

RÉMUNÈRE-T-ON LES ÉTUDES ? ⁽¹⁾

par

Louis LEVY-GARBOUA

SOMMAIRE

Introduction	58
SECTION 1 : Les gains et la rentabilité privée de la formation	58
1.1. La fonction de gains	58
1.2. La rentabilité privée de la formation	63
SECTION 2 : Vers une spécification plus complète de la fonction de gains	66
2.1. La substituabilité des capacités filtrées et des capacités non filtrées	66
2.2. Effet du parchemin ou de la formation ?	68
2.3. Segmentation du marché du travail et ségrégation sociale ...	69
2.4. Capacités non filtrées par le diplôme et népotisme culturel .	73
Conclusion	75

(1) La recherche présentée dans cet article a été financée par une Action Thématique Programmée du CNRS. Les résultats détaillés sont fournis dans [9] avec une exposition assez différente. Je remercie particulièrement B. Lemennicier pour les suggestions qu'il a faites, ainsi que J. Frisch et l'INSEE qui ont permis la duplication des données de l'enquête INSEE (1964) sur la Formation et la Qualification Professionnelle. Ce travail a été réalisé avec l'assistance de K. N'GUYEN et avec le concours de A. ZOUAOU pour le traitement informatique.

Il n'est guère d'opinion plus répandue que celle qui consiste à penser que l'on rémunère les études. Cet article a pour but de présenter un modèle théorique simple qui s'appuie sur cette hypothèse, puis d'en examiner le bien-fondé et les limites.

Les données utilisées dans l'analyse empirique sont celles de la première enquête INSEE (1964) sur la Formation et la Qualification Professionnelle (dite F.Q.P.), qui est présentée dans [12]. L'échantillon étudié contient *près de 8 000 salariés français qui avaient, en 1962, entre 14 et 44 ans, dont plus de 5 000 du sexe masculin*. Malgré sa grande richesse, il n'avait pu faire, jusqu'ici, l'objet d'une investigation économétrique détaillée (1) ; aussi, l'intérêt de cette source devrait compenser largement son ancienneté relative. La connaissance des salaires souffre toutefois d'une lacune sérieuse, puisque l'enquête n'indique pas si les salaires déclarés rémunèrent une activité à temps plein ou partiel, pendant une partie ou la totalité de l'année. Ce défaut a été atténué autant que possible en éliminant les hommes qui n'avaient pas accompli une année d'activité complète en 1962 et en limitant ici l'analyse au sexe masculin dont l'activité est régulière sur l'ensemble de définition considéré.

SECTION 1

LES GAINS ET LA RENTABILITÉ PRIVÉE DE LA FORMATION

La fonction de gains que nous avons testée dérive de celles qui ont été présentées par Mincer [10, 11], Becker et Chiswick [3], mais sa formulation requiert moins d'hypothèses. Elle explique essentiellement les salaires annuels nets par l'âge et les durées de formation dans différents cycles ou filières d'enseignement. Des versions plus élaborées du modèle incluent néanmoins d'autres variables, dont les diplômes obtenus. La caractéristique principale des fonctions de gains utilisées est qu'elles permettent d'estimer directement les taux de rendement privés moyens de l'enseignement et de la formation post-scolaire, avec une approximation qui semble raisonnable, d'après les résultats analogues obtenus aux États-Unis [11].

1.1. La fonction de gains

Quatre hypothèses sont nécessaires pour justifier la fonction de gains qui sera utilisée :

H1) il existe un petit nombre de (éventuellement un) marchés du travail non compétitifs entre eux et tous les marchés sont en situation de concurrence parfaite;

H2) la durée de la formation est la source essentielle des gains, mais elle n'en est pas nécessairement la cause directe;

(1) Jusqu'à présent, seuls quelques tableaux concernant les salaires ont été publiés dans [13, p. 40 et pp. 43-4] et dans [7].

H3) les individus décident rationnellement de la durée de leur formation, c'est-à-dire qu'ils ne la prolongent que s'ils en attendent un supplément de revenus actualisé supérieur ou égal au coût marginal;

H4) le coût de la formation se limite au coût d'opportunité, c'est-à-dire aux revenus abandonnés du fait de cette activité.

On suppose, en outre, que l'économie est dans une situation de plein-emploi et que chaque personne active fournit une quantité de travail fixe L_0 . Dans ce qui suit, l'indice i représente un individu, j son âge, $C_i(j)$ le coût marginal pour lui de la formation nette (1) et $E_i(j)$ ses gains annuels bruts (2), c'est-à-dire le revenu maximum qu'il peut tirer d'une activité rémunérée. Le salaire est désormais assimilé aux gains bruts (3); mais cette dernière notion est plus générale, puisqu'elle est définie sur l'ensemble du cycle de vie individuel.

D'après H1 et H3, les gains nets de tous les individus qui offrent leur travail sur un même marché auront la même valeur actuelle, en situation d'équilibre, puisque, sur un marché parfait, le coût d'un supplément de formation doit être exactement compensé par un revenu plus élevé au cours de la vie active. Dans ces conditions, sur chaque marché, les individus actualisent leurs gains nets à un même taux, que l'on nomme taux de rentabilité interne privé de la formation, et que l'on symbolise par la lettre r .

Historiquement, le taux de rendement privé de l'éducation a été introduit dans l'analyse économique par la théorie du capital humain [2, 3, 10], selon laquelle la formation accroît *directement* la *productivité* individuelle, à l'issue de la période d'investissement. Mais, en réalité, il est tout aussi légitime de définir la rentabilité *privée* de l'éducation si l'on admet la théorie du filtre (4) [5, 6, 8]. Selon cette dernière, l'enseignement n'exerce aucun effet direct sur la productivité des personnes; il ne fait que *redistribuer* le revenu national fixé par ailleurs au profit de celles qui sont naturellement les plus capables (5), et ne sert qu'à *sélectionner* celles-ci. Ainsi, *le taux de rendement privé de la formation est une notion plus générale que celle du capital humain* (6).

(1) Formation nette = formation brute — dépréciation professionnelle.

(2) Soit L_0 fois le taux horaire des gains bruts, si le temps de travail est mesuré en heures.

(3) Le salaire perçu est égal aux gains *bruts* si l'individu consacre tout son temps à des activités rémunérées ou bien s'il ne finance pas lui-même sa formation courante. On définit aussi les gains *nets* en déduisant des gains bruts le coût annuel de la formation nette. En toute rigueur, le salaire est compris entre les gains nets et les gains bruts; mais, dans la suite du texte, il sera assimilé aux seconds, ce qui constitue une approximation convenable et simplifie légèrement le modèle.

(4) Développée récemment, cette théorie a reçu des noms divers. Elle est intitulée théorie psychologique dans [5, 9], théorie de l'écran dans [8], théorie du filtre dans [6]. Après réflexion, la meilleure dénomination serait « théorie du filtre » ou « théorie de la sélection ».

(5) Par contre, si l'on admet la théorie du filtre, il est impossible de mesurer une partie des bénéfices *sociaux* dus à l'éducation supplémentaire par l'augmentation des gains qui l'accompagne. Cette procédure n'est justifiée que si la théorie du capital humain est vraie.

(6) Cette remarque peut être rapprochée de l'argumentation avancée par R. Solow [14] en théorie du capital.

D'une manière assez générale, les gains bruts peuvent être décomposés additivement en deux termes, le premier indépendant et le second dépendant du système de formation :

$$E_i(j) = \bar{F}_i(j) + F_i(j), \quad (1)$$

avec

$$F_i(j) = \int_0^j r(t) C_i(t) dt$$

Pour interpréter les deux composantes du salaire, considérons deux personnes qui ont le même âge, la même formation, et qui offrent leur travail sur un même marché. *Définissons les capacités individuelles comme tout ce qui entraîne une différence de salaire dans une situation parfaitement concurrentielle* (1). Sur l'expression (1), on voit que nos deux individus ne peuvent avoir des salaires distincts que si : $\bar{F}_1 \neq \bar{F}_2$. Cette inégalité signifie elle-même, d'après la définition précédente, que 1 et 2 ont des capacités totales différentes. Comme ils sont tous les deux parvenus au même niveau d'études, on peut dire que leurs *capacités filtrées par le système de formation* sont identiques ($F_1 = F_2$); le premier terme (\bar{F}) est donc la rémunération des *capacités non filtrées*, et celles-ci ne sont pas identiques chez les deux personnes.

La fonction de gains présentée ci-après dérive d'un modèle théorique de formation, c'est-à-dire qu'elle vérifie l'hypothèse H2. Ceci implique que tous les individus ayant la même formation ont exactement les mêmes capacités non filtrées.

Considérons alors l'équation (1) pour deux années successives de la carrière d'un même individu et soustrayons les deux expressions membre à membre :

$$E_i(j+1) - E_i(j) = \bar{F}_i(j+1) - \bar{F}_i(j) + \int_j^{j+1} r(t) C_i(t) dt$$

Pour simplifier, nous supposons que les capacités non filtrées par le système de formation, ou plutôt leur rémunération, n'évoluent pas en fonction de l'âge; nous admettrons aussi que le taux de rendement de l'éducation ne peut varier que par paliers annuels ou pluriannuels. La différence première ci-dessus prend alors une forme très simple :

$$E_i(j+1) - E_i(j) = r(j) C_i(j), \quad (2)$$

où $C_i(j)$ est le coût supporté par l'individu i pour sa propre formation nette de l'année $[j, j+1]$. La forme (2) laisse clairement apparaître la signification d'un taux de rendement de l'éducation; elle montre aussi que les gains bruts (les salaires) continuent de croître tant que la dépréciation

(1) En particulier, marché du crédit et information parfaits.

professionnelle de l'individu reste inférieure au coût de sa formation brute (1), mais en général de moins en moins vite (2).

Ayant éclairci la définition du taux de rendement de l'éducation et les deux propriétés essentielles de la fonction de gains, particularisons le modèle économétrique testé dans cet article, en utilisant l'hypothèse H4 en posant :

$$C_i(j) = k_i(j)E_i(j), \quad (3)$$

où $k_i(j)$ est un nombre compris entre zéro et un qui peut s'interpréter comme l'équivalent-temps consacré à la formation au cours de l'année $[j, j + 1]$. Si l'on porte (3) dans (2), on obtient, après arrangement des termes :

$$E_i(j + 1) = [1 + r(j)k_i(j)] E_i(j) \quad (4)$$

Pour pouvoir tester le modèle, considérons désormais les taux de rendement *moyens* des enseignements secondaire et supérieur (r_s) et des formations post-scolaires (r_p). Par récurrence, (4) s'écrit ainsi :

$$E(j) = E_s \prod_{t=s}^{j-1} (1 + r_p k(t)),$$

où E_s représente les gains bruts de l'individu représentatif qui a suivi années d'enseignement. Cette expression se linéarise si l'on en prend le logarithme népérien :

$$\text{Log } E(j) = \text{Log } E_s + \sum_{t=s}^{j-1} \text{Log } (1 + r_p k(t)).$$

Elle se simplifie encore si l'on remarque que les taux de rendement avoisinent 10 % et que $k(t)$ est inférieur à un. Dans ce cas, il est légitime de remplacer le terme de droite par son développement limité au premier ordre :

$$\text{Log } E(j) = \text{Log } E_s + r_p \sum_{t=s}^{j-1} k(t) \quad (5)$$

L'équation testée dérive directement de (5). Appliquons en effet la relation de récurrence (4) à E_s , et prenons le logarithme népérien de l'expression obtenue puis un développement limité des termes au premier ordre :

$$\text{Log } E_s = \text{Log } E_0 + r_s S12N, \quad (6)$$

(1) $r(j) > 0$, parce qu'un individu rationnel n'investira pas dans sa formation s'il en attend un rendement négatif. Si, en outre, $C_i(j) > 0$, les gains bruts augmentent avec l'âge : $E_i(j + 1) - E_i(j) > 0$.

(2) $E_i(j + 1) - E_i(j)$ est une fonction décroissante de l'âge, à cause de la dépréciation professionnelle, de la diminution du nombre d'années sur lesquelles porteront les bénéfices d'une formation présente, de la réduction de la valeur actuelle d'un investissement repoussé à un âge ultérieur ($\frac{dC_i(j)}{dj} < 0$), et enfin à cause de la limitation des capacités humaines ($\frac{dr(j)}{dj} < 0$). Voir [9, pp. 280-2].

où E_0 représente les gains bruts de l'individu représentatif ayant un niveau d'études primaires et où $S12N$ est la durée de la scolarité nette ⁽¹⁾ au-delà du primaire.

Pendant la vie active, la fonction $k(j)$ est la somme de deux termes qui correspondent respectivement à la formation post-scolaire (indice p) et à l'apprentissage sur le tas (indice a) :

$$k(t) = k_p(t) + k_a(t) \quad ; \quad t \geq s_0 + S12,$$

où s_0 est l'âge atteint à l'issue des études primaires et $S12$ le nombre d'années passées dans les enseignements secondaire et supérieur.

$k_p(t)$ prend des valeurs discrètes positives pendant les périodes de formation post-scolaire, tandis que $k_a(t)$ décroît continûment au cours du processus d'apprentissage sur le tas. Supposons, enfin, que cette dernière fonction soit linéaire par rapport à l'âge et définie pendant la vie active. Dans ces conditions, on vérifie que :

$$r_p \sum_{t=s}^{j-1} k(t) = r_p P + aj - bj^2 + c, \quad (7)$$

a et b étant des coefficients constants positifs et P l'équivalent-temps consacré à la formation post-scolaire ⁽²⁾.

En ajoutant (6) et (7), on obtient une expression de (5) qui peut être testée empiriquement à partir des données de l'enquête F.Q.P. (1964) :

$$\text{Log } E(j) = r_s S12N + r_p P + aj - bj^2 + c' \quad (8)$$

Sur ce modèle, les coefficients des variables de formation ($S12N$, P) s'interprètent donc comme les taux de rentabilité interne moyens et partiels (en gardant les autres variables constantes) des investissements privés correspondants ⁽³⁾. L'équation (8) se généralise sous la même forme lorsqu'on introduit plusieurs cycles consécutifs d'enseignement ⁽⁴⁾ : secondaire ($S1N$) et supérieur ($S2N$) ⁽⁵⁾; lorsqu'on distingue deux filières disjointes au niveau secondaire ⁽⁶⁾ : générale ($S1G$) et technique ($S1T$), enfin, lorsque l'on distingue le nombre de niveaux (ou années normales) dans l'enseignement secondaire général ($NIVG$) ou technique ($NIVT$) du nombre d'années redoublées ou retard scolaire ($S1 - NIV$).

(1) La durée de scolarité est nette des périodes d'activité productive. Le coefficient k est légèrement inférieur à un pour certains élèves en apprentissage ou dans l'enseignement supérieur, mais on peut supposer qu'il est constant et très voisin de un pendant la période dite de scolarité.

(2) $P = \sum_{t=s}^{j-1} k_p(t)$

(3) En pratique, l'emploi de logarithmes décimaux ne permet pas d'interpréter directement les coefficients de régression du modèle comme des taux de rendement. Il suffit cependant de multiplier les estimations par 2.3 pour calculer ces taux.

(4) Voir [9, pp. 254-6].

(5) $S12N = S1N + S2N$.

(6) Voir [9, pp. 256-8].

1.2. La rentabilité privée de la formation

Conformément au modèle de formation (8), l'analyse empirique révèle bien que le nombre d'années d'études explique le logarithme du salaire de manière plus satisfaisante que le salaire lui-même. Le meilleur ajustement est obtenu par ailleurs lorsque la durée de la scolarité est mesurée au-delà du primaire et en termes nets vis-à-vis des périodes d'activité rémunérée. Avec 5 264 individus du sexe masculin, cette variable seule explique 17,5 % de la variance totale des salaires (en logs) et son coefficient est fortement significatif.

L'introduction de l'âge, et surtout d'une fonction parabolique de l'âge, augmente très sensiblement le pouvoir explicatif du modèle, puisque le coefficient de détermination atteint désormais 31 %. On obtient le résultat suivant :

$$\log \text{ salaire} = 2.466 + .0824A - .0012A^2 + .0356S12N + .0328P$$

$$\begin{array}{cccc}
 (.0035) & (.00006) & (.0011) & (.0040) \\
 & & & (R^2 = .309)
 \end{array}$$

Dans cette équation et dans les tableaux suivants, les écarts-types des estimations figurent entre parenthèses; A représente l'âge, A² son carré, S12N et P ont été définis précédemment. Le tableau 1 indique les estimations des taux privés de rentabilité interne moyens et partiels de l'enseignement et de la formation post-scolaire qui sont tirés de régressions semblables à la précédente qui figurent en annexe (tableau A). Celles-ci sont appliquées à l'ensemble des hommes et à ceux dont le père était exploitant ou salarié agricole (milieu agricole), ouvrier ou contremaître (milieu ouvrier), ou bien aux personnes issues d'autres milieux. On considère par conséquent que les marchés du travail sont segmentés suivant l'origine sociale en groupes non compétitifs, ce qui est une illustration concrète de l'hypothèse H1.

TABLEAU 1
Taux privés de rentabilité interne moyens et partiels
de la formation pour les hommes
suivant le type de formation et l'origine sociale

Origine sociale \ Type de formation	Enseignement	Formation post-scolaire
Milieu agricole	8,5	8,4
Milieu ouvrier	5,6	8,5
Autres milieux	8,2	6,5
Ensemble	8,5	7,6

Au vu de ce tableau, il semble que la formation post-scolaire ait été pour les individus un peu moins rentable que les études elles-mêmes entre 1959 et 1964. Son effet sur les salaires serait aussi plus fortement variable que celui exercé par l'enseignement (1).

La faible rentabilité privée de l'enseignement dans le milieu ouvrier n'est pas un résultat évident *a priori*, car, si les études statistiques et sociologiques ont montré que l'école était diversement fréquentée par les enfants de milieux différents, on aurait pu s'attendre néanmoins à ce que les écarts de salaires suivent dans les mêmes proportions les variations du coût des études. Apparemment, il n'en est rien. On ne peut cependant affirmer, pour l'instant, si ce résultat signifie que les études supérieures seraient plus rentables que les études secondaires, les études générales que les études techniques (2), ou que les héritiers des milieux non ouvriers auraient, à niveau de formation identique, de plus grandes capacités non filtrées que les fils d'ouvriers.

A l'inverse, la formation post-scolaire, essentiellement technique, apparaît plus rentable chez les milieux agricole et ouvrier que chez les autres. Elle l'est par ailleurs davantage que la scolarité en ce qui concerne les fils d'ouvriers. Il se dégage donc l'impression qu'une très large extension de la formation post-scolaire pourrait diminuer l'inégalité des salaires à condition que les catégories actuellement défavorisées, qui devraient être les plus gros demandeurs, soient incitées à en bénéficier.

D'autres régressions, publiées en annexe (tableaux B et C), suggèrent que la filière *technique* de l'enseignement secondaire est toujours plus rentable que la filière générale pour les fils de cadres moyens et *techniciens*, alors que l'inverse semble se produire pour les autres catégories. Ce résultat laisse entendre que la transmission des capacités paternelles exerce une forte influence sur le rendement des études. Autrement dit, l'enseignement formel n'est pas toute l'éducation, c'est-à-dire qu'il n'est pas la source unique de toutes les capacités.

Les mêmes analyses indiquent, semble-t-il, que les capacités individuelles sont moins liées au retard scolaire qu'au choix final de la filière technique, pour un milieu familial donné. Si l'on considère l'ensemble des hommes, les études techniques paraissent au moins aussi rentables que les études générales. Pourtant, le taux de rendement partiel de la filière technique du secondaire tombe environ aux 2/3 de la première valeur pour les personnes les moins aidées, les moins motivées ou les moins douées qui poursuivent des études techniques en fin de course (3). Le tableau 2 fournit une borne inférieure et une borne supérieure entre lesquelles seraient situés les taux

(1) D'après la comparaison des écarts-types des coefficients de régression du tableau A.

(2) Les fils d'ouvriers ont en effet une scolarité moyenne plus courte que les autres et ils choisissent plus souvent la filière technique.

(3) La variable NIVT (tableaux B et C) a seulement été chiffrée pour les individus qui ont terminé leurs études dans l'enseignement secondaire technique. On a donc pu comparer les coefficients de régression des variables SIT et NIVT qui s'appliquent à deux populations partiellement différentes.

privés de rentabilité interne moyens et partiels des deux grandes filières de l'enseignement secondaire suivant l'origine sociale.

TABLEAU 2

Taux de rentabilité interne partiels moyens des études secondaires générales et techniques (borne inférieure et borne supérieure) selon l'origine sociale

Origine sociale	Secondaire général		Secondaire technique	
	r_{\min} (%) (1)	r_{\max} (%) (1)	r_{\min} (%)	r_{\max} (%)
Exploitants et salariés agricoles . .	9,5	9,8	6,4	9,3
Ouvriers et contremaîtres	4,8	5,2	3,9	6,0
Autres <i>dont</i>	7,2	7,5	5,2	8,8
Professions libérales et cadres supérieurs	4,6	6,2	3,3	5,0
Cadres moyens et techniciens	3,3	4,7	5,8	7,5
Employés	4,0	4,8	2,9	5,8

(1) Notations :

r_{\min} borne inférieure du taux estimé
 r_{\max} borne supérieure du taux
 $\frac{r_{\max} - r_{\min}}{r_{\max}}$ est un indice de l'importance des capacités individuelles vis-à-vis de l'enseignement.

NOTA : Les taux de rentabilité *partiels* ne doivent en aucun cas être assimilés aux taux de rentabilité interne des études correspondantes, qui auraient été calculés sur l'échantillon des individus ayant terminé leurs études au niveau et dans la filière indiqués. Au contraire, le taux partiel peut être encore calculé pour des individus qui poursuivent leurs études au-delà du niveau indiqué. Il est d'ailleurs inférieur pour les catégories qui poursuivent en majorité dans l'enseignement supérieur, car S1 est alors muni d'une plus faible variabilité.

On vérifie que l'intervalle de variation des taux est assez faible pour la filière générale, alors qu'il atteint environ le tiers de la borne supérieure des taux pour la filière technique. De toute manière, ce résultat confirme la validité du modèle de formation utilisé, dans la mesure où *les capacités*

filtrées par le système de formation expliquent la plus grande part des différences de salaires. Le succès de l'explication relativement simple des gains qui a été présentée jusqu'ici n'exclut cependant pas une spécification plus complète de la fonction de gains. Celle-ci est amorcée dans la suite de l'article.

SECTION 2

VERS UNE SPÉCIFICATION PLUS COMPLÈTE DE LA FONCTION DE GAINS

Sous sa forme empirique (8), ou récurrente (2), le modèle de formation testé jusqu'ici doit être dépassé ou précisé pour expliquer certains faits. Il est ainsi évident que le coût de la formation ne se limite pas au coût d'opportunité, comme le suppose H4; mais la surestimation du taux de rendement moyen de l'éducation qui en résulte est sans doute compensée par le biais de sens contraire que l'on commet en appliquant à l'ensemble des étudiants le manque à gagner de l'individu marginal en situation de plein-emploi. Les clarifications importantes que nous apporterons se situent à un autre niveau : elles conduisent à une explicitation des mécanismes d'apparition de groupes non compétitifs (hypothèse H1) et des limites d'action des capacités filtrées par le système d'enseignement (hypothèse H2).

Le graphique 1 offre une image saisissante de l'inégalité intergénérationnelle des salaires dans la société française contemporaine. Mieux que des moyennes, ces courbes font apparaître, non seulement la hiérarchie sociale, mais encore la très nette différenciation des pentes et des courbures des profils âge-log salaires qui s'opère selon l'origine sociale. Ainsi, par exemple, alors que les gains des autres catégories atteignent leur maximum autour de 35 ans, ceux des fils de cadres moyens et supérieurs ne cessent de croître sur l'intervalle d'âge étudié (14-44 ans). Mais ce graphique, bien qu'il donne une signification concrète à la constitution de groupes non compétitifs sur le marché du travail (hypothèse H1) d'après l'origine sociale des salariés, n'a lui-même aucune valeur démonstrative. C'est en examinant de manière explicite *les marchés de l'éducation et du travail* que nous chercherons désormais une interprétation cohérente des résultats fournis par l'application du modèle de formation à des échantillons particuliers.

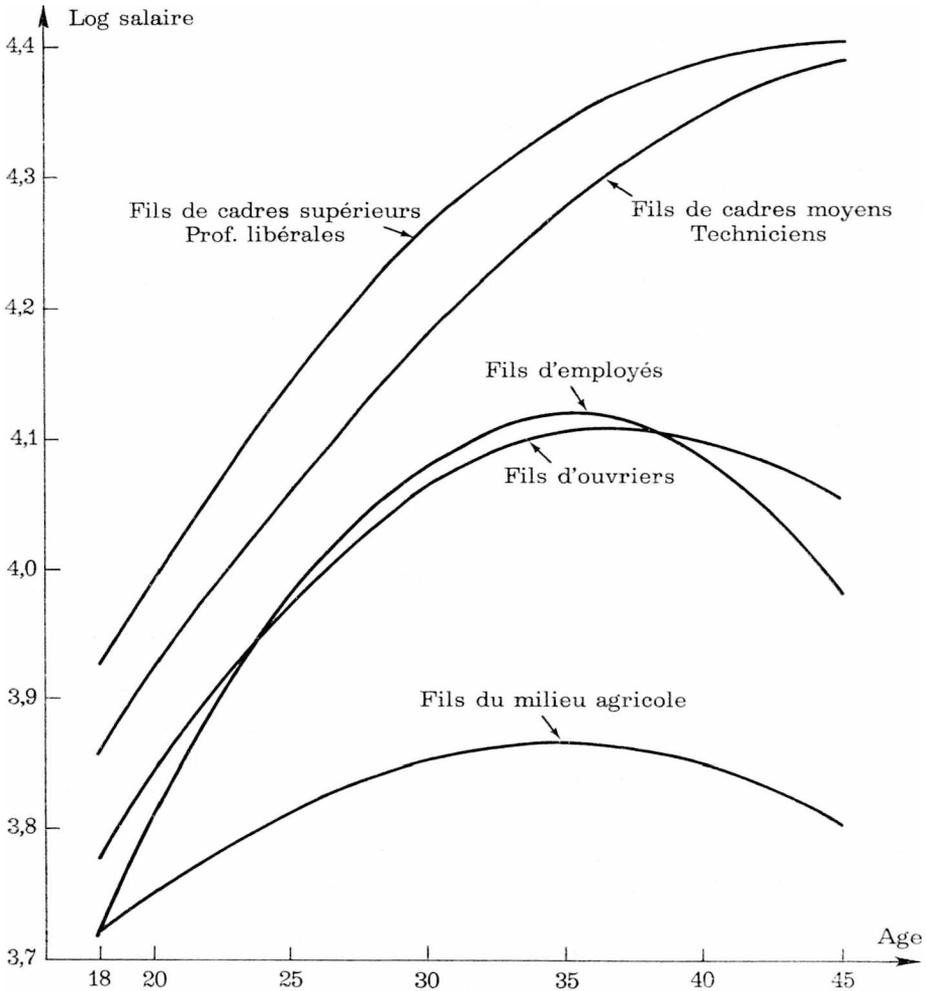
2.1. La substituabilité des capacités filtrées et des capacités non filtrées

Considérons les fils d'ouvriers et d'employés et cherchons à comprendre pourquoi les seconds poursuivent en moyenne leurs études plus longtemps que les premiers au-delà du primaire. Cette situation est représentée sur le graphique 2, où la durée de la scolarité au-delà du primaire figure en abscisses et le taux de rendement privé *net* (1) de l'éducation en ordonnées.

(1) Qui élimine l'effet des capacités non filtrées sur le salaire.

GRAPHIQUE 1

Profils âge-log salaires selon l'origine sociale (1)
Sexe masculin



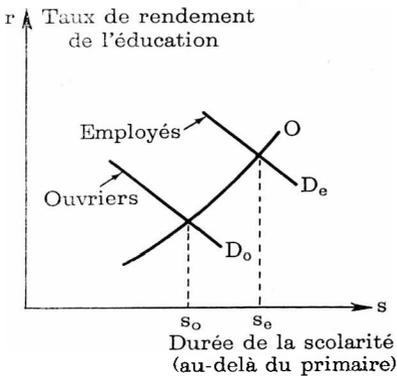
Source : Enq. FQP INSEE 1964

(1) Ces courbes ont été tracées à partir des régressions multiples suivantes :
 $\log \text{ salaire} = Ax_1 + A^2x_2 + \bar{P}x_3 + \overline{NIVG}x_4 + \overline{NIVT}x_5 + \bar{S}_2x_6 + (\overline{SI} - \overline{NIV})x_7 + a$
 où les grandeurs surlignées sont des moyennes calculées sur l'échantillon de définition des profils âge-log salaires correspondants.

La courbe montante (O) indique le coût marginal d'une année d'études. Si le marché de l'enseignement était parfait, le taux d'intérêt serait identique pour tous et constant. La situation réelle est toute différente, parce que le crédit bancaire aux élèves est très peu développé, de telle sorte que le revenu des ménages constitue un critère approximatif de segmentation du marché (1). Comme les ressources moyennes de la catégorie des employés ne dépassent guère celles des ouvriers, on peut supposer que ces deux catégories sociales ont les mêmes opportunités, c'est-à-dire, que leurs courbes d'offre d'études sont identiques et confondues en (O). La supériorité de l'investissement humain des familles d'employés s'explique donc surtout par une demande d'enseignement plus forte de leur part : $D_e(s_0) > D_o(s_0)$. En fait, on ne peut prouver d'une manière irréfutable l'existence de capacités *totales* plus élevées de la part des fils d'employés puisque leur profil moyen âge-log salaires retombe au-dessous de celui des fils d'ouvriers sur le graphique 1 (2).

GRAPHIQUE 2

Offre et demande d'enseignement des ouvriers et des employés pour leurs enfants



Mais, bien que les capacités totales des deux groupes soient sensiblement identiques, il faut en moyenne des études plus longues aux fils d'employés pour entraîner un salaire non inférieur à celui des fils d'ouvriers.

Pour interpréter ce résultat, on doit d'abord remarquer qu'une durée supérieure d'études équivaut, d'après le modèle de formation, à des capacités filtrées supérieures. On en déduit aussitôt que le groupe le plus scolarisé possède simultanément de plus faibles capacités non filtrées, puisque les capacités totales des deux milieux sont identiques. Le résultat précédent suggère donc que *les capacités filtrées sont substituables aux capacités non filtrées*, comme le supposait d'ailleurs

l'équation (1). Cette hypothèse est celle qui fonde le sentiment qu'une démocratisation de l'enseignement favoriserait la mobilité sociale.

2.2. Effet du parchemin ou de la formation ?

Sous la forme (8), le modèle précédent admet la divisibilité du processus de formation. Si l'organisation du système d'enseignement français en filières disjointes rend cette hypothèse trop simpliste, la vision opposée

(1) Dans la mesure où l'octroi sélectif de bourses d'études ne suffit pas à compenser l'effet du revenu sur le coût des études.

(2) On rappelle que les capacités individuelles ont été définies précédemment comme « tout ce qui entraîne une différence de salaire dans une situation parfaitement concurrentielle ».

selon laquelle les différences de salaires ne sont dues qu'à l'effet du parchemin, non de la formation, mérite d'être testée. Cette explication doit être considérée comme une version radicale de la théorie du filtre : l'hypothèse H2 y serait pratiquement détruite, puisqu'on suppose que le taux de rendement de la formation est nul pour les personnes dont le niveau d'études est strictement compris entre deux diplômes successifs et qu'il est égal à r_d pour les diplômés de niveau plus élevé. Si l'on représente par la lettre f la probabilité pour un diplômé de niveau inférieur d'accéder au niveau suivant, l'équation (2) prend la forme suivante :

$$E_i(d) - E_i(d-1) = f \cdot r_d C_i(d-1), \quad \text{avec} \quad 0 \leq f < 1$$

où $C_i(d-1)$ est le coût supporté par l'individu i pour passer du diplôme $d-1$ à d . Ainsi, le taux de rendement moyen *des études* (r_s) est inférieur à celui *des diplômés*, puisque : $r_s = f \cdot r_d$; et ces derniers perçoivent une *prime de risque* sensiblement égale à $(r_d - r_s)E_s$. L'effet du parchemin a donc été soumis à un test économétrique en compliquant le modèle de formation de l'équation (8) par l'addition de variables muettes représentant les diplômes et en appliquant ce nouveau modèle à cinq niveaux de formation scolaire. Le tableau 3 présente les meilleures régressions obtenues.

L'influence des diplômes sur le salaire apparaît nettement si l'on considère les enseignements primaire, secondaire 1^{er} cycle et supérieur. Étant donné que le coefficient d'une variable de diplôme s'interprète comme une prime de risque proportionnelle au manque à gagner, on n'est pas étonné de vérifier que l'effet du parchemin atteint son maximum au niveau supérieur. Cependant, la prime devient négative lorsque l'individu possède des diplômes de rang inférieur au plus élevé dans la mesure où leur obtention a retardé sa progression scolaire et où la durée d'études superflue indique chez lui de faibles capacités individuelles.

Mais la démonstration d'un effet significatif du parchemin ne signifie pas qu'il est le seul déterminant des salaires, puisque l'on constate une augmentation du taux de rentabilité des études après quelques années d'activité (tableau A : régressions 3-4, 7-8, 11-12). Tandis que le diplôme apporte aux employeurs une information gratuite sur les capacités (filtrées) du jeune candidat à l'embauche, la formation scolaire continue d'agir sur le niveau des salaires à tout âge et le plein effet de l'accroissement de productivité n'est atteint qu'après plusieurs années.

2.3. Segmentation du marché du travail et ségrégation sociale

On peut dire que l'origine sociale est un critère de *discrimination* s'il subsiste des disparités de salaires entre les héritiers des différents milieux parvenus à un *même niveau d'instruction*. Le graphique 3 (construit à partir du tableau D) corrobore entièrement cette hypothèse chez les hommes qui ont un niveau d'études *primaires*. Dans ce cas, la discrimination se manifeste essentiellement sous une forme massive et particulière : *la ségrégation sociale dans l'emploi*.

TABLEAU 3
L'influence des diplômes sur le salaire selon le niveau de formation scolaire

Variable dépendante : log salaires.

Échantillon	Diplôme le plus élevé	Variables explicatives											% Var. Expl.	
		Terme constant	A	A ²	P	DCEP	DT	DB1	DB2	DS2	S12N	STOT	NIV + S2 S1 - NIV	R ²
Sexe Masculin Et. Primaires (n = 2 235)	DCEP ou DT	2.731	.0546 (.0055)	— .0007 (.00009)	.0346 (.0075)	.0586 (.0099)	.0356 (.0152)						.0130 (.0037)	.137
Sexe Masculin Secondaire 1 ^{er} cycle (n = 630)	DB1	2.946	.0563 (.0104)	— .0007 (.0002)	.0219 (.0088)	.0659 (.0268)		.0616 (.0189)						.183
Sexe Masculin Secondaire technique (n = 1 333)	DT	3.074	.0486 (.0086)	.0006 (.0001)	.0380 (.0076)						.0146 (.0034)			.107
Sexe Masculin Secondaire 2 ^e cycle général (n = 553)	DB2	2.526	.0798 (.0141)	— .0010 (.0002)				— .0406 (.0174)	.0133 (.0185)		.0174 (.0050)			.193
Sexe Masculin Et. supérieures (n = 513)	DS2	1.555	.1444 (.0176)	— .0019 (.0003)						.1243 (.0211)	.0057 (.0033)			.294
	DS2	1.483	.1486 (.0174)	— .0020 (.0003)						.1232 (.0210)			.0061 (.0032) — .0043 (.0061)	.301

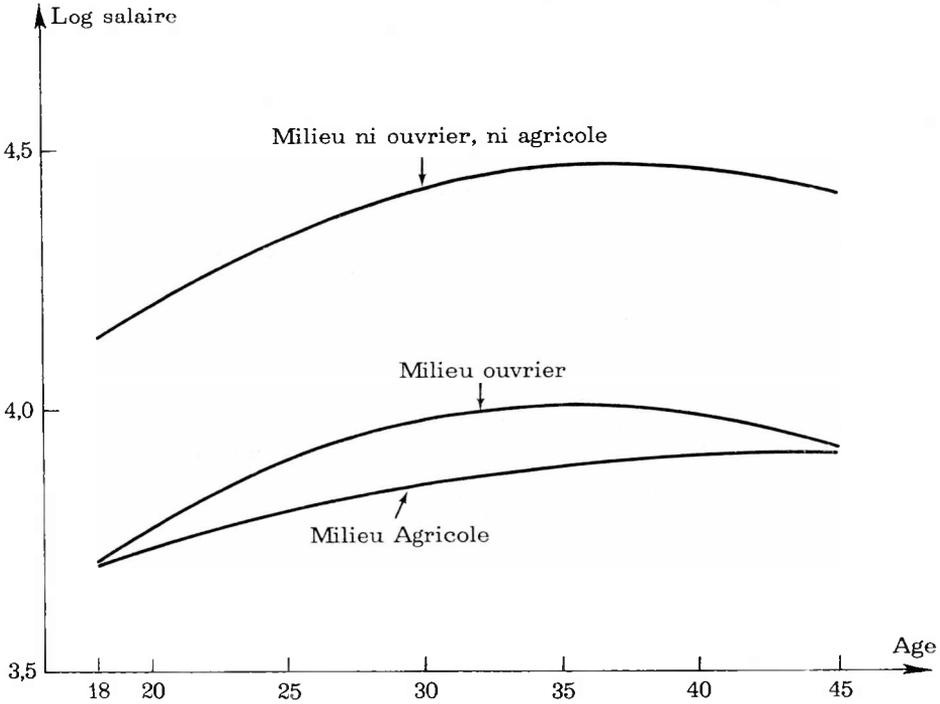
Abréviations des diplômes possédés (0 : non possession; — 1 : possession) :

DCEP : CEP
DT : Diplôme technique court (CAP, BP, etc...)
DB1 : Diplôme général de fin de premier cycle (BEPC, etc...)
DB2 : Diplôme général ou technique long du second cycle secondaire (Bac, BTS)
DS2 : Diplôme supérieur ou des grandes écoles.

Autres variables :

S12N : Nombre d'années d'études (net) au-delà du primaire
STOT : Nombre total d'années d'études (primaire compris)
NIV + S2 : Nombre de niveaux dans l'enseignement secondaire + nombre d'années dans l'enseignement supérieur
S1 - NIV : Retard scolaire (en années) pris dans l'enseignement secondaire.

GRAPHIQUE 3
Profils âge-log salaires selon le milieu social (1)
Études primaires. Sexe masculin



Source : Enq. FQP, INSEE 1964

Pour l'expliquer, nous allons compléter la représentation du marché de l'enseignement dans les axes (s, r) par celle du marché du travail dans les axes qui relient les salaires réels (wL_0) à la quantité de travail qualifié employé $(Q(s)L_0)$. On suppose ici que les employeurs évaluent les capacités de leurs employés en se basant uniquement sur leur niveau d'études. Ils réalisent donc la même estimation pour tous les hommes actifs de niveau primaire (s_1) . Dans ces conditions, toute discrimination selon l'origine sociale est due nécessairement à la segmentation du marché du travail suivant plusieurs courbes d'offre de salaire (O') , comme l'indique le graphique 4.

La ségrégation sociale dans l'emploi se manifeste d'abord dans le choix d'une *filière d'enseignement générale ou technique*. Le fait qu'un diplôme technique « rapporte » moins en moyenne qu'un C.E.P., à l'issue du primaire,

(1) Les profils moyens âge-log salaires ont été estimés à partir de la régression suivante :

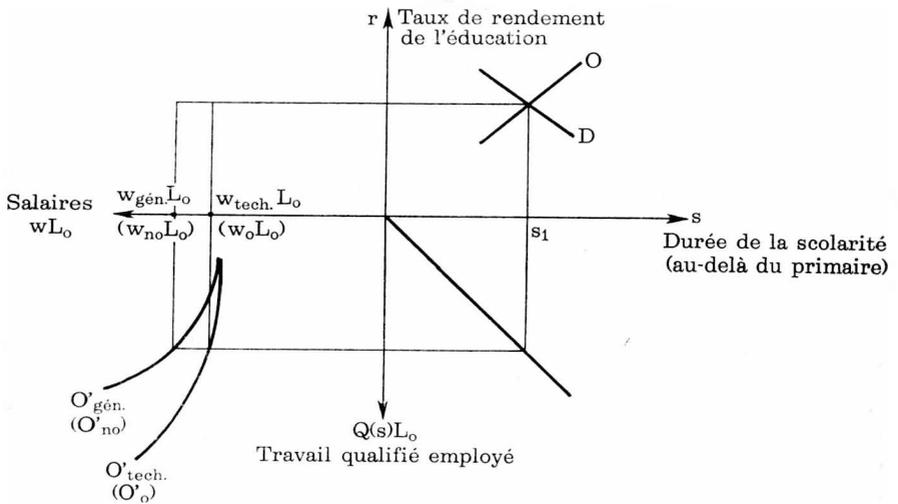
$$\log \text{ salaire} = Ax_1 + A^2x_2 + \bar{P}x_3 + \overline{\text{STOT}}x_4 + \overline{\text{DCEP}}x_5 + \overline{\text{DT}}x_6 + a,$$

où les grandeurs surlignées sont des moyennes définies sur l'échantillon.

et l'influence non significative de tous les diplômes possibles dans l'enseignement secondaire technique (cf. tableau 3) contribuent à mettre en doute le rôle exercé par les brevets et certificats professionnels et apportent un certain démenti à l'hypothèse du parchemin. La raison en est, d'après nous, que les diplômes techniques courts sanctionnent dans l'ensemble une formation beaucoup plus *illiquide* (1) que ceux de l'enseignement général. Dans ce cas, l'offre de travail « technique » étant fréquemment inadaptée à la demande, on doit observer à la fois une forte mobilité d'ajustement et un faible taux de départ chez les salariés qui ont trouvé un emploi à leur convenance. De son côté, l'employeur, lorsqu'il essaie de maximiser son profit à long terme, est enclin à pénaliser la première situation et à exploiter la seconde; or, comme il est confronté à un marché permissif du côté des qualifications techniques, il rémunère effectivement ces dernières moins bien que les formations générales du même niveau.

GRAPHIQUE 4

Schéma de ségrégation dans l'emploi suivant la filière générale (gen.) ou technique (tech.) [et le métier non ouvrier (no) ou ouvrier (o)]



Le choix différent du *métier* par les héritiers des milieux ouvrier et non ouvrier complète le schéma de ségrégation sociale dans l'emploi illustré par le graphique 4 : 80 % des fils d'ouvriers qui ont un niveau d'études primaires deviennent ouvriers comme leur père, contre 47 % seulement pour toutes les autres catégories (tableau E). De ce fait, étant donné que la substitution entre les métiers manuels et non manuels est très imparfaite, les fils d'ouvriers ont tendance à « encombrer » plus que les autres des marchés où

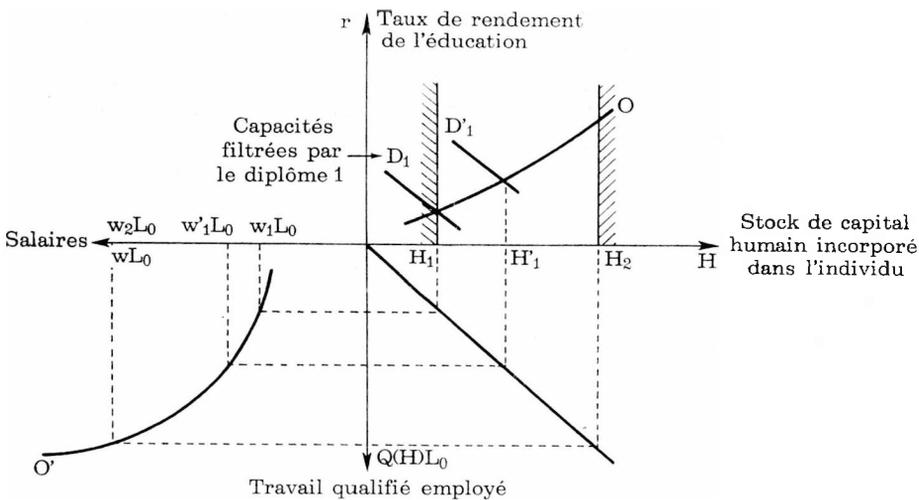
(1) G. S. Becker [2] confond cette notion avec celle de formation spécifique. Pour une critique de son analyse, voir [9, pp. 389-91].

s'échangent des formations illiquides et spécifiques, en pesant sur les salaires (1). Inversement, si l'on considère les quatre catégories socio-professionnelles qui occupent le sommet de la hiérarchie sociale (2), on constate que les héritiers de ces classes, qui n'ont pourtant qu'un niveau d'études primaires, se retrouvent toujours *plus d'une fois sur quatre* dans l'une de ces catégories, et que cette proportion diminue continûment lorsqu'on descend l'échelle sociale : de 46,5 % pour les fils de professions libérales et cadres supérieurs à 26,4 % pour les fils d'employés, contre 14 % seulement pour les fils d'ouvriers.

2.4. Capacités non filtrées par le diplôme et népotisme culturel

Il faut invoquer d'autres phénomènes pour expliquer la discrimination qui s'exercerait surtout dans les premières années de vie professionnelle parmi les individus qui ont un niveau d'études supérieures (3). Le graphique 5 permettra d'en montrer le mécanisme.

GRAPHIQUE 5
Schéma de népotisme culturel



Admettons désormais que les personnes qui ont un niveau d'études supérieures ont toutes des capacités filtrées par le diplôme égales à celles qui correspondent au baccalauréat (diplôme 1) et que le stock de capital humain

(1) L'hypothèse d'« encombrement » a été aussi proposée par B. Bergmann [4] pour expliquer les effets de la ségrégation raciale dans l'emploi sur les salaires des blancs aux États-Unis.

(2) Professions libérales et cadres supérieurs, patrons de l'industrie et du commerce, cadres moyens, employés.

(3) Ce phénomène est mis en évidence dans [9, p. 356], sur un graphique que nous ne reproduisons pas dans cet article par souci de brièveté. On montre aussi dans [9, p. 599] l'absence d'une ségrégation sociale significative au niveau des études supérieures.

incorporé dans chacune d'elles ne peut varier qu'entre ce niveau minimum H_1 et celui qui correspond au diplôme suivant, H_2 . Constatons alors que les capacités non filtrées par le diplôme inférieur au niveau des études de rang le plus élevé prennent une importance grandissante par rapport aux capacités totales lorsqu'on passe des niveaux d'études générales les plus bas aux plus hauts (tableau 3). La fraction de la variance expliquée par le modèle de formation augmente en effet dans le même sens. Cette propriété signifie aussi que la grosseur des filtres successifs va en s'accroissant, c'est-à-dire que $H_2 - H_1$ augmente progressivement et atteint son maximum pour les études supérieures. Sur le graphique 5, supposons que le marché du travail n'est pas segmenté. On voit que le salaire des bacheliers est $w_1 L_0$, celui des diplômés d'un niveau supérieur $w_2 L_0$, et celui de l'héritier moyen d'un niveau social élevé $w'_1 L_0$. L'effet du parchemin aura donc pour mesure $(w_2 - w'_1)L_0$ pour ce milieu et : $(w_2 - w_1)L_0 > (w_2 - w'_1)L_0$, pour le milieu dont les capacités non filtrées par le diplôme sont les plus faibles. C'est bien ce que l'on vérifie dans les résultats du tableau F, qui suggèrent réciproquement que les capacités non filtrées par le baccalauréat augmentent au fur et à mesure que l'on gravit l'échelle sociale. *Le népotisme culturel provient de ce que le marché rémunère des capacités non filtrées par le diplôme le plus élevé qui dépendent de l'origine sociale* (1). D'après une remarque antérieure, ce phénomène prend surtout de l'importance au niveau des études supérieures, où il prend le relais de la ségrégation dans l'emploi comme source principale de discrimination sociale. Le népotisme n'exclut pas l'effet de même sens provoqué par l'inégalité des opportunités et, en particulier, de l'information formelle (renseignements) et informelle (relations sociales) concernant l'état du marché du travail.

On constate, enfin, que les fils de cadres supérieurs et professions libérales sont ceux pour lesquels la mobilité professionnelle (2) est la plus rentable à tous les niveaux de formation, et au plus élevé en particulier (tableaux D et F). Ceci peut être aussi expliqué en invoquant l'inégalité d'information et de capacités non filtrées par l'enseignement; et cette dernière hypothèse suggère que celles-ci correspondent à des formations informelles plus générales (3) que la formation formelle fournie par l'école (4).

* * *

(1) Cette définition du népotisme culturel est plus large que celle de G. S. Becker [1] pour lequel l'employeur se contente de tirer un avantage non pécuniaire de certaines caractéristiques de son employé.

(2) Mesurée approximativement par le changement de l'établissement entre 1959 et 1964.

(3) Dans le sens que donne G. S. Becker [2] à ce mot.

(4) Puisque l'individu muni de ces capacités non filtrées ne subit aucune perte de salaire en changeant d'entreprise.

CONCLUSION

Un modèle de formation a été caractérisé dans cet article par l'hypothèse suivante : la durée de la formation est la source essentielle des gains, mais elle n'en est pas nécessairement la cause directe. Au vu des tests que nous avons effectués, on peut dire que cette hypothèse est raisonnablement vérifiée en France, surtout si l'on compare la situation de ce pays à celle des États-Unis, pour lesquels plusieurs vérifications économétriques ont déjà été réalisées.

Que l'on rémunère les études (en 1962) ne signifie pas nécessairement qu'il en sera toujours ainsi, car l'analyse résumée dans cet article est statique; cela ne veut pas dire non plus que l'on ne rémunère rien d'autre, puisque l'on a pu mettre en évidence des capacités non filtrées par le système de formation. Mais on n'a cherché à leur donner ni une dénomination (aptitudes, attitudes ?) ni une explication; leur existence et leurs propriétés ont peu à peu surgi, par une approche inductive, des tests effectués sur le modèle de formation, qui a été lui-même enrichi de l'hypothèse du parchemin. Le problème crucial demeure la caractérisation de ces capacités filtrées et non filtrées qui se substituent et s'additionnent les unes aux autres. Gageons que le but à atteindre est une théorie plus large que celle qui a été présentée où les effets de l'éducation et de la discrimination sur les salaires trouveraient une origine commune.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] G. S. BECKER, *The economics of discrimination*, the University of Chicago Press, 1957 (2^e ed., 1971).
- [2] G. S. BECKER, *Human capital*, NBER, Columbia University Press, New York, 1964.
- [3] G. S. BECKER et B. R. CHISWICK, *Education and the distribution of earnings*, *American Economic Review*, LVI, n° 2, mai 1966, pp. 358-69.
- [4] B. BERGMANN, *The effects on white incomes of discrimination in employment*, *Journal of Political Economy*, vol. 79, n° 2, mars-avril 1971, pp. 294-313.
- [5] M. BLAUG, *La signification de la corrélation éducation-salaire*, *Revue Economique*, XXII, n° 6, novembre 1971, pp. 913-42.
- [6] J. C. EICHER, *Éducation et productivité*, Communication à la Table Ronde Internationale sur l'Économie de l'Éducation, Dijon, 24-25 mai 1973.
- [7] L. A. JALLADE, *Niveau d'instruction et salaires*, *Revue Française de Pédagogie*, n° 21, oct.-déc. 1972, pp. 40-66.
- [8] R. LAYARD et G. PSACHAROPOULOS, *La théorie de l'« écran » et les rendements de l'éducation*, Communication à la Table Ronde Internationale sur l'Économie de l'Éducation, Dijon, 24-25 mai 1973.
- [9] L. LEVY-GARBOUA, *Une analyse économique de la distribution des revenus individuels*, Thèse pour le Doctorat de Sciences Économiques, Paris I, décembre 1972.
- [10] J. MINCER, *Investment in human capital and personal income distribution*, *Journal of Political Economy*, LXVI, n° 4, août 1958, pp. 281-302.
- [11] J. MINCER, *The distribution of labor incomes : a survey, with special reference to the human capital approach*, *Journal of Economic Literature*, VIII, n° 1, mars 1970, pp. 1-26.
- [12] M. PRADERIE et M. PASSAGEZ, *La mobilité professionnelle en France entre 1959 et 1964*, *Études et Conjoncture*, n° 10, octobre 1966.
- [13] M. PRADERIE, A. SALAIS et M. PASSAGEZ, *Une enquête sur la formation et la qualification des français (1964)*, *Études et Conjoncture*, n° 2, février 1967, pp. 3-110.
- [14] R. M. SOLOW, *Capital theory and the rate of return*, in F. de Vries Lectures, North Holland Pub. Co., 1963.

TABLEAU A

Variable dépendante : log salaires

Échantillon	N° de la Régression	Variables explicatives					% Var. Expl.
		Terme constant	SI2N	P	A	A ²	R ²
Sexe masculin. Milieu agricole. (n = 777)	1	3.784	.0377 (.0047)				.078
	2	3.779	.0370 (.0047)	.0266 (.0126)			.083
	3	3.182	.0371 (.0046)	.0365 (.0123)	.0327 (.0097)	— .0004 (.0002)	.121
Sexe masculin. Milieu agricole. Actifs en 1959 (n = 722)	4	3.284	.0378 (.0048)	.0428 (.0138)	.0274 (.0109)	— .0004 (.0002)	.115
Sexe masculin. Milieu ouvrier (n = 1 688)	5	3.873	.0279 (.0028)				.055
	6	3.868	.0270 (.0028)	.0288 (.0086)			.061
	7	2.747	.0245 (.0026)	.0370 (.0080)	.0670 (.0061)	— .0009 (.0001)	.188
Sexe masculin. Milieu ouvrier. Actifs en 1959 (n = 1 515)	8	2.956	.0277 (.0026)	.0256 (.0078)	.0537 (.0073)	— .0007 (.0001)	.145
Sexe masculin. Milieu ni agricole ni ouvrier (n = 2 799)	9	3.852	.0399 (.0014)				.238
	10	3.843	.0394 (.0014)	.0285 (.0052)			.246
	11	2.600	.0356 (.0013)	.0284 (.0048)	.0708 (.0056)	— .0009 (.00009)	.352
Sexe masculin. Milieu ni agricole ni ouvrier. Actifs en 1959 (n = 2 506)	12	3.028	.0372 (.0013)	.0340 (.0049)	.0442 (.0078)	— .0005 (.0001)	.321

TABLEAU B

Variable dépendante : log salaires.

Échantillon	Variables explicatives												% Var. Expl.
	Terme constant	A	A ²	P	S1G	S1T	NIVG	NIVT	S1N	S2	S2N	S1—NIV	
Sexe masculin. Milieu agricole (n = 777)	3.723								.0421 (.0058)		.0138 (.0193)		.080
	3.778			.0231 (.0127)					.0409 (.0058)		.0159 (.0193)		.085
	3.173	.0332 (.0097)	— .0004 (.0002)	.0353 (.0126)					.0421 (.0057)		.0104 (.0189)		.124
	3.140	.0350 (.0097)	— .0005 (.0002)	.0354 (.0126)			.0417 (.0072)	.0276 (.0086)		.0132 (.0184)		.0047 (.0173)	.126
	3.135	.0354 (.0097)	— .0005 (.0002)	.0346 (.0126)	.0411 (.0066)	.0405 (.0108)				.0122 (.0184)			.126
Sexe masculin. Milieu ouvrier (n = 1688)	3.873								.0283 (.0030)		.0202 (.0169)		.055
	3.868			.0287 (.0086)					.0273 (.0030)		.0212 (.0168)		.061
	2.747	.0669 (.0061)	— .0009 (.0001)	.0370 (.0080)					.0246 (.0028)		.0213 (.0157)		.188
	2.741	.0669 (.0061)	— .0009 (.0001)	.0368 (.0081)			.0225 (.0041)	.0168 (.0031)		.0230 (.0151)		— .0075 (.0063)	.193
	2.744	.0670 (.0061)	— .0009 (.0001)	.0378 (.0081)	.0209 (.0039)	.0260 (.0038)				.0243 (.0151)			.187
Sexe masculin. Milieu ni agricole ni ouvrier (n = 2799)	3.853								.0377 (.0017)		.0510 (.0043)		.246
	3.846			.0294 (.0051)					.0367 (.0017)		.0518 (.0043)		.255
	2.608	.0705 (.0056)	— .0009 (.00009)	.0292 (.0048)					.0335 (.0016)		.0458 (.0040)		.359
	2.596	.0706 (.0056)	— .0009 (.00009)	.0271 (.0048)			.0327 (.0022)	.0254 (.0020)		.0409 (.0038)		— .0009 (.0037)	.361
	2.607	.0700 (.0056)	— .0009 (.00009)	.0270 (.0048)	.0314 (.0018)	.0383 (.0028)				.0395 (.0037)			.360

TABLEAU C

Variable dépendante : log salaires.

Échantillon	Variables explicatives												% Var. Expl.
	Terme constant	A	A ²	P	S1G	S1T	NIVG	NIVT	S1N	S2	S2N	S1-NIV	R ²
Sexe masculin. Origine sociale : Cadres supérieurs. Professions libérales (n = 365)	2.801	.0628 (.0187)	— .0007 (.0003)	.0117 (.0115)					.0176 (.0042)		.0396 (.0053)		.330
	2.791	.0618 (.0186)	— .0007 (.0003)	.0132 (.0116)			.0269 (.0056)	.0143 (.0051)		.0305 (.0054)		— .0141 (.0071)	.336
	2.758	.0645 (.0187)	— .0008 (.0003)	.0139 (.0117)	.0200 (.0047)	.0215 (.0070)				.0330 (.0052)			.327
Sexe masculin. Origine sociale : Cadres moyens Techniciens (n = 331)	2.890	.0514 (.0166)	— .0006 (.0003)	.0220 (.0111)					.0246 (.0042)		.0298 (.0090)		.350
	2.855	.0514 (.0165)	— .0005 (.0003)	.0191 (.0110)			.0143 (.0053)	.0250 (.0048)		.0352 (.0078)		.0147 (.0079)	.367
	2.938	.0474 (.0166)	— .0005 (.0003)	.0172 (.0111)	.0205 (.0044)	.0327 (.0065)				.0302 (.0077)			.359
Sexe masculin. Origine sociale : Employés (n = 418)	2.241	.1004 (.0102)	— .0014 (.0002)	.0226 (.0087)					.0182 (.0024)		.0378 (.0136)		.388
	2.269	.0977 (.0103)	— .0014 (.0002)	.0211 (.0087)			.0208 (.0046)	.0125 (.0039)		.0311 (.0122)		— .0122 (.0084)	.401
	2.285	.0964 (.0103)	— .0014 (.0002)	.0211 (.0087)	.0174 (.0040)	.0251 (.0056)				.0331 (.0120)			.399

TABLEAU D

Variable dépendante : log salaires

Échantillon	Variables explicatives							Terme constant	% Var. Expl. R ²
	A (1)	A ² (1)	P (1)	STOT (1)	DCEP (1)	DT (1)	MOB (1)		
Études primaires. Sexe masculin. Actifs en 1959. Milieu agricole (n = 534)	.0241 (.0132)	— .0003 (.0002)	.0344 (.0174)	.0137 (.0061)	.0758 (.0202)	.0269 (.0466)	— .0258 (.0200)	3.190	.079
Études primaires. Sexe masculin. Actifs en 1959. Milieu ouvrier (n = 803)	.0632 (.0080)	— .0009 (.0001)	.0416 (.0131)	.0046 (.0051)	.0393 (.0135)	.0360 (.0196)	— .0474 (.0152)	2.772	.141
Études primaires. Sexe masculin. Actifs en 1959. Milieu ni ouvrier ni agricole (n = 692)	.0442 (.0096)	— .0005 (.0001)	.0354 (.0104)	.0129 (.0080)	.0856 (.0166)	.0506 (.0239)	— .0149 (.0174)	2.866	.168
Études primaires. Sexe masculin. Milieu agricole (n = 569)	.0063 (.0015)		.0255 (.0157)	.0064 (.0061)	.0746 (.0200)	— .0338 (.0465)		3.497	.063
	.0265 (.0123)	— .0003 (.0002)	.0269 (.0156)	.0064 (.0061)	.0767 (.0200)	— .0288 (.0465)		3.189	.067
Études primaires. Sexe masculin. Milieu ouvrier (n = 900)	.0705 (.0068)	— .0010 (.0001)	.0407 (.0128)	.0067 (.0057)	.0293 (.0144)	.0208 (.0204)		2.621	.189
Études primaires. Sexe masculin. Milieu ni ouvrier ni agricole (n = 766)	.0669 (.0081)	— .0009 (.0001)	.0340 (.0112)	.0182 (.0085)	.0751 (.0173)	.0397 (.0240)		2.451	.225

- (1) A : Age
P : Temps de formation post-scolaire (en années)
STOT : Nombre total d'années d'études (y.c. primaire)
DCEP : Possession du CEP (0 ou 1)
DT : Possession d'un diplôme technique court (CAP, BP, etc...)
MOB : Changement d'établissement entre 1959 et 1964.

TABLEAU E
Catégorie socio-professionnelle du fils selon la catégorie socio-professionnelle du père. Études primaires. Sexe masculin

Source : Enq. F.Q.P. (1964).

% Catégorie socio-professionnelle du père	Catégorie socio-professionnelle du fils											Ensemble
	Exploitants agricoles	Salariés agricoles	Patrons de l'indus. et du Commerce	Professions libérales Cadres supérieurs	Cadres moyens	Employés	Ouvriers	Personnels de service	Autres catégories	Personnes non actives	Non déclarés	
Exploitants agricoles	(90,1)	(41,2)	(18,9)	(6,9)	(16,9)	(26,2)	(18,5)	(19,5)	(19,8)	—	(13,4)	(30,4)
	42,0	7,9	4,5	0,1	1,5	5,7	35,3	1,1	1,3	—	0,5	6 928
	(1,9)	(28,1)	(3,3)	(0,8)	(2,3)	(4,0)	(6,7)	(2,6)	(5,6)	—	(1,9)	100,0
Salariés agricoles	4,0	25,1	3,7	0,1	0,9	4,0	59,4	0,7	1,7	—	0,3	(6,6)
	(1,2)	(1,5)	(38,5)	(13,8)	(10,8)	(10,9)	(9,1)	(23,6)	(5,6)	—	(8,4)	2 293
	1,7	0,9	28,0	0,8	2,8	7,2	52,6	4,0	1,1	—	1,0	100,0
Professions libérales et cadres supérieurs	—	—	(0,3)	(7,7)	(2,8)	(1,3)	(0,4)	—	—	—	(3,8)	(0,5)
	—	—	4,5	8,9	15,2	17,9	44,6	—	—	—	8,9	112
	(0,6)	(1,5)	(0,6)	(3,1)	(4,8)	(1,8)	(1,0)	—	(1,3)	—	—	(1,1)
Cadres moyens	8,1	8,1	4,0	1,6	11,7	10,9	53,0	—	2,4	—	—	247
	(0,7)	(0,7)	(4,0)	(11,5)	(7,9)	(7,4)	(4,1)	(5,2)	(10,0)	—	(13,4)	(4,0)
	2,4	1,1	7,2	1,6	5,3	12,3	59,1	2,2	5,0	—	3,8	914
Employés	(2,3)	(6,0)	(20,2)	(27,7)	(37,6)	(30,5)	(45,9)	(23,9)	(33,8)	—	(22,9)	100,0
	1,0	1,1	4,4	0,5	3,0	6,1	80,0	1,2	2,1	—	0,8	(33,3)
	—	(0,7)	(0,5)	(3,1)	(1,3)	(3,1)	(0,8)	—	(0,9)	—	—	7 608
Personnels de service	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	100,0
	(0,2)	—	(0,9)	(6,9)	(1,0)	(2,8)	(2,0)	—	(7,8)	—	(1,9)	(0,8)
	1,3	—	3,8	2,3	1,5	10,6	70,2	—	9,1	—	1,3	192
	(0,7)	(2,6)	(3,4)	(6,2)	(4,2)	(2,7)	(2,1)	(5,2)	(4,3)	—	(5,7)	100,0
Autres catégories	4,2	6,7	10,7	1,5	4,8	7,6	54,0	3,8	3,8	—	2,9	524
	(2,3)	(17,7)	(9,4)	(12,3)	(10,4)	(9,3)	(9,3)	(20,0)	(10,9)	—	(28,6)	100,0
Personnes non actives	3,5	11,1	7,4	0,8	3,0	6,6	58,1	3,6	2,4	—	3,5	(2,3)
	(100,0)	(100,0)	(100,0)	(100,0)	(100,0)	(100,0)	(100,0)	(100,0)	(100,0)	—	(100,0)	(100,0)
	3 227	1 335	1 664	130	604	1 507	13 246	385	461	—	262	22 821
Non déclarés	14,1	5,8	7,3	0,6	2,6	6,6	58,0	1,7	2,0	—	1,1	100,0
Ensemble												

NB : Les chiffres entre parenthèses représentent les distributions dans le sens vertical.
 Les chiffres sans parenthèse représentent les distributions dans le sens horizontal.
 En marges, les chiffres du milieu sont des effectifs.

TABLEAU F

Variable dépendante : log salaires.

Échantillon		Variables explicatives						Terme constant	% Var. Expl. R ²
		A (1)	A ² (1)	DS2 (1)	MOB (1)	NIV + S2 (1)	S1 — NIV (1)		
Études supérieures Sexe masculin	Cadres supérieurs, professions libérales (n = 160)	.1268 (.0351)	— .0017 (.0005)	.0844 (.0379)		.0071 (.0051)	— .0177 (.0106)	1.875	.262
	Patrons industrie, commerce, personnel de service, autres catégories, inactifs (n = 215)	.2146 (.0275)	— .0029 (.0004)	.0966 (.0297)		.0129 (.0045)	.0083 (.0079)	.264	.457
	Ouvriers (n = 27)	.1171 (.0449)	— .0014 (.0007)	.1461 (.0557)		— .0186 (.0082)	— .0881 (.0186)	2.042	.753
	Cadres moyens, techniciens, employés (n = 89)	.1157 (.0350)	— .0015 (.0005)	.0889 (.0412)		.0037 (.0076)	.0110 (.0150)	1.952	.372
Études supérieures Sexe masculin. Actifs en 1959	Cadres supérieurs, professions libérales (n = 144)	.1522 (.0631)	— .0020 (.0009)	.0765 (.0419)	.1106 (.0472)	.0105 (.0055)	— .0145 (.0115)	1.316	.233
	Patrons industrie, commerce, personnel de service, autres catégories, inactifs (n = 191)	.1386 (.0391)	— .0019 (.0006)	.1084 (.0301)	.0082 (.0356)	.0084 (.0052)	.0034 (.0091)	1.657	.232
	Cadres moyens, techniciens, employés (n = 78)	.0620 (.0660)	— .0007 (.0009)	.1177 (.0459)	— .0568 (.0473)	.0080 (.0082)	.0157 (.0168)	2.852	.203

- (1) A : Age
 DS2 : Possession d'un diplôme supérieur ou des grandes écoles.
 MOB : Changement d'établissement entre 1959 et 1964.
 NIV + S2 : Nombre de niveaux dans le secondaire et d'années dans le supérieur.
 S1 — NIV : Retard scolaire (en années) pris dans le secondaire.