavoup, 1982), sans qu'à ce jour aucune mesure directe du phénomène ait été effectuée.

²Qui n'a pas manqué d'entamer la crédibilité de cette technique (M. Blaug, 1976).

par nos prédécesseurs interdisent en effet toutes comparaisons intertemporelles sérieuses sur une période qui serait caractérisée par une profonde modification de la demande d'éducation. La période 1970-1977 est de ce type. Elle a également été marquée par un allongement de l'âge légal de fin d'études qui rend très difficile la comparaison des taux de rendement des formations secondaires estimés aux deux dates. L'examen préalable des conséquences prévisibles de ce changement législatif sur la structure de la rentabilité des études (section 2) facilite cette comparaison en lui conférant un intérêt équivalent à celle relative aux formations supérieures (section 3).

I - LES TAUX DE RENDEMENT DE L'ÉDUCATION : UNE THÉORIE, DES MÉTHODES.

Investir c'est renoncer à des satisfactions présentes dans le but d'obtenir ultérieurement des satisfactions supérieures. Appliqué à l'éducation, ce schéma revient simplement à opposer les coûts d'un supplément de formation à l'ensemble des revenus qu'il procurera sur le cycle de vie. Selon que l'on privilégie les coûts et les rendements marginaux de l'éducation qui échoient directement aux individus et à leur famille ou, au contraire, à la collectivité tout entière on parle respectivement de taux de rendement privés et de taux de rendement sociaux. Le critère le plus fréquemment utilisé pour évaluer la rentabilité de l'investissement éducatif est celui du taux de rendement interne¹.

Connaissant t_0 et T qui figurent respectivement la période initiale de la formation et l'horizon de vie de l'individu, C_j et R_j qui désignent les mesures monétaires des coûts et des gains marginaux à l'âge j , le taux de rendement interne de la formation (r) est celui qui assure une exacte compensation entre coûts et bénéfices sur l'ensemble du cycle de vie, soit :

$$[1] \quad \sum_{j=t_0}^T \frac{R_j}{(1+r)^j} = \sum_{j=t_0}^T \frac{C_j}{(1+r)^j}$$

L'absence d'un véritable consensus sur la nature des bénéfices collectifs de l'éducation et l'inexistence d'une mesure empirique pertinente de ces effets ont conduit la plupart des auteurs à privilégier le calcul de taux de rendement privés, ou, dans la majorité des cas, à se limiter à la présentation de taux de rendement sociaux qui diffèrent des taux privés par la seule prise en compte des coûts supportés par la collectivité.

Pour cette raison, et compte tenu également de leur plus grande généralité au niveau théorique², nous nous limiterons ici à la présentation et à l'estimation de taux de rendement privés. Les coûts privés d'une formation sont constitués des frais de scolarité et d'inscription (*coûts directs*) et surtout de l'ensemble des revenus dont l'étudiant se prive tout au long

¹Pour une présentation simple des différents critères de rentabilité de l'éducation, cf. Vaizey (1972), chap. 5 et 6.

²Au niveau individuel, il importe peu que l'éducation accroisse directement la productivité (théorie du capital humain) ou désigne les aptitudes intrinsèques des personnes à tout employeur potentiel (théorie du filtre) ; l'existence d'une liaison positive entre éducation et salaire justifie à elle seule la rationalité de l'investissement éducatif.

de la période de formation (*coût d'opportunité*) ; les gains privés quant à eux sont limités aux revenus supplémentaires que procure la formation sur le marché du travail tout au long du cycle de vie.

En dehors des principales limitations théoriques associées à la procédure - évacuation des rendements non-pécuniaires de l'éducation ; attribution à cette dernière de la totalité des différences de gains constatées entre deux formations sur l'ensemble du cycle de vie auxquelles des justifications, certes partielles, peuvent être apportées l'estimation des taux de rendement de l'éducation pose surtout de très nombreux problèmes empiriques.

A l'origine de la forte variabilité des résultats obtenus ils méritent une attention particulière.

Deux séries de données ventilées par âge et niveau d'éducation sont nécessaires à l'estimation des taux de rendement. Il s'agit d'une part des coûts directs d'éducation et d'autre part des revenus d'activité qui permettent de définir à la fois les gains et les coûts d'opportunité² associés à chaque formation. Les coûts directs s'obtiennent aisément à partir d'enquêtes conduites auprès des étudiants et de leur famille .

Du fait de la rareté des études longitudinales concernant les revenus individuels, et plus fondamentalement de l'intérêt purement historique que revêtirait la production de telles statistiques dans ce type d'analyse, les gains moyens par âge et niveau d'éducation se déduisent d'enquêtes transversales : les gains moyens d'individus d'âges différents qui ont uniquement en commun le fait de posséder un même diplôme sont censés représenter les revenus que percevra le diplômé moyen sur l'ensemble du cycle de vie.

Déterminés par rapport aux seuls actifs employés, ces gains moyens sont redressés pour approcher le plus possible de ceux qui se déduiraient de l'observation d'une cohorte. Après un lissage des données destiné à réduire les discontinuités et les irrégularités qui pourraient apparaître dans les profils âge-gains, des ajustements sont généralement effectués pour tenir compte du sous-emploi, de la mortalité et des hausses de productivité. Outre ces principaux redressements, la littérature abonde de nombreux raffinements introduits

¹Pour une discussion de ce point, et plus généralement de l'aptitude des profils-âge-gains à rendre compte des bénéfices de l'éducation, cf. Lévy-Garboua et A. Mingat (1979), p. 106.

²Il s'agit par définition des gains correspondant au niveau d'éducation immédiatement inférieur.

pour améliorer la qualité (réestimation des gains à partir de fonctions de gains) ou la pertinence (introduction de la fiscalité directe et indirecte) des estimations¹.

Quel que soit leur intérêt, ces ajustements ne paraissent pas avoir eu un impact aussi grand sur la variabilité et la fiabilité des résultats obtenus que les définitions très différentes de la population servant de référence au calcul des gains moyens (et des coûts d'opportunité) par âge adoptées d'un auteur à l'autre.

De l'exclusion pure et simple des diplômés ne percevant aucun revenu à leur complète intégration (avec des gains nuls), un bref tour d'horizon de la littérature livre toute la gamme des options possibles. M. Zeman (1955) et H. Miller (1960) ont limité leurs estimations aux seules personnes ayant déclaré un revenu ; pour sa part G.S. Becker (1964), après avoir rappelé que l'intégration des diplômés ne percevant aucun revenu constituait un redressement des données transversales tout aussi justifié que celui effectué au titre de la mortalité et du sous-emploi, a considéré dans certains de ses calculs une proportion d'inactifs arbitrairement fixée à 2% de l'effectif des actifs correspondant à chaque tranche d'âge ; enfin, tandis qu'Hanoch (1967) intégrait à ses estimations l'ensemble des inactifs à l'exception des étudiants, L. Lévy-Garboua et A. Mingat prenaient explicitement ces derniers en compte en redressant les gains moyens aux âges jeunes par les taux d'activité correspondant.

Dictées par la nature des données disponibles ou objets de choix rarement explicités, les différentes options rencontrées dans la littérature confèrent une grande spécificité aux calculs effectués et rendent très difficile la comparaison des études entre elles².

Plus que la prise en compte des chômeurs qui fait l'objet d'un réel consensus, c'est finalement l'intégration ou l'exclusion des diplômés poursuivant leurs études qui sépare les auteurs. L'examen de la mesure de l'éducation retenue dans les estimations qui en amont préside au choix de la population de référence devrait nous permettre de lever cette indétermination.

¹On trouvera dans G. Psacharopoulos (1973) un inventaire très complet des divers redressements effectués et des variantes de calcul introduites dans les différentes estimations.

²Ces différentes options affectent fortement les gains moyens aux âges jeunes et compte tenu du poids accordé aux premiers gains par la procédure de calcul, le niveau des taux de rendement. Pour une illustration de la sensibilité des gains moyens aux âges jeunes à ces différentes options, cf. l'exemple du CEP 1970 présenté en annexe (annexe A).

Si, conformément à la théorie, les taux de rendement de l'éducation étaient estimés pour différents montants d'investissement éducatif voire pour différentes quantités d'éducation mesurées en nombre d'années d'études, la définition de la population de référence ne poserait aucun problème : dans ce cas, toute augmentation du montant investi (toute prolongation des études d'au moins une année) entraînant *de facto* une exclusion de la population de référence, la prise en considération des étudiants n'aurait absolument aucun sens.

Malheureusement, les estimations obtenues sur la base de telles mesures de l'éducation s'avèrent difficilement interprétables dans le cadre de systèmes éducatifs où se juxtaposent et se succèdent des formations de durée et de qualité inégales.

Confrontés le plus souvent à des systèmes éducatifs de ce type, les auteurs se sont tournés dans leur grande majorité vers des mesures plus "réalistes" de l'éducation - diplôme le plus élevé obtenu, niveau d'éducation mesuré par un intervalle d'années d'études, etc... sans toujours percevoir que ce gain de réalisme se traduisait par une difficulté empirique supplémentaire, liée au risque auquel est confronté tout étudiant d'échouer dans les études entreprises.

Au niveau d'enquêtes transversales, comme à celui de cohortes, et sous l'hypothèse d'un taux de réussite inférieur à l'unité, le recours au critère de plus haut diplôme obtenu mêle des individus entrés sur le marché du travail sitôt obtenu leur diplôme à d'autres insérés quelques temps plus tard après avoir tenté sans succès d'obtenir un diplôme de rang supérieur.

Dans ces conditions l'exclusion pure et simple des étudiants comme leur totale intégration (avec des gains nuls) conduit à une surestimation ou une sous-estimation des profils âge-gains aux âges jeunes.

Soit une population de d diplômés composée d'une part des individus entrés sur le marché du travail sitôt leur diplôme obtenu (a) et d'autre part des individus qui poursuivent leurs études en vue de l'obtention en $t+1$ d'un diplôme supérieur (e),

$$e = \alpha d \quad \text{avec } \alpha \text{ le taux de poursuite d'études, } 0 \leq \alpha \leq 1$$

soit β le taux de réussite dans la poursuite des études, avec $0 \leq \beta \leq 1$

La détermination des gains moyens par période (âge) sur la base des seuls actifs conduit aux résultats suivants :

$$t : \bar{G}_t = \sum_{i=1}^a \frac{G_{i_t}}{a}$$

$$t+1 : \bar{G}_{t+1} = \sum_{i=1}^{a'} \frac{G_{i_{t+1}}}{a'}$$

$$t+n : \bar{G}_{t+n} = \sum_{i=1}^{a'} \frac{G_{i_{t+n}}}{a'}$$

avec $a' = a + (1-\beta) e$

dans la mesure où le nombre d'actifs (a) y est inférieur à celui de la cohorte observée (a'), l'exclusion des étudiants du calcul des gains moyens par âge conduit à surestimer les gains correspondant à la période de poursuite d'études (en t dans notre exemple).

A l'inverse, l'intégration totale des étudiants conduirait à sous-estimer les gains calculés pour cette période.

Il existe donc une solution à l'indétermination précédente. Elle consiste à calculer les gains moyens à *chaque âge* par rapport à l'effectif final de la cohorte considérée (a'). Au cours de la période de poursuite d'études (t) ceci revient à prendre en compte avec des gains nuls tous les individus qui vont échouer dans leur tentative d'obtenir un diplôme de rang supérieur. Calculés ainsi les gains moyens seront pour cette période d'autant plus faibles que le taux de poursuite d'études et/ou le taux d'échec seront eux-mêmes élevés.

L'intérêt de cette méthode ne se limite pas à l'amélioration des estimations de la rentabilité des diplômes effectuées pour une année donnée ; parce qu'elle prend en compte les configurations d'insertion¹ propres à chaque diplôme, elle enrichit le modèle de la liaison formation-emploi sur lequel repose

¹Par ces termes nous désignons ici la position occupée à un moment donné par chaque diplôme dans l'ensemble du système éducatif (diplômes terminaux/paliers d'orientation vers des scolarités longues ou, plus traditionnellement, diplômes à finalité professionnelle/diplômes généraux) et non les caractéristiques de l'insertion professionnelle proprement dite (niveau de rémunération, difficultés d'insertion) qui sont directement prises en compte au niveau des gains et du redressement relatif au sous-emploi.

l'estimation des taux de rendement et augmente la fiabilité de ces derniers ; elle s'avère absolument indispensable à tout examen de l'évolution temporelle de la rentabilité des titres scolaires effectué sur une période qui serait caractérisée par d'importantes modifications de la demande d'éducation ou des taux de réussite aux différents niveaux d'études.

De ce point de vue, la période étudiée, marquée par un allongement de l'âge légal de fin d'études de 14 à 16 ans se révèle tout à fait particulière.

II - SPECIFICITE DE LA PERIODE ETUDIEE.

Entre 1970 et 1977, on a assisté à un important développement de la demande d'éducation qui a eu en partie pour origine l'allongement de 14 à 16 ans de l'obligation scolaire intervenu en début de période. Toutes les observations effectuées au cours des années ayant suivi le changement de législation tant au niveau de l'enseignement technique¹ qu'à celui de l'enseignement général² font état d'une augmentation sensible de la scolarité moyenne (poursuite d'études, redoublements). L'examen des taux de scolarisation par âge entre 1965 et 1980 permet de préciser cette évolution (cf. tableau 1).

TABLEAU 1.

Evolution des taux de scolarisation par âge des 14-20 ans
entre 1965 et 1980 (tous enseignements à plein temps).

Age 1	1964-1965	1970-1971	1979-1980
14	71.9	90.7	98.1
15	57.8	81.1	92.8
16	50.0	62.9	73.0
17	36.7	45.5	56.9
18	24.4	30.8	38.0
19	16.4	22.2	24.9
20	11.7	15.1	16.6

¹Age révolu au 1er janvier de l'année considérée.

Source : Annuaire Statistique de la France (INSEE).

¹ Données statistiques sur l'enseignement technique SIGES (1983)

² Bilan Formation-Emploi 1977 (INSEE, 1981).

Les données du tableau 1 font clairement apparaître que la scolarisation à 14 et 15 ans révolus était déjà importante en 1965 et qu'elle s'est fortement développée au cours des cinq années suivantes. A l'évidence, cette observation confère un réel crédit à l'opinion couramment émise selon laquelle l'extension de la scolarité obligatoire en 1969 n'a fait qu'étendre à quelques retardataires une pratique devenue courante¹.

Ces données permettent également de constater qu'entre 1970 et 1977 la hausse des taux de scolarisation n'a pas seulement concerné les tranches d'âge directement visées par la nouvelle législation mais aussi (et surtout) celles situées immédiatement après le nouvel âge légal.

Plusieurs explications peuvent être apportées à ce dernier phénomène : au même titre que l'augmentation de la scolarisation à 14 et 15 ans entre 1965 et 1970, l'élévation de la scolarité non obligatoire entre 1970 et 1977 pourrait s'inscrire dans un mouvement général de hausse de la scolarité moyenne dû lui-même à l'enrichissement des ménages au cours des années de forte croissance² elle peut aussi découler plus directement du choix du nouvel âge légal (16 ans) qui ne correspondant pas à un véritable pallier d'orientation a conduit de nombreux jeunes à entamer un cycle de formation secondaire (long) dont la rentabilité est fortement liée à l'accomplissement complet du cursus³.

¹Cf. INSEE (1981), p. 19.

²En référence aux travaux de G.S. Becker (1967) ceci correspond à un déplacement vers la droite de la (des) courbe(s) d'offre de capital humain qui mesure (nt) le coût du financement associé à différents stocks de capital humain supporté par les familles.

³Cet argument met en jeu les deux composantes de l'indivisibilité du processus éducatif : choix entre des filières cloisonnées de durée inégale ; rentabilité dépendante de l'accomplissement complet du cursus y compris l'obtention du diplôme terminal. Sur ce dernier point nous avons pu observer (J.P. Jarousse, A. Mingat, cet ouvrage) que les années d'études non-certifiées présentaient dans le cas français une rentabilité assez faible notamment en ce qui concerne les formations générales.

Face à ce développement de la demande d'éducation, les procédures d'estimations utilisées par nos prédécesseurs auraient immanquablement conduit à une surestimation (exclusion des étudiants) ou à une sous-estimation (intégration totale des étudiants) des gains calculés en fin de période (1977) sans rapport avec l'évolution réelle des revenus. La méthode présentée au cours de la précédente section permet de pallier ce défaut ; elle est cependant incapable de résoudre les problèmes de comparabilité des estimations de la rentabilité de l'éducation effectuées aux deux dates qui résultent du changement d'âge légal.

Dans le système éducatif français, les filières étant plus juxtaposées que successives, la scolarité obligatoire sert de référence au calcul des taux de rendement des diplômes de l'enseignement secondaire¹. On calcule alors des taux de rendement moyens et non des taux de rendement marginaux qui pour leur part s'obtiennent de la comparaison des gains associés à un diplôme donné à ceux correspondant au diplôme immédiatement inférieur. Dans la mesure où il est impossible d'observer pour 1977 des gains correspondant à des individus âgés de moins de 16 ans il importe de définir une méthode qui autorise sinon la comparaison des taux de rendement estimés en 1970 et en 1977 du moins l'interprétation des évolutions constatées.

Ramener les deux séries d'estimations à une base commune constitue la solution qui vient le plus immédiatement à l'esprit ; elle pose néanmoins d'importantes difficultés empiriques ou réduit singulièrement l'intérêt de l'analyse.

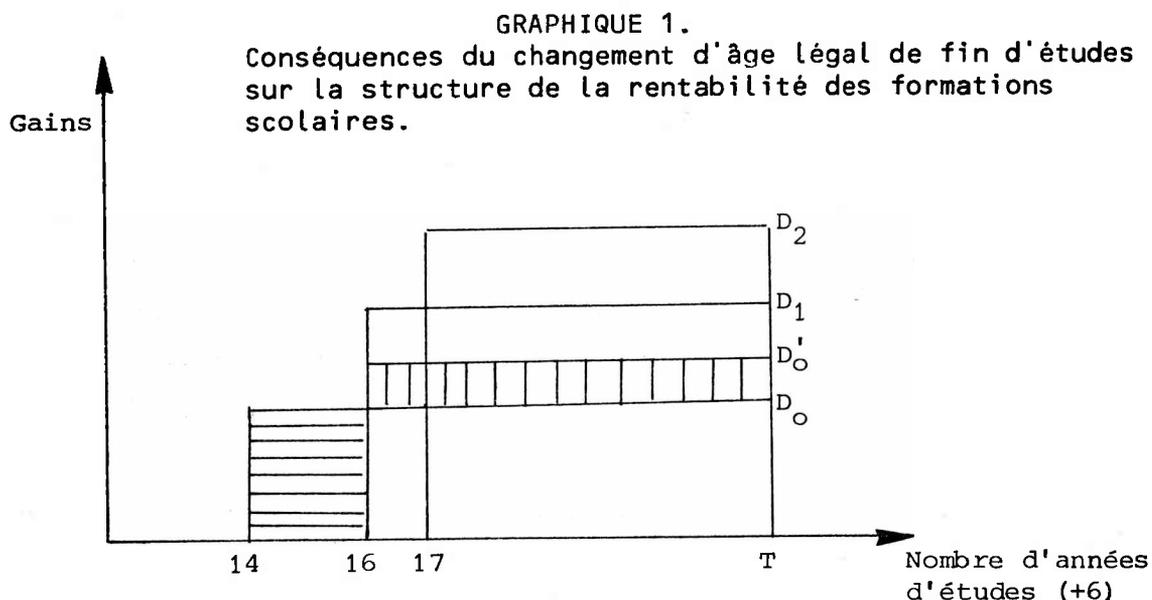
Ignorer le changement d'âge légal et calculer les taux de rendement pour 1977 par rapport à une scolarité fictive s'achevant à 14 ans est tout à fait inenvisageable. Ceci supposerait d'une part un calcul des gains (et des taux de poursuite d'études) correspondant aux âges de 14 et 15 ans dont on perçoit mal sur quelle base, et selon quels critères, il pourrait être effectué, et d'autre part une totale indépendance des changements survenus au-delà de 16 ans à l'égard de l'extension de l'obligation scolaire que la discussion précédente a nié par avance.

Calculer les taux de rendement pour 1970 par rapport aux seuls individus ayant poursuivi leurs études jusqu'à 16 ans poserait assurément de moindres problèmes empiriques. Cela nous priverait cependant de la description d'une partie importante du système éducatif et surtout d'une comparaison de nos résultats à

¹C'est ainsi que L. Lévy-Garboua et A. Mingat ont calculé pour 1970 la rentabilité des principaux diplômes de l'enseignement secondaire en référence au Certificat d'Etudes Primaires (CEP).

ceux obtenus pour cette même année par L. Lévy-Garboua et A. Mingat, nécessaire à l'appréciation des biais associés à leur méthode d'estimation des gains. Compte tenu de ces différents éléments et avec le souci de ne pas multiplier les variantes d'estimation, la solution retenue ici a consisté à calculer les taux de rendement pour 1970 et pour 1977 en référence à l'obligation scolaire en vigueur à chacune des deux dates. Cette option ne saurait assurer la stricte comparabilité des résultats obtenus pour l'enseignement secondaire¹. Précédée d'une analyse des conséquences de l'allongement de l'âge légal de fin d'études sur la rentabilité des diplômes, elle devrait néanmoins permettre d'interpréter les évolutions constatées.

Sur le graphique suivant, sont représentés les profils âge-gains qui correspondent à trois formations D_0 , D_1 et D_2 s'achevant respectivement à 14, 16 et 17 ans. Pour simplifier les profils présentés sont plats, ou en d'autres termes, nets des effets de l'expérience professionnelle, et les coûts directs ne sont pas figurés. Avant d'examiner les conséquences de l'extension scolaire sur la structure de la rentabilité des études, il peut être utile de rappeler que la rentabilité marginale de D_1 par rapport à D_0 est fonction du rapport des valeurs actuelles des gains supplémentaires perçus après avoir suivi cette formation (aire comprise entre les deux profils D_0 et D_1) et des revenus non perçus du fait du prolongement de la scolarité (gains associés à D_0 entre 14 et 16 ans)².



¹La comparabilité des résultats relatifs à l'enseignement supérieur est assurée par le choix du baccalauréat comme diplôme de référence.

²La rentabilité moyenne de D_2 par rapport à D_0 s'obtient de la même manière en comparant la valeur actuelle des gains supplémentaires obtenus après avoir suivi la formation D_2 plutôt que D_0 (aire comprise entre D_0 et D_2) et celle des gains perçus de 14 à 17 ans après avoir suivi D_0 .

Le changement de législation oblige les individus qui en son absence auraient cessé leurs études à 14 ans (D_0) à renoncer aux gains qu'ils auraient pu obtenir jusqu'à 16 ans. Dès cet âge, il permet par contre la perception de gains plus élevés associés à une scolarité plus longue D'_0 . L'importance du rapport (R) de la valeur actuelle des gains (aire hachurée verticalement) et des coûts (aire hachurée horizontalement) associés à l'extension de l'obligation scolaire permet d'apprécier l'intérêt du changement législatif pour ces individus et de prédire les déformations qu'il a fait subir à la structure des taux de rendement marginaux et moyens des autres formations.

Sous l'hypothèse selon laquelle l'importance des choix effectués en matière d'investissement éducatif est uniquement fonction des possibilités financières des familles (revenus, subventions), la prolongation des études jusqu'à 16 ans permet aux individus qui en l'absence de législation auraient cessé leur scolarité à 14 ans¹ de percevoir des gains identiques à ceux obtenus avec la formation D_1 . Dans ce cas, la valeur de R est maximale ; le rendement marginal de D_1 par rapport à D'_0 est nul ; le rendement moyen de D_2 est après le changement législatif inférieur à ce qu'il était avant.

Si au contraire, la scolarité optimale dépend, ne serait-ce que partiellement, des aptitudes individuelles, la poursuite d'études destinée à satisfaire l'obligation scolaire se traduira par la perception de gains inférieurs (D'_0) à ceux associés à la formation D_1 .

Trois cas peuvent alors se présenter fonction de la valeur de (R) :

i) la valeur de R est supérieure à l'unité mais inférieure à la valeur maximale correspondant au recouvrement de D_1 par D'_0 l'effet d'aptitude est faible et l'on se trouve ramené au cas précédent : les individus qui auraient cessé leurs études à 14 ans en l'absence de législation voient leur situation s'améliorer ; le taux de rendement marginal de D_1 demeure positif mais plus faible qu'auparavant ; le taux de rendement moyen de D_2 baisse aussi mais plus faiblement ;

¹En l'absence d'une politique de subvention appropriée, l'extension de l'obligation scolaire conduit les familles auxquelles appartiennent ces individus à consacrer une part plus importante de leurs revenus à l'éducation de leurs enfants.

ii) la valeur de R est égale à l'unité, l'effet de l'allongement de l'âge légal sur la structure de la rentabilité des formations est neutre ; le taux de rendement marginal de D_1 et le taux de rendement moyen de D_2 par rapport à D_0' sont identiques à ceux obtenus par rapport à D_0 .

iii) la valeur de R est inférieure à l'unité, l'effet d'aptitude est suffisamment important pour que la situation des individus qui ont prolongé leurs études pour satisfaire à la nouvelle législation se soient dégradée ; le taux de rendement marginal de D_1 calculé après le changement législatif est cette fois supérieur à celui obtenu avant ; le taux de rendement moyen de D_2 augmente lui aussi mais plus faiblement.

L'extension de l'obligation scolaire, outre ses effets propres sur la situation des individus qui, en son absence auraient cessé leurs études avant le nouvel âge légal entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une déformation de la structure de la rentabilité des études qui est fonction du poids respectif des effets d'aptitude et d'opportunité sur l'importance des choix opérés en matière d'investissement éducatif. Les différents cas de figure examinés précédemment, devraient nous aider à interpréter l'évolution des taux de rendement de l'éducation calculés pour 1970 et 1977 en référence à l'obligation scolaire en vigueur à chacune des deux dates.

III - EVOLUTION DE LA RENTABILITE PRIVEE DES DIPLOMES ENTRE 1970 et 1977.

3.1. Choix des données et de la méthode d'estimation.

Afin de déterminer les coûts directs associés à chaque niveau d'éducation, tout en évitant les biais pouvant résulter de la comparaison d'enquêtes différentes, nous avons utilisé les résultats de deux enquêtes réalisées en 1978 à la demande du Ministère de l'Education Nationale et qui donnent à cette date une estimation des frais de scolarisation et des frais d'études pour les différentes filières de l'enseignement primaire et secondaire d'une part¹ et de l'enseignement supérieur d'autre part² ; sur cette base les coûts directs pour les années 1969 et 1976 ont été calculés en déflatant les coûts estimés en 1978 par l'indice d'évolution en prix courant de la consommation privée des ménages en matière d'éducation, publié par l'O.N.U.³

¹SIGES, 1980 (1).

²SIGES, 1982.

³O.N.U. (1980, p. 391).

Les profils âge-gains correspondant aux formations étudiées ont été obtenus à partir des enquêtes Formation-Qualification-Professionnelle (FQP) de 1970 (revenus de 1969) et de 1977 (revenus de 1976). L'analyse a été limitée aux nationaux des deux sexes ayant occupé une activité salariée à temps complet au cours des années de référence¹. Les gains annuels considérés sont nets des cotisations sociales et des frais professionnels ; ils n'ont fait l'objet d'aucun redressement destiné à prendre en compte les effets de la fiscalité² et des hausses de productivité³.

Ces données ont subi un lissage identique à celui effectué par L. Lévy-Garboua et A. Mingat ; la méthode de redressement des gains nécessaires à la prise en compte du sous-emploi et de la mortalité a également été empruntée à ces deux auteurs⁴.

Parce que les revenus provenant de l'exercice d'une activité rémunérée en cours d'études réduisent d'autant le coût d'opportunité associé aux différentes formations, nous avons procédé aux deux dates à une estimation des gains moyens par étudiant pour chaque filière de l'enseignement supérieur ; ces estimations ont été effectuées à partir des données sur le niveau des gains étudiants par type d'activité (temps plein, temps partiel, occasionnel) réunies à la demande du Ministère de l'Education Nationale et de celles concernant le développement du salariat étudiant observé entre 1973 et 1982 (Jarousse, (1984)). Ces statistiques, que la rareté des données rend nécessairement grossières, permettent néanmoins de prendre en considération dans l'estimation des taux de rendement, le développement très inégal du salariat étudiant dans les différentes filières de l'enseignement supérieur. La prise en compte des coûts directs et, au niveau supérieur, des gains étudiants, n'est pas basée dans notre étude sur une définition normative de la scolarité excluant les redoublements mais, au contraire, sur la durée d'études correspondant en moyenne à la préparation de chaque diplôme .

¹Gain équivalent annuel pour les personnes n'ayant travaillé qu'une partie de l'année.

²Il en résulte une distorsion de la structure des taux de rendement à travers une surestimation des taux associés aux diplômes les plus élevés. Sur ce point, cf. L. Lévy-Garboua et A. Mingat, 1979, p. 108.

³Ceci peut cependant être fait en utilisant la méthode présentée par M. Blaug (1969) qui consiste simplement à ajouter au taux de rendement calculé sur les gains non ajustés (r) le taux de croissance attendu de la productivité ($r_a = r + y$), cf. Blaug et alii, (1969), p. 215

⁴Pour un exposé détaillé de ces différents redressements, cf. L. Lévy-Garboua, 1973.

⁵SIGES, 1982.

Nous avons fixé arbitrairement l'âge de départ au service national à 19 ans pour les diplômés de l'enseignement primaire et à l'âge suivant immédiatement l'âge moyen de fin d'études pour les autres diplômés¹.

Afin de situer nos résultats par rapport à ceux obtenus par L. Lévy-Garboua et A. Mingat qui ont pratiquement constitué jusqu'à ce jour les seules références françaises en matière de rentabilité des études, nous avons procédé au calcul de deux séries de taux de rendement pour l'année 1970.

La première a été obtenue à partir de la méthode utilisée par ces deux auteurs à l'exception toutefois d'une estimation directe des taux d'activité par âge à laquelle ils ne purent eux-mêmes procéder.

La seconde comme celle relative à l'année 1977 est au contraire basée sur la méthode développée dans la première section. Afin d'intégrer au calcul des gains moyens par diplôme les étudiants qui ont poursuivi des études sans succès nous avons procédé à l'estimation de taux d'échec dans la poursuite d'études à partir d'un diplôme donné.

Pour l'enseignement primaire et secondaire à l'exception des baccalauréats généraux et techniques, ces taux ont été obtenus à partir de taux de déperdition calculés sur l'ensemble d'une filière (échecs à l'examen, abandons en cours d'études/nombre d'inscrits en première année) pondérés par la part de chaque filière dans l'orientation scolaire des diplômés considérés.

Pour les baccalauréats et les diplômes du supérieur afin d'embrasser la totalité des filières et surtout de prendre en compte les possibilités de réorientation² après un échec, nombreuses à ce niveau, les taux d'échec ont été directement estimés par le rapport des entrées/sorties de l'ensemble de l'enseignement supérieur par niveau de diplôme³ (Bilan Formation-Emploi).

¹Ce redressement a été effectué sous l'hypothèse d'un taux d'exemption nul. Le fait que d'après des calculs effectués sur un sous-échantillon de l'enquête FQP 1977, constitué d'hommes "jeunes" en âge d'avoir achevé leur service national (30-40 ans), on observe que le taux d'exemption passe d'environ 10% dans le primaire et le secondaire, à plus de 20% dans le supérieur où il atteint 30% pour certains diplômes comme les maîtrises universitaires, montre que l'hypothèse d'un taux nul conduit à sous-estimer les taux de rendement de l'enseignement supérieur, et surtout à évacuer un phénomène qui, dans ses formes comme dans ses origines, pourrait éventuellement être rapproché du développement du salariat étudiant.

²Qui font par exemple qu'un échec en médecine pour un bachelier C se traduit rarement par une sortie non diplômée de l'enseignement supérieur (niveau IV Supérieur).

³Diplôme le plus élevé obtenu : pour le baccalauréat par exemple, le taux d'échec a été obtenu par le rapport des sorties de l'enseignement supérieur au niveau IV supérieur à la période t aux entrées dans l'enseignement supérieur en $t-1$.

Les données concernant les sorties de l'enseignement supérieur étant uniquement disponibles pour des années récentes (1973-1981), il n'a pas été possible de dégager l'évolution des taux d'échec sur la période 1970-1977. Pour des raisons voisines, il s'est avéré impossible de calculer des taux d'échec pour chacun des deux sexes.

3.2. Les taux de rendement privés de l'éducation en 1970.

A priori, l'estimation de la rentabilité des études pour l'année 1970 selon une méthode proche de celle utilisée par L. Lévy-Garboua et A. Mingat présentait pour nous un double intérêt : celui de nous situer par rapport aux résultats de nos prédécesseurs et d'apprécier les conséquences sur les calculs effectués de l'évaluation approximative, et finalement assez intuitive, des taux d'activité par âge, à laquelle ils durent se livrer en l'absence des données autorisant une estimation directe de ces taux ; celui enfin de disposer d'un point de référence pour les estimations effectuées pour cette même année, et pour l'année 1977, sur la base d'une méthode qui diffère de la précédente au niveau de la prise en compte partielle des étudiants dans le calcul des gains.

Sur le premier point, il s'avère que les résultats auxquels nous aboutissons s'écartent parfois de façon très sensible, de ceux obtenus par L. Lévy-Garboua et A. Mingat.

TABLEAU 2.

Comparaison des taux de rendement privés de l'éducation en 1970 estimés par L. Lévy-Garboua et A. Mingat (1979) et par nous-même (durée moyenne d'études croissante).

Diplômes d'entrée	de sortie	Hommes		Femmes	
		Présente étude	L.Lévy-Garboua et A. Mingat	Présente étude	L. Lévy-Garboua et A. Mingat
C.E.P.	. Technique court	26.0	10.5	32.5	11.9
	. B.E.P.C.	15.1	21.9	17.4	20.3
	. Technique long	16.2	15.4	17.9	19.0
	. Baccalauréat général	12.9	13.8	14.3	16.3
	. Ensemble ¹ supérieur	15.8	n.d.	14.4*	n.d.
Bac.	. Ensemble ¹ supérieur	22.2	16.7	15.0*	7.8*

¹Ensemble des formations post-baccalauréat.

* Ces taux calculés sur la base de faibles effectifs ne sont présentés ici qu'à titre indicatif.

A l'origine des écarts observés, on trouve des estimations différentes de la scolarité moyenne, des coûts directs et surtout des taux d'activité. En nous limitant aux hommes et en appliquant à nos données les taux d'activité estimés par L. Lévy-Garboua et A. Mingat nous parvenons en effet à des résultats beaucoup plus proches de ceux auxquels ils aboutirent : le taux de rendement des études techniques courtes (CAP) estimé à 26.0% passe ainsi à 14.8% se rapprochant ainsi des 10.5% obtenus par L. Lévy-Garboua et A. Mingat. Pour les diplômés du supérieur, la proximité est encore plus nette puisque le taux de rendement des diplômes de l'enseignement technique supérieur (BTS, DUT) passe de 32.4% à 11.4% contre 12.2% pour L. Lévy-Garboua et A. Mingat ; celui de l'ensemble des diplômes du supérieur de 24.3% à 16.9% (contre 16.2%)¹.

S'il en était besoin, les différences observées entre les taux correspondant à une même formation fournissent une excellente illustration de la sensibilité des taux de rendement aux redressements qui affectent le niveau des gains aux âges jeunes, et, par extension, au choix de la population de référence.

De tous les résultats signalés comme étant non-conformes à la théorie par L. Lévy-Garboua et A. Mingat - faiblesse de la rentabilité des études techniques courtes, écart de rentabilité selon le sexe, forte rentabilité des études supérieures (cf. tableau 2, p. 15 colonnes 2 et 4), seul le dernier serait confirmé par nos propres estimations obtenues à partir d'un calcul direct des taux d'activité par âge. La théorie du capital humain se trouverait confortée. En fait, comme nous l'avons souligné précédemment, il serait hasardeux de porter un jugement quelconque sur le fonctionnement du système éducatif ou même sur la rentabilité de tel ou tel diplôme sans connaître l'importance du biais qui résulte de la prise en compte de l'ensemble des étudiants dans la détermination des profils âge-gains.

3.3. Evolution de la rentabilité des études entre 1970 et 1977.

La comparaison pour l'année 1970 des taux de rendement de l'éducation obtenus à partir de la méthode présentée dans la première section (intégration partielle des étudiants à la population de référence) et de ceux présentés dans le tableau précédent² nous révèle que la négligence des configurations d'insertion propres à chaque diplôme constitue un des défauts majeurs de la méthode d'estimation utilisée par nos précesseurs.

¹Les résultats de ces comparaisons pour l'ensemble des diplômes étudiés sont présentés en annexe B.

²Cf. le tableau 2, colonnes 1 et 3.

La prise en compte de l'ensemble des étudiants dans le calcul des gains, qui affecte les revenus comme les coûts d'opportunité associés à chaque formation, eut été sans grande conséquence sur la structure des taux de rendement si tous les diplômes avaient présenté une même configuration d'insertion ; or, tandis que l'obtention de certains diplômes comme les diplômes techniques est généralement suivie d'une insertion professionnelle rapide, l'obtention d'autres diplômes tels le CEP, le BEPC, le baccalauréat, constitue pour un grand nombre d'étudiants une étape vers une scolarité plus longue.

Pour se limiter à une distinction commode, on peut dire que la méthode utilisée par L. Lévy-Garboua et A. Mingat tend à sous-estimer les gains associés aux formations générales et au contraire à surestimer les gains associés aux diplômes techniques. Ceci permet d'expliquer que les taux de rendement des diplômes techniques (CAP, BT_n) soient dans le tableau suivant inférieurs à ceux présentés pour la même année dans le tableau précédent (14.2% contre 26.0% et 15.4% contre 16.2% pour les hommes), et que les taux de rendement du BEPC et du baccalauréat, qui en moyenne conduisent à une scolarité plus longue que celle des détenteurs du CEP, y soient au contraire plus élevés (20.3% contre 15.1% et 13.9% contre 12.9% pour les hommes). A des niveaux de rentabilité différents, ces résultats s'observent également pour les femmes.

TABLEAU 3.

Taux de rendement privés de l'éducation
selon la filière et le sexe entre 1970 et 1977.

Diplômes D'entrée de sortie	Hommes		Femmes		
	1970	1977	1970	1977	
C.E.P. {	. Technique court	14.2	26.6	17.8	47.4
	. B.E.P.C.	20.3	17.6	27.0	11.6
	. Technique long	15.4	18.0	16.1	15.7
	. Baccalauréat	13.9	14.8	15.9	16.2
BEPC {	. Baccalauréat	10.7	10.4	12.4	29.8
Bac. {	. Ensemble supérieur ¹	22.5	20.0	13.8 ²	12.7

¹Ensemble des formations post baccalauréat

²Ce taux calculé sur la base de faibles effectifs n'est présenté ici qu'à titre indicatif.

Si l'on se réfère à présent aux estimations obtenues à partir de la méthode développée dans la première section (tableau 3), il apparaît (et se confirme) que les taux de rendement calculés pour les femmes sont pour tous les diplômes considérés, supérieurs à ceux calculés pour les hommes¹. Ce résultat confère un certain crédit à l'hypothèse formulée par P. Bourdieu et J.C. Passeron (1970), selon laquelle les premières seraient "sur-sélectionnées" par rapport aux seconds ; il peut également provenir de l'existence d'un différentiel de gains entre personnes non-éduquées et éduquées nettement plus importante pour les femmes que pour les hommes, dû lui-même au fait que le mode d'activité des femmes de haut niveau d'éducation est relativement proche de celui des hommes (carrière sans retrait d'activité).

La présentation pour les deux sexes des taux de rendement du baccalauréat général par rapport au BEPC fait apparaître au niveau de l'enseignement primaire et secondaire une décroissance de la rentabilité marginale des études qui en théorie² reflète l'importance prépondérante des différences d'opportunité dans les choix effectués en matière d'éducation. En référence aux éléments présentés au cours de la seconde section, la forte hausse relative de la rentabilité des formations techniques courtes (CAP) entre 1970 et 1977, tant pour les hommes (+87.3%) que pour les femmes (+166.1%) permet de nuancer ce dernier résultat et de souligner l'importance des différences d'aptitude. On peut en effet interpréter la hausse relative du taux de rendement du CAP comme un indice de l'incapacité des individus qui ont été conduits à prolonger leurs études par la nouvelle législation à obtenir, à scolarité moyenne voisine, des gains comparables à ceux perçus à l'issue d'une formation technique courte. La constatation d'une augmentation (ou d'une constance) quasi-systématique de la rentabilité moyenne des autres diplômés entre 1970 et 1977 confirme cette interprétation. La nature des données disponibles tempère la portée immédiate de ces résultats. Dans la mesure où l'on ne dispose que de données transversales, une partie importante des titulaires du CEP considérés en 1977 n'a pas bénéficié du supplément de scolarité (et donc des gains supplémentaires) associés à l'allongement de l'âge légal de fin d'études³.

¹A l'exception des diplômes de l'enseignement supérieur, cf. infra.

²Selon l'analyse de G.S. Becker (1967), l'examen de la structure des taux de rendement associés à des investissements éducatifs d'inégale importance permet de préciser le poids respectif des différences d'opportunité et d'aptitude dans la détermination des demandes privées d'éducation : dans l'hypothèse où seule importe la richesse des familles, la rentabilité marginale de l'éducation doit décroître à mesure que le niveau d'études augmente ; à l'inverse, si les choix effectués en matière d'éducation dépendent essentiellement des capacités et des aptitudes des individus, la rentabilité marginale des études doit croître avec l'importance de l'investissement éducatif.

³Ce biais est partiellement compensé par le poids prépondérant accordé aux âges jeunes par la procédure d'estimation.

La baisse relative du taux de rendement du BEPC (-13.3% pour les hommes, -57.0% pour les femmes) constitue l'exception la plus notable à la tendance observée. Dans ce cas, l'augmentation très importante du taux de poursuite d'études¹ et la baisse des gains qui en a résulté² ont plus que compensé l'effet (positif) associé à la modification de la base d'estimation. A ceci pourrait s'ajouter un effet d'aptitude dû au fait que, le BEPC cessant progressivement d'être un diplôme terminal, la possession de ce seul diplôme s'identifie de plus en plus aux échecs dans le secondaire.

Pour les hommes, la constatation d'une hausse relative du taux de rendement plus forte pour les formations techniques longues (BTn) que pour le baccalauréat général renvoie aux éléments examinés précédemment : taux de poursuite d'études plus faibles pour les titulaires du baccalauréat technique ; augmentation plus importante parmi les titulaires du baccalauréat général de la proportion de diplômés ayant échoué dans l'enseignement supérieur.

La hausse du taux de rendement du baccalauréat - notamment pour les hommes où elle est nettement plus importante que celle observée pour les femmes (+6.4% contre +1.9%) - pourrait être notablement surestimée du fait de l'enregistrement en tant qu'actifs d'une partie des étudiants salariés par l'enquête FQP. Dans la mesure où cette pratique conduit à une sous-estimation du nombre de bacheliers poursuivant leurs études, l'élévation de la rentabilité de ce diplôme entre 1970 et 1977 pourrait tenir également au développement du salariat étudiant³ sur cette période.

Le biais précédent intervenant à la fois au niveau du coût d'opportunité et des gains, le problème de l'évolution de la rentabilité des diplômes supérieurs se pose en des termes très différents.

Si, comme tout porte à le croire, le développement du salariat régulier sur la période étudiée a davantage concerné les étudiants de 2^e et de 3^e cycles

¹Contrairement aux formations techniques courtes pour lesquelles la poursuite d'études est institutionnellement limitée, le BEPC constitue une étape vers les scolarités plus longues. C'est à ce niveau que nous avons observé l'augmentation la plus forte du taux de poursuite d'études entre 1970 et 1977, notamment pour les femmes

²Cf. supra, 1^{ère} section

³Le problème se pose davantage au niveau du baccalauréat général qu'à celui du baccalauréat technique, ce dernier conduisant dans le supérieur à des filières (BTS, DUT, etc...) où l'exercice d'une activité rémunérée est souvent incompatible avec l'organisation de la scolarité (cf. J.P. Jarousse, 1984, tabl. 4 et 5).

que ceux de premier cycle, la baisse de rentabilité des études supérieures, déjà sensible aux niveaux des résultats présentés dans le tableau 3 est ici nettement sous-estimée. Dans la mesure où il n'y a pas eu à ce niveau d'études une évolution de la demande d'éducation comparable à celle observée dans le secondaire, la baisse des taux de rendement enregistrée entre 1970 et 1977 est le reflet d'une réelle dégradation du marché du travail des diplômés de l'enseignement supérieur. Ce résultat s'avère tout à fait conforme à ceux que nous avons pu obtenir d'un examen des conditions d'insertion professionnelle des diplômés et de l'évolution du comportement des étudiants (Jarousse, 1984). Malgré cette baisse, la forte rentabilité des études supérieures constitue une exception à la décroissance de la rentabilité marginale des études qui se vérifie aux niveaux primaire et secondaire¹. Outre l'existence de facteurs associés au fonctionnement du marché du travail propre à certains diplômes, sur lesquels nous reviendrons par la suite, cette situation s'explique par l'intégration des gains du salariat étudiant à l'estimation de la rentabilité des études et par l'"imperfection" de l'indicateur retenu ("ensemble du supérieur") qui mêle aux filières traditionnelles des formations courtes mal définies.

Comme le suggèrent les données du tableau suivant, la baisse de la rentabilité des études supérieures, bien qu'inégale, n'a cependant épargné aucun diplôme.

TABLEAU 4.
Taux de rendement privés des différentes
filières de l'enseignement supérieur entre 1970 et 1977.

Diplômes d'entrée	Diplômes de sortie	Hommes		Femmes	
		1970	1977	1970	1977
Bac.	. B.T.S., D.U.T.	24.5	12.4	-	-
	. Licence, Maîtrise, Lettres/Sciences-Humaines	4.7	2.9	-	3.1
	. Licence, Maîtrise, Droit/Sciences-Economiques	15.3	14.3	-	8.1
	. Licence, Maîtrise, Sciences	10.7	8.5	-	8.3
	. Médecine, Pharmacie, Dentaire	14.8	12.6	-	13.2
	. Ecoles et Grandes Ecoles	17.3	16.6	-	20.6
	. Ensemble supérieur ¹	22.5	20.0	13.8 ²	12.7

¹ Cf. tableau 3.

² cf. tableau 3.

¹ L'exception constituée par la faible rentabilité de l'enseignement supérieur pour les femmes n'est qu'apparente et s'explique par un engagement massif de ces dernières dans les filières les moins rentables (Lettres/Sciences Humaines notamment).

Au vu des résultats présentés ci-dessus, nous ne pouvons manquer de souligner, comme le firent L. Lévy-Garboua et A. Mingat, l'extrême diversité de la rentabilité des études supérieures. Les données relatives à l'année 1970 font apparaître sur ce plan une opposition assez nette entre d'une part les diplômes du secteur sélectif (Ecoles, Médecine) et d'autre part ceux du secteur ouvert, nettement moins rentables, à l'exception toutefois des études de Droit, Gestion et Sciences Economiques. La baisse de la rentabilité des études supérieures intervenue entre 1970 et 1977 a creusé encore davantage le fossé existant entre ces deux groupes. Ce sont en effet les Ecoles et Grandes Ecoles qui ont connu la plus faible baisse enregistrée sur cette période (-0.4%) devant les diplômes de Droit/Sciences Economiques (-6.5%) et Médecine (-14.9%) ; les diplômes les moins rentables en 1970 ayant au contraire connu les plus fortes baisses (-38.3% pour les diplômes de Lettres/Sciences Humaines ; -20.6% pour ceux de Sciences).

Le cas des diplômes techniques longs (BTS, DUT) est à tous ces égards assez particulier : bien que les institutions qui délivrent ces diplômes puissent être classées dans le secteur pré-sélectif, ils ont subi une très forte baisse entre 1970 et 1977 (-49.4%), leur taux de rendement passant de 24.5% à 12.4%.

Outre le succès remporté par ces filières auprès d'étudiants chaque année plus nombreux, sur lequel nous reviendrons par la suite, ce résultat doit beaucoup au changement d'attitude de ces diplômés qui, avec la création des filières longues à finalité professionnelle (Maîtrise de Science et Technique notamment) ont trouvé un débouché dans le second cycle de l'enseignement supérieur¹ (hausse du taux de poursuite d'études).

Concernant la population féminine, la faiblesse des effectifs n'a pas permis de procéder à l'estimation de la rentabilité des diplômes pour l'année 1970. Pour l'année 1977, à l'exception des études de Droit/Sciences Economiques, les estimations de la rentabilité des diplômes s'avèrent pour les femmes, sinon égales, le plus souvent supérieures à celles obtenues pour les hommes.

La structure des taux de rendement des diplômes de l'enseignement supérieur estimés aux deux dates ne peut être expliquée en invoquant uniquement des différences d'opportunité. Le fait que la rentabilité des études tende plutôt à croître avec l'importance de la scolarité est à ce niveau révélateur de différences d'aptitudes individuelles et de qualité inégale des filières. Pour sa part,

¹La tendance à la prolongation des études qui s'observe au niveau des taux d'activité estimés à partir de l'enquête FQP a également été perçue par ceux qui se sont intéressés plus directement à l'insertion professionnelle de ces diplômés (cf. J. Lamoure et X. Viney, 1982).

la forte dispersion des taux de rendement qui s'observe en 1970 et plus encore en 1977 témoigne de la relative inefficacité du dualisme de l'enseignement supérieur. Il n'existe pas d'institutions intermédiaires ; les institutions les plus rentables sont celles où une forte sélection à l'entrée ou au cours des toutes premières années de scolarité s'accompagne d'une sélectivité totale plus faible que celle observée pour les autres filières¹.

L'évolution des inscriptions entre les différentes filières de l'enseignement supérieur entre 1960 et 1977, s'avère tout à fait cohérente avec celle de la structure des taux de rendement que nous venons d'observer.

A l'université², après une croissance annuelle très rapide entre 1960 et 1970 (12.7% par an en moyenne), les effectifs des étudiants nouvellement inscrits en Lettres-Sciences Humaines, ont continué de progresser jusqu'en 1975, mais à un rythme beaucoup plus lent (3.1% par an), date à partir de laquelle ils ont commencé à décroître (-0.3% par an entre 1975 et 1978) ; en Droit et Sciences Economiques, les inscriptions encore peu nombreuses jusqu'en 1965, ont crû ensuite très rapidement, témoignant de l'intérêt des étudiants pour ces filières ; elles sont demeurées positives (+0.3% par an) sur la fin de la période.

A un niveau plus agrégé, l'évolution des effectifs de quelques institutions représentatives de l'enseignement supérieur³ suit elle-même très fidèlement les prédictions qui découlent de l'examen des taux de rendement estimés pour 1970 et 1977.

Alors qu'au niveau des effectifs, on retrouve pour l'université la tendance précédemment observée, à savoir une explosion des effectifs entre 1960 et 1970 (de l'indice 100 à l'indice 297), suivi d'un ralentissement entre 1970 et 1977 (indice 368) conforme à l'évolution des taux estimés, l'importance du rationnement des diplômés sur l'évolution de la rentabilité des Ecoles et Grandes Ecoles ressort directement de l'évolution des effectifs des classes préparatoires observée sur la même période : base 100 en 1960, les effectifs des classes préparatoires aux Grandes Ecoles atteignaient seulement l'indice 155 en 1970 et 186 en 1977. Le cas des S.T.S. et des I.U.T. est intermédiaire aux deux précédents. Le rationnement des candidats s'étant accompagné d'une multiplication des spécialités, ces filières au départ très rentables ont été, entre 1970 et 1977, victimes du succès qu'elles ont rencontré auprès des étudiants : base 100 en 1960, les effectifs des S.T.S. et des I.U.T.⁴ sont successivement passés, entre 1970 et 1977, de l'indice 636 à l'indice 1248.

¹Sur ces points, cf. L. Lévy-Garboua (1979b).

²D'après G. Lassibille et alii (1980).

³SIGES, 1980(2).

⁴Créés en 1966.

CONCLUSION.

Avant toute chose, l'examen de l'évolution récente de la rentabilité des études nous aura permis de révéler et de discuter les biais résultant de différentes approches de la population servant de référence aux estimations des taux de rendement de l'éducation.

Dans la mesure où elle aboutit à tronquer la population de référence, la limitation du calcul des gains (et des coûts d'opportunité) aux seuls diplômés actifs s'avère discutable ; l'intégration de tous les étudiants à la population de référence (avec des gains nuls) ne paraît guère plus satisfaisante puisqu'elle sous-estime la rentabilité des études.

En limitant l'intégration des étudiants à la fraction d'entre eux qui a tenté sans succès d'obtenir un autre diplôme, nous n'avons rien fait d'autre que choisir une population en accord avec la mesure de l'éducation retenue par la majorité des auteurs (plus haut diplôme obtenu, etc...).

Il semble que l'intérêt d'une telle option ne se limite pas à cette nécessaire cohérence.

La méthode retenue dans cette étude permet une amélioration sensible des estimations annuelles et accroît la comparabilité des taux de rendement par la prise en compte des configurations d'insertion propres à chaque diplôme. Par ailleurs, elle facilite les comparaisons intertemporelles de la rentabilité des études. En nous limitant aux résultats obtenus pour l'année 1970, nous avons pu ainsi améliorer les résultats obtenus par nos prédécesseurs et infirmer certaines de leurs hypothèses (faiblesse de la rentabilité des études techniques courtes, inégalités des taux de rendement entre hommes et femmes).

Le changement de l'âge légal de fin d'études intervenu au cours de la période étudiée est venu singulièrement compliquer l'analyse de l'évolution de la rentabilité des études. La comparaison des taux de rendement estimés en référence à la législation en vigueur aux deux dates, conduite après un examen des conséquences de ce changement législatif sur la rentabilité des études, fait apparaître que la situation des individus qui auraient cessé rapidement leur scolarité en l'absence de législation a pu se dégrader (la perte des revenus qu'ils auraient perçus entre 14 et 16 ans n'étant que partiellement compensée par la hausse des gains associée à leur supplément de scolarité).

Pour les autres formations, il n'a pas été possible de dissocier ce qui, dans la variation des gains, était dû spécifiquement à l'évolution du marché des différentes formations ou au développement de la demande d'éducation dans

l'enseignement secondaire. Au niveau des formations générales, la baisse des gains due à cette dernière paraît avoir été très sensible au cours de la période étudiée.

Pour ce qui concerne l'enseignement supérieur pour lequel la comparabilité des taux était assurée par l'existence d'une référence commune aux deux dates, et compte tenu du faible taux de poursuite d'études enregistré à ce niveau, la baisse de la rentabilité des titres entre 1970 et 1977 est bien imputable à une dégradation du marché du travail des diplômés. Celle-ci, pour avoir davantage affecté les formations du secteur ouvert de l'enseignement supérieur (à l'exception notable du groupe Droit-Gestion-Sciences Economiques) paraît avoir accru encore davantage le fossé qui sépare les deux types d'institutions.

Après avoir longuement insisté au cours de la première section sur les limites théoriques et empiriques du calcul des taux de rendement de l'éducation, la hiérarchisation explicite des diplômes qu'il fait apparaître et, sur un tout autre plan, la cohérence de l'évolution de la rentabilité des diplômes du supérieur et des inscriptions enregistrées à ce niveau d'études sur les 25 dernières années, apparaissent finalement comme autant d'exemples qui soulignent l'aptitude des taux de rendement à rendre compte, de façon simple et interprétable, du fonctionnement du système éducatif et de la nature (investissement/consommation) du processus éducatif lui-même.

REFERENCES.

- AFFICHARD, J. 1981, Quels emplois après l'école ? La valeur des titres scolaires depuis 1973, *Economie et Statistiques*, pp. 7-26.
- BAUDELLOT, C. BENOLIEL, L. CUKROWICZ, H., ESTABLET, R. 1981, *Les étudiants, l'emploi, la crise*, Paris : Petite Collection Maspero, 220 pages.
- BECKER, G.S. 1964, *Human Capital*, New-York : NBER, Columbia University Press (2è édition : 1975), 187 pages.
- 1967, *Human Capital and the Personal Distribution of Income : an Analytical Approach*, Ann Arbor : Woytinski Lecture, 49 pages.
- BLAUG, M. 1976, "Human Capital Theory : a Slightly Jaundiced Survey", *Journal of Economic Literature*, Vol. XIV, pp. 827-855.
- BLAUG M. LAYARD, P.R.G., WOODHALL, M. 1969, *The Causes of Graduate Unemployment in India*, Londres : Allen Lane, The Penguin Press.
- BOUDON, R. 1979, "The 1970's in France : A Period of Student Retreat", *Higher Education*, Vol. 8, pp. 669-681.
- BOURDIEU, P. et PASSERON, J.C. 1970, *La reproduction*, Paris : Edition de Minuit.
- HANOCH, G. 1967, "An Economic Analysis of Earnings and Schooling", *Journal of Human Resources*, Vol. 2, n° 3, pp. 310-330.
- JAROUSSE, J.P. 1984, "Les contradictions de l'Université de masse dix ans après (1973-1983)", *Revue Française de Sociologie*, Vol. XXV, n° 2.
- LAMOURE, J., VINEY, X. 1982, "L'entrée dans la vie active des jeunes sortant d'IUT et de STS : complémentarité et concurrences", *Cahiers de l'Observatoire National des entrées dans la vie active*, n° 8, Paris : *La Documentation Française*, 68 pages.
- LASSIBILLE, G., LEVY-GARBOUA, L. NAVARRO-GOMEZ, L., ORIVEL, F. 1980, De l'inefficacité du système français d'enseignement supérieur, Rapport d'A.T.P. au CNRS, Dijon : CREDOC-IREDU, 130 pages.
- LEVY-GARBOUA, L. 1973, Les profils âge-gains correspondant à quelques formations-type en France en 1970, ronéo, Paris : CREDOC, 74 pages.
- 1979a, "Marché du travail et marché de l'enseignement supérieur", in *L'Economie de l'Éducation : Travaux Français*, Eicher, J.C., Lévy-Garboua, L. (eds), Paris : Economica, pp. 178-210.
- 1979b, "Planification et régulation de l'enseignement supérieur en France", *Sciences de Gestion*, n° 1.
- , MINGAT, A. 1979, "Les taux de rendement de l'éducation", in *L'Economie de l'Éducation : Travaux français*, Eicher, J.C. et Lévy-Garboua, L. (eds), Paris : Economica, pp. 104-140.
- MINGAT, A. 1977, Essai sur la demande d'éducation, | Thèse pour le Doctorat d'Etat de Sciences Economiques, Université de Dijon, 2 tomes, 445 pages.

- PASSERON, J.C. 1982, "L'inflation des diplômes : remarques sur l'usage de quelques concepts analogiques en sociologie", *Revue Française de Sociologie*, Vol. XXXIII, n° 4, pp. 551-584.
- PETIT, P. 1975, "Rendement de l'enseignement supérieur et origine sociale", *Revue Economique*, Vol. 26, n° 4, pp. 587-603.
- POHL, R., SOLEILHAVOUP, J. 1982, "Mobilité Professionnelle : enquête Formation Qualification Professionnelle de 1977, *Les Collections de l'INSEE*, Série D, n° 91, Paris, 345 pages.
- PSACHAROPOULOS, G. 1973, *Return to Education an International Comparison*, Elsevier Scientific Publishing Company, Amsterdam, 216 pages.
- RIBOUD, M. 1978, *"Accumulation du capital humain*, Paris : Economica, 209 pages.
- ROSEN, S. 1976, "Human Capital : A Survey of Empirical Research in R.Ehrenberg" *Research in Labor Economic*, Vol. 1, Greenwich : Johnson Associates, pp. 3-39.
- VAISEY, J. 1972, *The Political Economy of Education*, Duckworth, 307 pages.
- INSEE, 1978, Bilan Formation-emploi 1973, Paris : CEREQ-INSEE-SEIS, *Collections de l'INSEE*, série D, n°59, 131 pages.
- 1981, Bilan Formation-Emploi 1977, Paris : CEREQ-INSEE-SEIS, *Collections de l'INSEE*, série D, n°78, 175 pages.
- 1983, Bilan Formation-Emploi, années 1977 à 1980, Paris : CEREQ-INSEE-SIGES, *Archives et Documents*, n° 78, 163 pages.
- SIGES, 1980(1), Famille : coût d'éducation et pratiques socio-culturelles, SEIS, *Etudes et Documents*, Paris : Ministère de l'Education Nationale, 169, pages.
- , 1980(2), L'enseignement supérieur en France : études statistiques et évolution de 1959-1960 à 1977-1978, SEIS, *Etudes et Documents*, Paris : Ministère de l'Education Nationale, 135 pages.
- 1983, Données statistiques sur l'enseignement technique, *Education et Formation*, n° 5, Paris : Ministère de l'Education Nationale. 152 pages.
- ONU, 1980, *Yearbook of National Accounts Statistics, 1979*, Vol. 1 (individual Country Data), New-York : United Nations).

· ANNEXES

ANNEXE A.

Gains moyens aux âges jeunes pour les titulaires du CEP
en 1970 selon différentes définitions de la population
de référence (en francs 1970).

Ages	Actifs employés	Actifs	Actifs et étudiants (avec G=0)	Actifs et étudiants ayant échoué (avec G=0)
14	3263	3230	485	910
15	3263	3230	1292	1928
16	7905	7826	5087	6300
17	7905	7826	6260	7035
18	10695	10641	8513	9564
19	10695	10641	9577	10134
20	11301	11199	11199	11199

ANNEXE B

Comparaison des taux de rendement privés de l'éducation, selon la filière pour l'année 1970, obtenus par L. Lévy-Garboua et A. Mingat (B) et nous-même, directement (A) et en utilisant les taux d'activités estimés par ces deux auteurs (C) / (Hommes)

d'entrée	Diplômes de sortie	A	B	C
C.E.P.	. Technique court	26.0	10.5	14.2
	. B.E.P.C.	15.1	21.9	-
	. Technique long	16.2	15.4	12.8
	. Baccalauréat général	12.9	13.8	14.7
Bac.	. B.T.S., D.U.T.	32.4	12.2	11.4
	. Licence, Maîtrise, Lettres /Sciences Humaines	5.3	-	4.8
	. Licence, Maîtrise, Lettres /Sciences Eco.	17.3	16.7	17.1
	. Licence, Maîtrise, Sciences	11.5	12.3	11.1
	. Médecine, Pharmacie	18.6	24.1*	17.4
	. Ecoles et Grandes Ecoles	23.6	20.4**	21.0
	. Ensemble supérieur	22.2	16.7	14.5

* Médecine uniquement

** E.C.P., ENSAM uniquement.

ANNEXE C

taux d'échec dans la poursuite d'études à partir de différents diplômes.

C E P	C A P	B E P C	Baccalauréat BTn	Supérieur
45%	45%	41%	30%	15%

Sources : - Primaire et technique court : tableaux des enseignements et de la formation (1970 à 1981) ; Ministère de l'Education Nationale.
- Secondaire et supérieur : Bilans Formation-Emploi, (1973 à 1981).

SOMMAIRE

INTRODUCTION GENERALE	1
CHAPITRE I : ANALYSE ECONOMIQUE ET FONDEMENTS SOCIAUX DES DISPARITES DE SALAIRES	5
INTRODUCTION	7
SECTION I-LES ELEMENTS DU MODELE THEORIQUE	9
1. Les investissements scolaires	10
2. Les investissements en expérience professionnelle	12
SECTION II - LES ESTIMATIONS EMPIRIQUES DES MODELES ISSUS DE LA THEORIE	13
SECTION III - VARIATIONS SUR LA DEFINITION STATISTIQUE DU REVENU SALARIAL ...	21
SECTION IV - DEFINITIONS ALTERNATIVES DE L'EDUCATION ET MODELE ALTERNATIF D'EXPLICATION	24
4.1. Amélioration des variables de capital humain	24
4.2. Un modèle alternatif à celui du capital humain. Contenu en connaissances ou filtre d'aptitudes, effets d'expérience et/ou effets de génération	38
CONCLUSION	50
REFERENCES	52
CHAPITRE II : L'INFLUENCE DES EVENEMENTS FAMILIAUX DANS LA FORMATION DES REVENUS	53
INTRODUCTION	55
1. Le modèle de base	56
2. Les données utilisées	57
3. Les résultats empiriques	59
CONCLUSION	68
ANNEXE	69
REFERENCES	70
CHAPITRE III : EDUCATION, SALAIRES ET ACTIVITE DES FEMMES MARIEES EN FRANCE.	71
INTRODUCTION	73
1. Problèmes théoriques de l'estimation des comportements de participation	74
2. Les données	83
3. Résultats des estimations	86
CONCLUSION	96
NOTES	97

CHAPITRE IV : LA RENTABILITE DES ETUDES EN FRANCE ENTRE 1970 et 1977	101
INTRODUCTION	103
1. Les taux de rendement de l'éducation : une théorie des méthodes	106
2. Spécificité de la période étudiée	111
3. Evolution de la rentabilité privée des diplômes entre 1970 et 1977	116
3.1. Choix des données et de la méthode d'estimation	116
3.2. Les taux de rendement privés de l'éducation en 1970 .	119
3.3. Evolution de la rentabilité des études entre 1970 et 1977	120
CONCLUSION	127
REFERENCES	129
ANNEXES	131

C R E D O C - Equipe "Economie Sociologique"
associée au CNRS (ERA 776)

142, rue du Chevaleret - 75013 PARIS

Tél. 584.14.20

Publications, documents de travail/working papers.

- 73 01 Lévy-Garboua, L. Rémunère-t-on les Etudes ? Consommation, n° 3.
- 74 01 Lemennicier, B. Une définition des dépenses d'éducation des familles, Consommation, n° 2.
- 74 02 Lévy-Garboua, L. Lemennicier, B., Nguyen, K., Ressources et dépenses des étudiants.
- 75 01 Lévy-Garboua, L. Carayon-Maffre, J. Analyse économique et description de la consommation
- 76 01 Lévy-Garboua, L. Les demandes de l'étudiant ou les contradictions de l'Université de Masse,
Revue Française de Sociologie 17.*
- 77 01 Lemennicier, B. Les tentatives d'explication du comportement des étudiants par les économistes
et la confrontation des hypothèses aux faits, Revue Française de Sociologie 18.
- 78 01 Lévy-Garboua, L. Les demandes de l'étudiant ou les contradictions de l'Université de masse :
réponse aux commentaires, Revue Française de Sociologie 19.
- 78 02 Lévy-Garboua, L., Jarousse, J.P. Education, aptitudes perceptives et valeur extraite des
choses familiales.*
- 78 03 Lévy-Garboua, L. Production and the Appropriation of Personal Incomes, in Personal Income
distribution, Krelle and Shorrocks (eds), Amsterdam : North Holland.
- 78 04 Lévy-Garboua, L. Perception and the Formation of Choice, in Sociological Economics,
Lévy-Garboua, L. (ed.), Londres : Sage Pub.
- 79 01 Lévy-Garboua, L. Planification et régulation de l'enseignement supérieur en France,
Science de Gestion, n° 1.*

- 79 02 Babeau, A., Lévy-Garboua, L. Les effets économiques et financiers de l'évolution démographique
Consommation, n° 2
- 80 01 Lemennicier, B. La spécialisation des rôles conjugaux, les gains du mariage et la perspective du
divorce, Consommation, n° 1.
- 80 02 Lévy-Garboua, L., Lévy, M.L. A la recherche d'un modèle économique de la fécondité, Revue d'Economie
Politique, n° 6.
- 80 03 Lemennicier, B. On X-Inefficiency : Control and Performances in the French Higher Education.
- 80 04 Gardes, F. Variation des ensembles de choix individuels : les zones de consommation.
- 81 01 Lévy-Garboua, L., Lemennicier, B. L'arbitrage autarcie-marché : une explication du travail féminin,
Consommation, n° 2.*
- 81 02 Lévy-Garboua, L. Théorie de la perception et modification des préférences sous l'influence du
message social.
- 81 03 Lemennicier, B. Peut-on être hostile à la publicité commerciale sans être hostile aux campagnes
publicitaires de l'Etat ?
- 81 04 Lévy-Garboua, L. Une théorie positive de l'information et des choix.
- 81 05 Lemennicier, B. Naissance, chance et malchance, Analyses de la Sedeis, n° 20.
- 81 06 Lévy-Garboua, L. L'économie et le rationnel, L'Année Sociologique 31.
- 82 01 Lévy-Garboua, L. La nouvelle théorie du consommateur, Enjeux, n° 21.
- 82 02 Jarousse, J.P., Lévy-Garboua, L. Analyse économique du travail temporaire.

- 82 04 Lemennicier, B. Les déterminants de la mobilité matrimoniale, Consommation, n° 2.
- 83 01 Lévy-Garboua, L. Les modes de consommation de quelques pays occidentaux, Consommation, n° 1.
- 83 02 Gardes, F. L'évolution de la consommation marchande en Europe et aux USA depuis 1960, Consommation. n° 2.
- 83 03 Lévy-Garboua, L. Innovations et substitutions dans la consommation des ménages, rapport STS, Paris : CREDOC.
- 84 01 Jarousse, J.P., Les contradictions de l'Université de masse dix ans après (1973-1983), Revue Française de Sociologie, vol. 25 (à paraître).
- 84 02 Jarousse, J.P., Evolution de la rentabilité des études en France entre 1970 et 1977, ronéo, Paris : CREDOC. (à paraître).
- 84 03 Lévy-Garboua, L., Economie publique et politiques sociales, in Dépenses publiques et politiques sociales efficientes, (chap. I), Paris : CREDOC.
- 84 04 Lévy-Garboua, L., La justice comme assurance : une application à la Sécurité Sociale, in Dépenses publiques et politiques sociales efficientes, (chap. IV), Paris : CREDOC.
- 84 05 Lemennicier, B., Les droits de propriété sur le capital humain au sein des familles, et leur évolution, in Dépenses publiques et politiques sociales efficientes, (chap. II), Paris : CREDOC.
- 84 06 Lemennicier, B., Les dépenses de l'Etat comme coût de la démocratie, in Dépenses publiques et politiques sociales efficientes, (chap. III), Paris : CREDOC.
- 84 07 Lemennicier, B., Un modèle simple d'offre de travail et ses extensions, in Fiscalité et offre de travail féminin, (chap. I), Paris : CREDOC, (à paraître).
- 84 08 Lemennicier, B., Elasticités-prix et revenus de l'offre de travail, in Fiscalité et offre de travail féminin, (chap. II), Paris : CREDOC, (à paraître).

Pour se procurer les documents, s'adresser au CREDOC, "Equipe "Economie Sociologique"

*English draft can be send on request.

4 MAR 1985

