



HAL
open science

La démocratisation de l'enseignement en France et ses répercussions en termes de taux de rendement sur le marché du travail

Estelle Viger

► **To cite this version:**

Estelle Viger. La démocratisation de l'enseignement en France et ses répercussions en termes de taux de rendement sur le marché du travail. 2005. halshs-00195919

HAL Id: halshs-00195919

<https://shs.hal.science/halshs-00195919>

Submitted on 11 Dec 2007

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



EUREQua
EUREQua

Equipe Universitaire de Recherche
en Economie Quantitative - UMR 8594

**C
a
h
i
e
r
s
de
la
M
S
E**

**La démocratisation de l'enseignement en France et
ses répercussions en termes de taux de rendement
sur le marché du travail**

Estelle VIGER, EUREQua

2005.58



Maison des Sciences Économiques, 106-112 boulevard de L'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13
<http://mse.univ-paris1.fr/Publicat.htm>

ISSN : 1624-0340

La démocratisation de l'enseignement en France et ses répercussions en termes de taux de rendement sur le marché du travail

Estelle VIGER¹

EUREQua, Université Paris1, Maison des sciences économiques
106-112, boulevard de l'Hôpital, 75647 Paris cedex 13
viger@univ-paris1.fr

Version: septembre 2004

¹Je tiens à remercier Jean-Marc Robin pour ses précieux commentaires ainsi que Véronique Simonnet. Ce travail a bénéficié de discussions avec Pascale Petit, Djamel Stili et Sébastien Pinault que je remercie également très chaleureusement. Je reste seule responsable des insuffisances et des erreurs qui demeurent dans ce travail.

Résumé:

Cette étude met en exergue l'impact qu'a pu avoir la massification des années 80 de l'éducation sur le taux de rendement des études en France sur la période 1983 - 2002. En outre, elle permet de refaire le point sur l'avancée des techniques économétriques qui se sont développées ces cinquante dernières années. De cette manière, nous expliquons pourquoi il nous paraît aujourd'hui essentiel de tenir compte, dans les diverses formalisations, des coûts implicites et explicites qu'occasionne le choix de faire des études et même surtout de la probabilité de chômage qui diffère selon les années d'éducation.

Nous arrivons à la conclusion selon laquelle, en tenant compte de ces différents facteurs, il semble que le taux de rendement du baccalauréat a largement chuté sur la période pour être désormais négatif autour de -1% alors que ceux des années post-bac ont convergé vers 8%, le taux de la licence étant supérieur.

La large accessibilité du baccalauréat s'est donc traduite par la dévalorisation du niveau et marque une nouvelle période cloisonnant les détenteurs ou non du baccalauréat en deux classes distinctes.

Abstract:

This study focus on the impact of the schooling massification on the rate of return to schooling in France during the period 1983 to 2002. Moreover, it allows us to make a statement on the advancement of econometric methods that have been developed during the past fifty years. In this way, we explain why it is essential for us to introduce implicit and explicit costs, taxes on wages or the probability of unemployment, which differs according to schooling attainment.

When we take into account these several elements, the rate of return of High School degree decreases until 1990. He is now negative around -3% contrary to the return to college who converge to 8%.

The schooling democratization seems to lead to a depreciation of the High School degree. It gives birth to a new period compartmentalizing individuals who continue school in college or not in two distinct classes.

Mots clés:

Démocratisation de l'enseignement, Massification, Rendement de l'éducation, Taux interne de rendement, Capital humain

Keywords:

Education, Schooling democratization, Return to Scholling, Internal rate of Return, Human Capital

Classification JEL:

[I21 - A21 - A22 - C42]

1. INTRODUCTION

Depuis le 25 janvier 1985, l'institution scolaire affiche clairement une politique « volontariste » d'ouverture des seconds cycles généraux, technologiques et professionnels, au travers de l'objectif du ministre Jean-Pierre Chevènement selon lequel « 80% des jeunes d'une classe d'âge doit accéder au baccalauréat » pour l'an 2000. Les résultats sont significatifs : 69,1% des jeunes générations en 2002 vont jusqu'en terminale et accèdent ainsi au niveau bac contre seulement 37,5% en 1985.

Le baccalauréat constitue actuellement un examen dont l'importance transparait à travers l'ensemble des opportunités dont il fait bénéficier ses détenteurs. La plus grande facilité d'accès au baccalauréat et sa multiplication sont d'ailleurs des éléments de la démocratisation de l'enseignement supérieur. Mais l'ensemble de ces transformations n'a sûrement pas été sans répercussion. De ce fait, on peut se demander si le marché du travail n'a pas subi, par transfert, un impact de l'augmentation de cette fréquentation. Pouvons-nous pour autant parler de dévalorisation des diplômes et de vulgarisation du baccalauréat? Ce diplôme qui sanctionne la poursuite des études dans le supérieur est-il réellement devenu la norme? Dans ce cas, est-il possible de penser que les diplômés subissent actuellement une perte de leur valeur sur le marché du travail comme une conséquence directe de cette massification engagée dans les années 85?

La notion de taux de rendement, largement répandue en économie de l'éducation constitue l'une de ses principales notions clés. Ce concept central permet de déterminer si prolonger ses études d'une année supplémentaire est un choix judicieux dans le sens où il permettra à l'individu concerné de dégager un gain salarial supplémentaire suffisant pour l'inciter à le faire. Largement inspiré de la théorie du capital humain, l'idée consiste à considérer l'éducation comme un investissement qui peut, dépendamment des caractéristiques intrinsèques de chaque agent, lui être plus ou moins profitable. C'est dans la période d'après guerre que les économistes, s'intéressant de plus près au phénomène de croissance économique, ont souligné qu'un des éléments essentiels qui y contribuait le plus était le niveau de scolarisation de la nation. C'est la notion de rendement de l'éducation qui s'est alors développée autour des équations de gains de Jacob Mincer [1958, 1974]. En effet, une ramification progressive s'est étendue peu à peu depuis ces travaux ainsi que ceux de Becker [1964] sur la théorie du capital humain, en passant par des extensions, puis par diverses améliorations pour enfin la dépasser en construisant d'autres méthodes alternatives d'analyses. La théorie a donc progressivement mué pour améliorer le concept de taux de rendement de l'éducation tant sur un plan théorique qu'empirique.

Ainsi, le père fondateur des équations de gains, qui n'est autre que Mincer, développa deux méthodes en 1958 et 1974 permettant de modéliser un lien entre les gains perçus, l'éducation et l'expérience ou l'âge d'un individu. Puis, de nombreuses formes, davantage élaborées, de la fonction mincerienne de gains ont succédé. Différents auteurs ont contribué à enrichir ces équations de salaires destinées à mettre en évidence la part explicative de l'éducation, soit le taux de rendement d'une année de scolarité supplémentaire. Les apports fondamentaux de Heckman

pour mettre en évidence la présence d'hétérogénéité inobservée entre les agents ont joué un rôle essentiel dans l'avancement de l'analyse des taux de rendement. Enfin, Heckman et al. [2003] font à nouveau progresser les études minceriennes en justifiant que l'existence d'un taux de rendement de l'éducation équivalent à un taux d'intérêt déterminant les investissements optimaux en capital humain n'est correct que sous un grand nombre d'hypothèses, très restrictives, qu'il paraît pourtant assez judicieux de lever. En effet, les diverses analyses dont nous venons de faire état négligent les déterminants majeurs des rendements actuels comme les coûts directs et indirects de l'éducation, les taxes sur les revenus, la longueur de la durée de vie au travail et l'incertitude sur les revenus futurs qui agissent sur la décision d'éducation.

En définitive, ce travail nous a permis de redéfinir largement et d'analyser le concept de taux de rendement de l'éducation pour ainsi mieux l'appliquer au cas de la France sur les vingt dernières années. A la question simple de savoir si la massification de l'éducation a pu avoir un impact sur le marché du travail en termes de rendements de l'éducation nous répondons qu'elle ne s'est effectivement pas faite sans conséquence et que les taux de rendements des diplômes post-bac ont augmenté au prix d'une large perte de valeur du baccalauréat, marquant ainsi un clivage entre détenteurs ou non.

Nous exposons, en seconde partie, un descriptif des mutations qui ont affecté le système éducatif ces vingt dernières années. Nous analysons, en troisième partie, à travers un échantillon représentatif du marché du travail, les évolutions de ses diplômés ainsi que la répartition de la distribution des salaires de ces derniers. Après avoir introduit la notion de taux de rendement, c'est en quatrième partie que nous nous proposons de les calculer explicitement pour le cas de la France, sur la période allant de 1983 à 2002. Nous décrivons l'ensemble des évolutions apportées à la fonction de gains proposée par Mincer [1954,1978], connue pour être le pilier autour duquel quasiment tous les travaux sur les rendements ont été développés, puis nous constatons qu'elle trouve ses limites dans ses hypothèses simplificatrices. L'absence de coûts implicites ou explicites engendrés par les études amène l'équation de Mincer à des estimés des taux de rendement largement biaisés. Enfin, l'introduction de la probabilité de chômage en fonction du niveau d'éducation modifie considérablement nos résultats.

2. UNE VAGUE DE CROISSANCE DES EFFECTIFS DU SECONDAIRE

L'éducation nationale a fait face, depuis une vingtaine d'années, à diverses mutations. Celles-ci ont concouru peu à peu à un allongement général de la scolarisation. Le graphique 1 confirme que le taux de scolarisation global des 16-25 ans est passé de 29,9% en 1983-84 à 48,7% en 1992-93.

2.1. "80% des jeunes d'une classe d'âge au niveau baccalauréat"...

Le facteur le plus marquant du déclenchement de cette croissance est la politique d'ouverture des portes à l'entrée en seconde. C'est l'objectif du ministre



FIG. 1 Evolution du taux de scolarisation global des 16 - 25 ans

Jean-Pierre Chevènement selon lequel « 80% des jeunes d'une classe d'âge doit accéder au baccalauréat » pour l'an 2000. En effet, depuis le 25 janvier 1985, l'institution scolaire affiche clairement une politique « volontariste » d'ouverture des seconds cycles généraux, technologiques et professionnels.

Cette loi comporte donc deux points phares :

- d'une part la généralisation de la scolarisation jusqu'au terme du second cycle,
- d'autre part, l'évolution des techniques et de l'informatique dans une optique d'élévation massive des niveaux de formation.

L'idée dominante est qu'une meilleure formation initiale rendra le pays plus compétitif et plus créatif. Dans cette logique d'élévation des niveaux de formation, il a fallu développer de nouveaux types de qualification basés sur l'alternance. Le baccalauréat professionnel fut alors créé en 1985 (avec ses premiers diplômés en 1987), dont la principale originalité était de comprendre, dans sa préparation, entre douze et seize semaines de stage en entreprise [Prost, 1998].

Ainsi, la démocratisation de l'enseignement secondaire a eu des résultats significatifs. En 2002 69,1% des jeunes générations vont jusqu'en terminale et accèdent ainsi au niveau du baccalauréat contre seulement 37,5% en 1985.

Depuis 1995 - table1- cette proportion est complètement stable dans les trois filières et nous semblons avoir atteint une limite butoir. Le baccalauréat constitue actuellement dans la scolarité un examen dont l'importance transparaît à travers toutes les opportunités dont il fait bénéficier ses détenteurs.

	Bac général	Bac technologique	Bac professionnel	TOTAL
1970	16,7	3,4	—	20,1
1980	18,6	7,3	—	25,9
1985	19,8	9,6	—	29,4
1990	27,9	12,8	2,8	43,5
1995	37,2	17,6	7,9	61,4
2000	32,9	18,5	11,4	62,8

TABLE 1
Proportion de bacheliers dans une génération par type de baccalauréat, France métropolitaine

2.2. ...et son impact sur l'enseignement supérieur

La plus grande facilité d'accès au baccalauréat et la multiplication de ces derniers a largement contribué au plus grand accès à l'enseignement supérieur. Le graphique 2 laisse percevoir une forte hausse d'effectifs marquée dès 1989-1990 comme une réponse à la hausse de bacheliers.

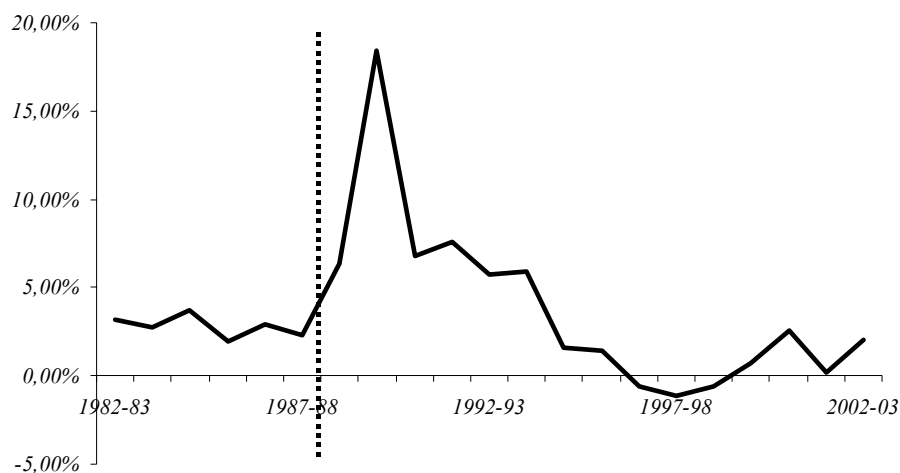


FIG. 2 Evolution des effectifs à l'université

Comment le marché du travail a-t-il vécu ces mutations et comment a-t-il réagi à cette vague de nouveaux diplômés? C'est ce que nous allons analyser dans la partie suivante après une brève description de l'état actuel du marché du travail.

3. LES DIPLÔMES, OÙ EN EST LE MARCHÉ DU TRAVAIL FRANÇAIS ?

3.1. Les données

Notre travail aura pour fondement empirique l'ensemble des "enquêtes emploi" de l'INSEE allant de 1983 à 2002. La première modification fréquemment apportée

consiste à restreindre la population aux 16 - 65 ans, en conservant à la fois les hommes et les femmes. De cette manière, nous captions le cœur du marché du travail puisque nous savons que l'âge légal de sortie du système éducatif est de 16 ans et qu'au delà de 65 ans la plupart des individus sont retraités. Or, les enquêtes emploi ne fournissant aucune information sur les retraités ou quelques compléments vieillesse que ce soit, nous ne sommes pas en mesure d'intégrer le fait que la retraite puisse jouer un rôle dans le choix d'éducation. D'autre part, nous éliminons toutes les réponses aberrantes, et nous choisissons de ne travailler que sur les individus qui ont fini leurs études et qui sont sur le marché du travail. Par commodité nous ne conservons que les travailleurs actifs pour lesquels nous bénéficions d'informations sur leur salaire. Enfin, il a été important d'utiliser une variable de niveau de diplôme. La nomenclature que nous avons utilisée est proposée par les enquêtes emploi. Elle regroupe 6 niveaux différents:

- Dip1** : Aucun diplôme ou CEP.
- Dip2** : BEPC (Brevet d'études du Premier Cycle).
- Dip3** : BEP – CAP ou autre diplôme de ce niveau.
- Dip4** : Baccalauréat ou BP ou autre diplôme de ce niveau.
- Dip5** : Bac + 2 ans.
- Dip6** : Diplôme supérieur.

En suivant la nomenclature de l'INSEE, nous distinguons les trois niveaux que sont le bac, le bac plus deux et le bac plus quatre. De cette manière on prend également la littérature anglo-saxonne comme "benchmark" puisqu'elle traite des alternatives comme 12 versus 14 années d'études ou 12 versus 16 années d'études.

L'enquête emploi fournit depuis 1990 les salaires nets mensuels de tous les individus - ou presque. En revanche, de 1983 à 1989 seule figurait l'indication de la tranche salariale à laquelle appartenait l'individu. Dans un tel cas, les salaires n'étant pas continus et catégorisés à l'aide de lettres, la variable à expliquer est alors dite qualitative. Comme le demande l'utilisation des variables qualitatives, la première chose que nous avons fait a consisté à transformer cette dernière en l'ordonnant plutôt en tranches allant de 1 à 20. Puis, toute régression par MCO pour la période 1990 -2002 s'est transformé en une régression polytomique ordonnée pour 1983-1989. Par ailleurs, la précision de notre régression a pu être accrue en spécifiant les bornes de chaque tranche. La 10ème tranche regroupait par exemple les individus dont le salaire était compris entre 5000 et 6000 fcs. Ainsi, la technique pour trouver les salaires moyens consistait à trier l'échantillon par niveau d'éducation et régresser la constante sur ces tranches et par niveau d'éducation. Nous avons vérifié la validité et surtout la performance de notre méthode sur la seconde sous - période et nous avons été satisfait de trouver des résultats tout à fait similaires à la méthode par MCO.

3.2. Statistiques descriptives

Nous procéderons dans un premier temps à une analyse descriptive de l'échantillon que nous avons sélectionné. Notre intérêt est d'observer l'évolution de la distribution des diplômes au sein de la population des actifs occupés ainsi que leurs salaires associés depuis une vingtaine d'années.

3.2.1. Le niveau de diplôme des actifs

De manière triviale, nous constatons sur le graphique 3 que les individus sans diplôme ne cessent de diminuer et que de manière opposée, le nombre de diplômés augmente. La progression la plus modérée est celle des BEPC, niveau le moins élevé. Par ailleurs, nous remarquons que la population des BEP-CAP a, elle, fortement cru durant ces vingt dernières années. Par ailleurs, depuis 1985 de plus en plus de gens accèdent à l'enseignement supérieur grâce à leur baccalauréat.

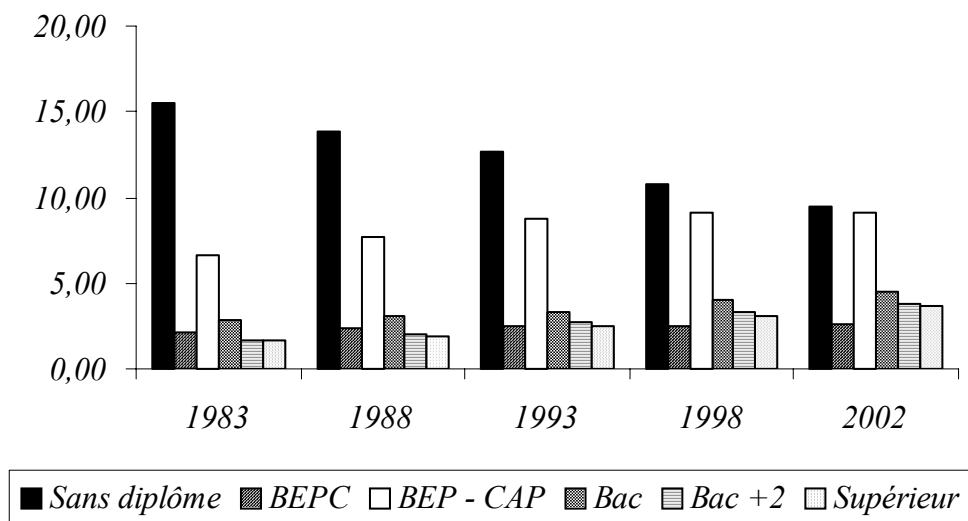


FIG. 3 Evolution de la population des actifs occupés (en millions)

3.2.2. Leurs salaires moyens

Nous retirons comme enseignement du graphique 4 que le logarithme des salaires réels moyens est quasi stable sur la période considérée. L'ensemble des actifs occupés ont conservé leur pouvoir d'achat inchangé en vingt ans. L'échelle des rémunérations est maintenue à travers ces vingt années - la pente reliant les six niveaux est quasi identique. Il n'y a ni eu de valorisation ou de dévalorisation des diplômes les uns par rapport aux autres sauf durant la période 1985-1995. Ceci paraît largement imputable à une baisse des salaires réels moyens des sans diplômes.

Un autre exercice part du principe que si massification de l'enseignement il y a, alors nous pouvons nous demander si celle-ci s'est traduite par une dévalorisation des diplômes à l'embauche. En observant des individus ayant moins de cinq années d'expérience sur le marché du travail nous regardons s'ils ont été moins bien rémunérés à leur sortie d'études. Nous observons, à niveau d'expérience identique, l'évolution des salaires moyens et nous les comparons selon trois niveaux. En ce sens, nous contrôlons l'effet de l'expérience qui pourrait fausser nos résultats. Nous pourrions interpréter une augmentation des écarts comme une hausse du niveau général de l'éducation en omettant qu'autrefois, l'expérience sur le tas était davantage valorisée qu'aujourd'hui.

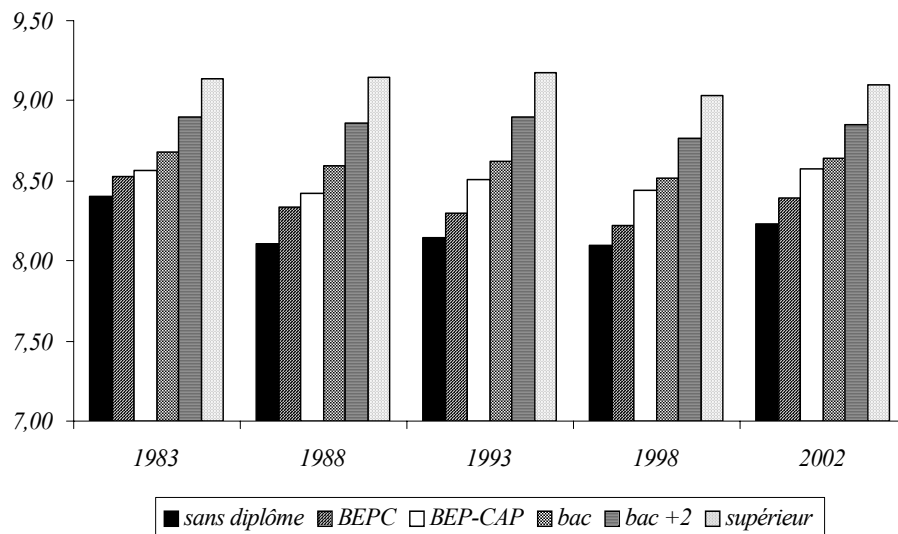


FIG. 4 Evolution du log des salaires réels moyens (base 100 en 1995) selon le niveau de diplôme

Comme nous pouvons le constater sur le graphique 5 en vingt ans le pouvoir d'achat de ces trois niveaux n'a quasiment pas bougé. Nous ne sommes pas surpris de remarquer que plus nous sommes diplômés et plus le salaire est élevé même s'il est déjà important de noter que cette constatation est de moins en moins vraie de nos jours. De plus, nous observons que **durant la période spécifique de 1986-1988, le niveau du baccalauréat semble avoir été davantage touché**. Nous constatons une large diminution des salaires réels des bacheliers entre 1983 et 1986 qui se maintient jusqu'en 1988. Ceci marque l'affluence des bacheliers sur le marché du travail.

3.2.3. La notion de taux de rendement.

Avant de parler de la notion de rendement de l'éducation nous allons introduire le concept de manière simple. Il est essentielle car il nous permet de valoriser ce que la décision d'effectuer une année d'éducation supplémentaire peut nous apporter. Nous dirons, en termes intuitifs, que le taux de rendement d'effectuer une année de plus que le niveau auquel nous nous situons actuellement correspond à la différence entre le salaire auquel nous pouvons prétendre avec une année de plus (en $N+1$) et le salaire que nous obtenons si nous quittons l'école pour rejoindre le marché du travail aujourd'hui (en N), le tout rapporté à notre salaire en N^2 .

En appliquant cette simple définition il semble, sur le graphique 6 que nous observons, tout d'abord, une tendance opposée entre l'évolution du taux de ren-

²Les taux de rendement ont été calculé à la manière d'un taux de croissance. Pour les taux de rendement isolant l'effet de l'expérience, les calculs ont nécessité plus de détails. En effet, nous avons eu besoin cette fois non seulement des salaires par niveaux d'études mais également par années d'expérience accumulées. Ainsi, les taux calculés tiennent compte du décalage dans l'expérience.

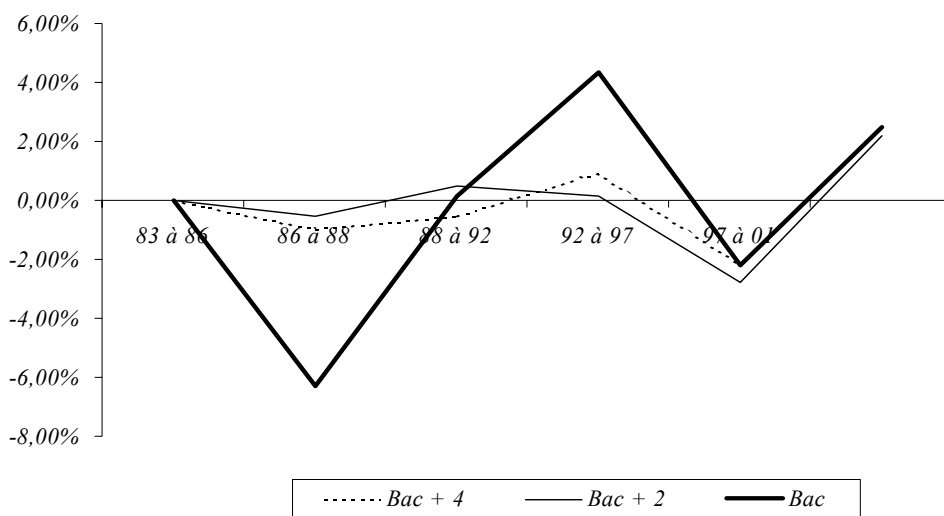
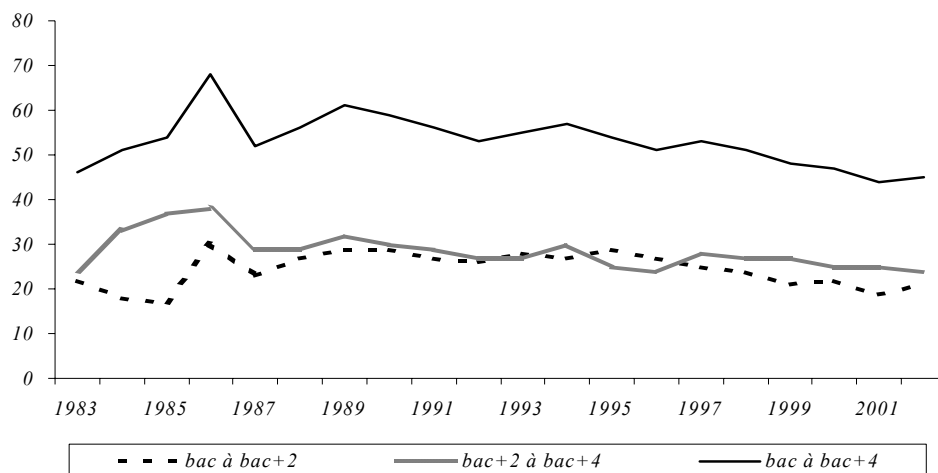


FIG. 5 Taux de croissance de l'évolution du log des salaires réels (base 100 en 1995) avec une année d'expérience

dement des deux niveaux les plus élevés avec celle du baccalauréat. Les taux de rendement montrent jusqu'en 1896-87 une impulsion complètement stoppée ensuite qui décroît doucement jusqu'à aujourd'hui.

Toutefois, nous nous retrouvons confrontés au même problème que précédemment. Les comparaisons devraient s'effectuer à niveau d'expérience identique sans quoi nous ne pouvons dissocier l'impact réel de l'éducation et de l'expérience (encadré 2). Au regard du graphique 7 l'apport est substantiel. La tendance du taux de rendement est décroissante à travers les années. Le fait le plus parlant est que le taux de rendement entre s'arrêter au bac ou pousser à bac plus quatre a perdu plus de la moitié de sa valeur entre 1983 et 2002. Bien que la baisse est plus fluctuante et un peu moins marquée, le taux de rendement de passer de bac plus deux à bac plus quatre a fortement diminué et est désormais nul. Seul le rendement de bac à bac plus deux est quasi resté inchangé sur la période. La large vulgarisation des diplômes transparaît bien dans les calculs.

C'est donc l'idée de plus grande diffusion des études à travers les élèves qui ressort de ces statistiques descriptives. Il est désormais moins rare de faire de plus hautes études. Parallèlement, nous constatons que le pouvoir d'achat a stagné et que les écarts de salaires entre niveaux de diplômes se sont maintenus. Enfin, un calcul de taux de rendement montre une diminution de celui-ci. Nous ajouterons que nous venons de soulever un point très important vers lequel nous allons faire tendre notre analyse future. La prise en compte de l'effet de l'expérience dans le calcul des rendements simples a considérablement changé l'allure des courbes, nous laissant entrevoir la réelle nécessité d'isoler au mieux les deux effets, éducation et expérience. C'est l'idée développée dans les analyses dynamiques. Nous devons arbitrer aujourd'hui entre arrêter ses études et obtenir directement le salaire qu'on



Source: enquêtes emploi, INSEE

FIG. 6 Taux de rendements simples, en francs constants base 100 en 1995

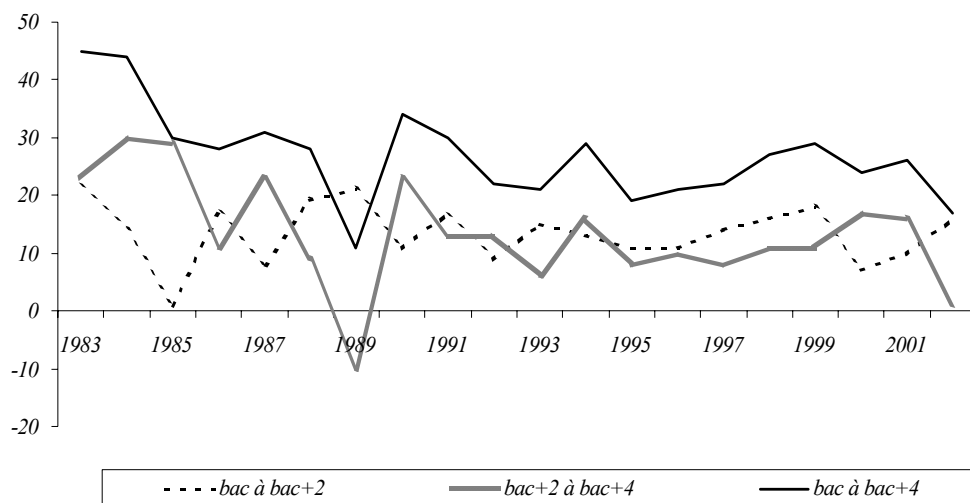
nous propose, sachant que nous bénéficierons chaque année d'une valorisation de salaire du fait de l'expérience accumulée, ou continuer une année en prenant en compte le coût direct de fournitures, d'inscription... que cela engendre mais aussi le coût indirect de ne pas bénéficier de l'expérience.

4. ESTIMATION DES TAUX DE RENDEMENTS DE L'ÉDUCATION FRANÇAISE DE 1983 À 2002

Cette nouvelle partie consiste à estimer sur les données décrites des fonctions de gains dans le but d'obtenir l'évolutions du taux de rendement de l'éducation française de 1983 à 2002, tout en passant en revue la progression des méthodes économétriques utilisées. La plupart de ces régressions font intervenir plusieurs variables explicatives.

Nous définissons comme dans la littérature le nombre d'années d'études comme la différence entre l'âge de fin d'étude de l'individu et 6 années, $Educ = Adfe - 6^3$. De cette manière, on ne tient alors compte que des années effectives d'éducation, à partir de l'âge d'entrée en classe préparatoire (CP). Par exemple, pour un diplômé du bac, nous savons qu'il a normalement quitté l'école à 18 ans. Sachant qu'il a commencé sa scolarité à 6 ans il a en définitive effectué 12 années d'études, $(18 - 6) = 12$. Nous sommes conscients que de cette manière nous n'obtenons pas le niveau d'études réellement atteint puisqu'il faudrait déduire les années redoublées. Ce problème est fréquent en économie de l'éducation et nous savons que nous sous-estimons le niveau moyen des étudiants. Le rendement est donc biaisé à la baisse. Toutefois, pour des fins de comparaison avec la littérature courante nous préférons

³Au départ utilisé par Mincer [1958, 1974] il est devenu ensuite commun. Dans la littérature anglo-saxonne le terme rapporté est "years of school completed", soit les années d'études réellement effectuées. On le retrouve chez Willis [1986], Murphy et Welch [1990] et bien d'autres.



Source: enquêtes emploi, INSEE

FIG. 7 Taux de rendement réels (base 100 en 1995) simples contrôlés pour l'expérience

garder cette variable.

L'expérience est générée par la différence entre l'âge actuel de l'individu et son âge de fin d'études, $Exp = Agd - Adfe$. Elle représente le capital humain accumulé depuis que nous avons quitté l'école. Certains auteurs critiquent cette définition dans le sens où nous ne comptons pas les années d'inactivité ou de retrait du marché du travail pour des raisons aussi vastes que des périodes de chômage, une grossesse, un départ volontaire... Toutefois, les enquêtes emploi ne nous permettent malheureusement pas de retracer les trajectoires de chacun depuis qu'ils ont quitté l'école. Nous nous en tiendrons à la définition la plus traditionnelle.

Enfin nous ajouterons la variable de sexe que nous dichotomiserons ainsi qu'une variable appelée région, construite comme prenant la valeur 1 si l'individu vit en Ile de France et 0 dans le cas contraire.

4.1. Evolution des fonctions de gains

4.1.1. Mincer et les fondements de l'analyse des taux de rendement de l'éducation

La fonction de gains en capital humain standard développée par Mincer [1974] est de la forme:

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 x + \beta_3 x^2 + u \quad (1)$$

où le coefficient, β_1 , fournit un estimé du taux de rendement de l'éducation, supposé constant dans cette spécification. Ce modèle est en fait motivé par deux structures conceptuellement différentes.

En 1958, Mincer utilise le principe de compensation des différences pour expliquer que les individus avec des montants de formation différents sont compensés

par des coûts de formation également différents. L'école est coûteuse parce que les individus renoncent à des gains puisqu'ils sont à l'école et non au travail en train d'acquérir de l'expérience. Soit $w(s)$ les gains annuels d'un individu dont le niveau d'études est s . Soit r un taux d'intérêt exogène et T sa durée de vie, la valeur présente des gains associés au niveau d'éducation s est :

$$V(s) = w(s) \int_s^T e^{-rt} dt = \frac{w(s)}{r} (e^{-rs} - e^{-rT}) \quad (2)$$

Egaliser les flux de gains associés aux différents niveaux d'éducation, $V(s) = V(0)$, et en prendre le log conduit à:

$$\ln w(s) = \ln w(0) + \ln \frac{(1 - e^{-rs})}{(1 - e^{-r(T-s)})} + rs \quad (3)$$

où, le second terme du membre de droite est considéré comme un ajustement pour la durée de vie finie qui va converger vers zéro à mesure que T va s'accroître. Si nous définissons le taux interne de rendement de l'éducation comme le taux escompté qui égalise les flux de gains pour différents choix d'éducation, alors dans ce cas particulier, le taux interne de rendement est égal au taux d'intérêt r . Il reflète le pourcentage d'augmentation des gains associé à une année additionnelle d'étude. De là, Mincer tire un nombre d'observations et complète son analyse en stipulant que le processus d'apprentissage ne se termine pas avec l'achèvement des études et même la plupart du temps, l'expérience au travail constitue la part essentielle du processus d'apprentissage. L'expérience peut alors, selon lui, être introduite dans les modèles théoriques. Nous retrouvons alors la forme générale (1) initialement évoquée.

En 1974, Mincer développe un second modèle basé cette fois sur des hypothèses complètement différentes mais dont la particularité est de nous conduire à la même spécification que précédemment. Contrairement au modèle précédent, celui-ci focalise sur le lien entre gains observés et gains futurs potentiels si un individu choisit d'investir en capital humain, c'est-à-dire soit en poursuivant ses études, investissement formel, soit en se formant par le biais de l'entreprise en acquérant du capital spécifique, investissement informel. De ce fait, nous retrouvons la forme standard du modèle de gain de Mincer que nous avons précédemment exposée. Ainsi, sous les hypothèses de décroissance linéaire de l'intensité des investissements réalisés au cours de la vie professionnelle et d'une constance dans le rendement des investissements scolaires, Mincer [1974] dérive la relation testable 1.

4.1.2. Un réexamen du modèle de gains de Mincer⁴

Dans les pionniers à s'être intéressés à ce point nous retrouvons Jarousse et Mingat [1986] dont l'article a pour but de tester la fiabilité tant théorique qu'empirique du modèle traditionnel de capital humain. La première amélioration passe alors par la prise en compte d'un terme quadratique dans le nombre d'années d'études, puis, ils améliorent leur spécification en introduisant le type d'activité (temps complet ou temps partiel), l'ancienneté dans l'emploi, ou des variables visant à améliorer la mesure du capital scolaire accumulé (par exemple par la prise en compte du redoublement, des années non validées par un diplôme). Ils

⁴Titre emprunté à l'article de Jarousse et Mingat [1986]

concluent que, dans l'ensemble, une meilleure définition des variables d'éducation et d'expérience permet au modèle de gains le plus élémentaire d'expliquer à lui seul plus des deux cinquième de la variance des salaires.

Arestoff [2000] expose tout d'abord les limites du modèle de Mincer sur un plan davantage sociologique. Elle explique que la non prise en compte de l'environnement parental de l'enfant durant ses études est un oubli de taille qui amènerait à une surestimation du rendement de l'éducation. De plus, elle évoque également que chaque année de scolarité supplémentaire ne peut avoir le même impact en termes de rendement sur le marché du travail, puisque certaines, qui sont sanctionnées par l'obtention d'un diplôme, sont davantage valorisées. Enfin, Arestoff introduit le type d'éducation (publique ou privée) dont l'impact est non négligeable au Madagascar. Elle développe donc, elle aussi, un modèle "étendu" mais l'auteur reste prudente sur l'outil que constitue la théorie du capital humain. Elle ne permet pas de comprendre les écarts de salaires entre différentes générations, la concurrence sur le marché du travail étant plus ou moins intense, et ce, parfois indépendamment du niveau ou de la qualité de l'éducation eux-mêmes.

Card [1999] relate, lui aussi, le fait que de nombreux chercheurs ont ajouté des termes d'ordres plus élevés dans l'âge, l'éducation ou l'expérience à l'équation 1. Ils ont examiné l'amélioration de l'ajustement relativement à la spécification originelle de Mincer. Murphy et Welch [1990] concluent alors qu'une généralisation du modèle de Mincer est:

$$\ln y = a + bS + g(X) + e \quad (4)$$

où g est un polynôme du 3ème ou 4ème ordre et fournit une amélioration significative dans l'ajustement.

4.1.3. *La prise en compte du problème d'hétérogénéité inobservée dans les rendements de l'éducation*

Les chercheurs ont longtemps eu recours à des modèles avec agent représentatif qui requièrent une population homogène. Or, de nombreux auteurs, dont le Nobel Heckman, ont mis en exergue l'importance de tenir compte de l'hétérogénéité existante entre les individus. Le rendement de l'éducation n'est pas un simple paramètre mais plutôt une variable aléatoire qui va varier avec des caractéristiques individuelles telles que le passé familial, l'aptitude de l'individu ou son niveau d'éducation. Il est vrai qu'en termes de choix scolaires, la diversité des caractéristiques influe énormément. De ce fait, en l'absence d'évidence expérimentale, il est très difficile de savoir quel est le sens causal entre salaires et éducation. Des gains observés très élevés pour des travailleurs mieux éduqués sont-ils le résultat de leur plus haut niveau de diplôme ou est-ce leurs capacités plus élevées qui leur ont permis d'acquérir plus d'éducation et donc d'être plus rémunérés? Egalement, si une variable est endogène comme l'éducation (déterminée par des variables explicatives qui sont elles-mêmes explicatives dans le modèle de départ - ici l'équation de salaire) nous ne pouvons pas assurer l'indépendance des termes d'erreurs. Il y a un biais d'endogénéité. L'intérêt d'utiliser des instruments apparaît dès lors que nous sommes confrontés à un problème d'endogénéité. Il manque à l'équation certaines variables capables de tenir compte de ces caractéristiques non observables liées à l'éducation. Les termes d'erreurs vont capter ce problème de variables manquantes. C'est pourquoi dans les deux cas la solution peut consister à trouver des variables

Card [1995] propose une version analytique simple du modèle de Becker [1967]. Soit $y(s)$ le niveau moyen de gains qu'un individu va recevoir s'il acquiert un niveau s d'éducation, alors ce dernier choisira un s qui maximise sa fonction d'utilité $U(s, y) = \log y(s) - h(s)$ où $h(s)$, fonction croissante convexe, constitue le coût d'effectuer s années d'éducation. Dans ce cas, un choix d'éducation optimal satisfait la condition de premier ordre : $\frac{y'(s)}{y(s)} = h'(s)$. Alors, l'hétérogénéité individuelle dans le choix optimal d'éducation survient de deux sources: d'une part, des différences dans les coûts d'éducation, représentées par une hétérogénéité dans $h(s)$. D'autre part, des différences dans les bénéfices économiques de l'éducation représentées par de l'hétérogénéité dans le rendement marginal. Une spécification simple de ces composantes d'hétérogénéité peut être: $\frac{y'(s)}{y(s)} = b_i - k_1 S$ et $h'(s) = r_i + k_2 S$ où b_i et r_i sont des variables aléatoires ayant pour moyenne \bar{b} et \bar{r} et k_1 et k_2 sont des constantes non négatives. Alors, cette spécification de l'hétérogénéité implique que le choix d'éducation optimal soit désormais linéaire dans les termes d'hétérogénéité spécifique: $S_i^* = \frac{(b_i - r_i)}{k}$ où $k = k_1 + k_2$. Ainsi, cette spécification de l'hétérogénéité va se traduire dans la modélisation par une nouvelle forme telle que: $\ln y_i = \alpha_i + b_i S_i - \frac{1}{2} k_1 S_i^2$ puisque nous savons que le rendement marginal $\beta = \frac{\partial \ln y}{\partial S} = \frac{y'(s)}{y(s)} = b_i - k_1 S$, où α_i est une constante spécifique personne. C'est en fait une fonction un peu plus générale que celle développée par Mincer [1974]. L'estimateur MCO a donc deux biais relatifs au rendement marginal moyen de l'éducation: Le premier attribuable à la corrélation entre l'éducation et la constante α_i le second attribuable à la corrélation entre l'éducation et la pente de la fonction de gains, b_i . En présence de rendements de l'éducation hétérogènes les conditions requises pour obtenir un estimateur par variables instrumentales (IV) interprétable sont substantiellement plus fortes que celles requises lorsque la seule source de biais d'habileté est une variation dans la constante α_i .

"proxy" qui auront le rôle de remplacer la variable pour laquelle le problème se pose.

Toutefois, en l'absence de certaines hypothèses fortes même un estimateur IV basé sur des instruments exogènes ne va pas nécessairement conduire à un estimé asymptotique non biaisé du rendement moyen de l'éducation. Si l'estimateur MCO est biaisé à la hausse par l'habileté inobservée, nous pouvons penser qu'un estimateur IV basé sur le bagage familial sera donc encore plus biaisé à la hausse. Nous notons à titre illustratif que la conclusion qui émerge des résultats empiriques est qu'en général il semble confirmé que les estimations IV des taux de rendement de l'éducation excèdent l'estimation MCO correspondante, de souvent plus de 30%.

4.1.4. Le biais de sélection

Il faut mentionner un dernier point. Nous faisons face ici à un problème de biais de sélection. Notre échantillon ne comporte en effet que les individus dont on observe le salaire. Pour le problème des non réponses, celles-ci peuvent être

considérées comme aléatoires. En revanche, omettre les personnes qui n'ont pas reporté de salaire parce qu'elles ne travaillent pas conduit en fait à sélectionner un échantillon spécifique et non représentatif de la population étudiée. Si l'échantillon ne compte que les individus qui ont un travail, nous comprenons que celles qui ne travaillent pas sont celles qui ont probablement en moyenne un niveau d'études moins élevé. Les omettre amène donc à compter dans l'échantillon moins de gens moins diplômés que la moyenne et donc à biaiser l'estimation du rendement de l'éducation.

Le modèle de sélection proposé par Heckman (Gronau [1974], Lewis [1974] et Heckman [1976]) suppose qu'une observation potentielle "j" est observable si:

$$z_j\gamma + u_{1j} > 0$$

où u_{1j} a une distribution standard normale. De manière simultanée, il y a une autre équation

$$\ln w = x_j\beta + \sigma u_{2j}$$

où u_{2j} a également une distribution normale, mais u_{2j} est potentiellement corrélé avec u_{1j} , de corrélation ρ . Lorsque $\rho \neq 0$ les techniques de régression standard appliquées à la seconde équation conduisent à des résultats biaisés. Heckman fournit des estimés asymptotiquement efficaces et consistents pour de tels modèles. L'idée intuitive de la méthode d'estimation de Heckman à deux étapes consiste d'abord en un modèle simple dans lequel la variable dépendante est la probabilité de participer au marché du travail et les variables indépendantes des facteurs divers qui auraient un effet sur cette participation. La première étape permet d'obtenir un facteur de correction appelé "inverse du ratio de Mill". Il sert essentiellement en seconde étape à obtenir des estimations consistantes en tenant compte de ce biais de sélection possible.

L'interprétation tient au fait qu'une variable omise biaise les coefficients estimés. Faute d'une méthode qui tient compte de cette sélection au marché du travail, les résultats de l'estimation oublient des variables importantes c'est-à-dire les facteurs déterminant eux-mêmes la participation au marché. Le terme de correction du biais obtenu de la première étape donne une idée de ce facteur.

4.2. Fonctions valeur et taux internes de rendement

Le calcul du taux de rendement trouve toutefois ses limites dans les hypothèses assez fortes qu'elle impose pour sa validité. La non prise en compte des coûts engendrés par la poursuite d'une année supplémentaire à l'école, financiers ou non financiers, la forme quadratique spécifique de l'expérience et le parallélisme dans le profil gains-expérience à travers les niveaux d'études sont autant d'éléments qui contraignent le taux de rendement. Il peut être intéressant de lever certaines de ces hypothèses, et ce, afin de formaliser l'idée que poursuivre ses études a un coût que nous devons prendre en compte. Nous allons pour ce faire, reprendre la démarche suivie par Heckman et al. [2003] qui synthétise l'ensemble des apports essentiels que nous pouvons réaliser.

4.2.1. Taux de rendement et taux interne de rendement

Plutôt que régresser le logarithme des salaires sur des explicatives dont nous conservons le coefficient des années d'études, Heckman et al. [2003] comme Hanoch [1967] proposent cette fois de maximiser la fonction valeur d'un individu, soit l'actualisation au taux r de l'ensemble des flux futurs de revenus auxquels il peut prétendre s'il effectue s années d'études. En fait, si nous nous référons aux mathématiques financières nous parlons de taux interne de rendement (TIR), comme définissant le taux d'intérêt qui annule la valeur actuelle nette (VAN) des flux futurs de notre individu, tel que:

$$VAN = \sum \frac{R_n}{(1 + TIR)^n} - \sum \frac{C_n}{(1 + TIR)^n} = 0$$

Par comparaison, le taux de rendement évoqué jusqu'ici était plutôt celui d'un investissement par rapport à un autre. Il se rapprocherait donc davantage du type: pour un taux d'intérêt réel donné, par exemple de 10%, quelles sont les valeurs actuelles nettes de deux projets différents. Le taux de rendement d'effectuer s années contre $s+j$ serait de la forme:

$$T = \frac{V(s + j, x)}{V(s, x)} - 1$$

Maintenant, nous supposons que les individus choisissent les niveaux d'éducation qui maximisent la valeur présente de leurs gains obtenus sur la durée de vie passée au travail en prenant comme donné le profil de gains post scolaire. Soit $w(s, x)$ le revenu salarial au niveau d'études et à un niveau d'expérience x , Heckman et al. [2003] choisissent en outre de faire varier l'âge du dernier versement de salaire, donc l'âge de la retraite, en fonction du niveau d'études atteint, $T(s)$, v est considéré comme l'ensemble des coûts d'éducation monétaires et non monétaires, τ est un taux de taxe proportionnel au revenu et enfin r est le taux d'intérêt avant taxe.

Dans ce cas, la fonction valeur de l'individu s'écrit comme suit:

$$V(s) = \int_0^{[T(s)-s]} (1 - \tau)e^{-(1-\tau)r(x+s)} w(s, x) dx - \int_0^s v e^{-(1-\tau)rz} dz \quad (5)$$

Cette dernière est constituée de la somme actualisée au taux d'intérêt réel r des revenus gagnés sur la période travaillée durant sa vie, qui dépend de la période d'études elle-même, diminuée de la somme actualisée également au taux r des coûts engendrés par les années d'études. Et les individus sont supposés choisir s qui maximise cette valeur présente escomptée des gains sur la période vécue.

4.2.2. Le cadre de Mincer

Le cadre du modèle de Mincer n'est donc rien d'autre qu'une simplification du cadre utilisé par Heckman et al. [2003]. La première hypothèse apportée réside dans l'absence de coût lié à l'éducation. Sa traduction se fait en imposant $v = 0$ pour les coûts financiers et $T'(s) = 1$ pour les coûts indirects liés à l'éducation, signifiant que le fait de rester à l'école plus longtemps ne se traduit pas par une durée au travail plus courte. De plus, Mincer suppose une séparation multiplicative entre l'éducation et l'expérience dans les salaires qui s'exprime comme $w(s, x) = \mu(s)\varphi(x)$

et une log linéarité dans l'éducation de la forme $\mu(s) = \mu(0)e^{\rho s}$, par exemple. En substituant cette dernière expression dans la première et en supposant que $\varphi(x) = e^{(\beta_1 x + \beta_2 x^2)}$ nous retrouvons bien:

$$\ln w(s, x) = \beta_0 + \rho s + \beta_1 x + \beta_2 x^2$$

Dans ces conditions, si toutes ces hypothèses tiennent, alors le coefficient de l'éducation dans une équation de gains à la Mincer $\hat{\rho}$ estime le taux interne de rendement qui devrait être égal au taux d'intérêt après taxe dans :

$$\tilde{r} \int_0^{[T(s)-s]} e^{-\tilde{r}x} w(s, x) dx = \int_0^{[T(s)-s]} e^{-\tilde{r}x} \frac{\partial w(s, x)}{\partial s} dx \quad (6)$$

Dans ce cas, effectivement ⁵

$$\widehat{TIR} = \exp \hat{\rho} - 1 \approx \hat{\rho} \quad (7)$$

La conclusion est donc que le taux interne de rendement est environ égal, dans ce cadre précis, au taux de rendement d'une équation de gains à la Mincer. Or, ce taux interne est indépendant de l'écart de niveau j ce qui n'est à priori pas intuitif puisque valider le collège, le lycée ou même uniquement une seule année de plus ne devrait pas offrir un rendement identique.

4.2.3. Dépassement du cadre de Mincer

Heckman et al. [2003] proposent deux voies pour ce dépassement. D'une part, il est possible d'enrichir l'équation de gains elle-même, en levant certaines hypothèses fortes sur sa forme. D'autre part, une fois la meilleure des formes trouvée, l'idée est d'introduire de nouveaux éléments dans la fonction valeur comme les taxes, coûts... qui peuvent influencer l'arbitrage.

- Taux de rendement interne avec hypothèses sur l'équation de gains levées

Des recherches préliminaires ne rejettent pas l'hypothèse de linéarité dans l'éducation mais rejettent la forme quadratique dans l'expérience et le parallélisme dans les profils gain-expérience. Toutefois, il est pertinent de conserver la forme quadratique par commodité et en lien avec la littérature courante et introduire quelques produits croisés entre l'éducation et l'expérience peut être bénéfique.

Nous prendrons comme acquis que lever tour à tour chacune d'elles a comme conséquence de modifier le TIR. Il n'est dorénavant plus égal à $\hat{\rho}$ mais plutôt à:

$$\widehat{TIR} = \exp\left(\frac{\hat{\rho}_{s+j} - \hat{\rho}_s}{j}\right) - 1 \quad (8)$$

Les différences avec le TIR obtenu de l'équation de Mincer la plus simple sont flagrantes. Tout d'abord, nous remarquons que le TIR dépend désormais de j , l'écart de niveau d'études. Il est intuitif de penser qu'une seule année de plus peut quasiment ne pas avoir d'effet, voire un effet négatif s'il n'apporte pas vraiment de qualification supplémentaire. En revanche, passer d'un niveau collège à un niveau bac peut avoir un effet non négligeable. D'autre part, nous remarquons que ce dernier dépend également de la différence entre les coefficients estimés associés à chacun des deux niveaux d'arbitrage, rapporté par cet écart.

⁵Voir la démonstration en annexe C.

- Taux de rendement interne incorporant des éléments structurels

La deuxième possibilité réside dans une transformation cette fois non paramétrique de la fonction valeur. Il s'agit une fois trouvée la forme de l'équation avec laquelle nous voulons travailler, d'introduire par exemple les taxes sur le revenu, les coûts engendrés par les études ou la probabilité de chômage associée à chaque niveau d'étude.

4.3. Résultats

Nous relaterons ici les diverses spécifications d'équation de gains que nous avons estimées. Nous prendrons comme référence les niveaux équivalents aux diplômes du L-M-D (Licence-Master-Doctorat). Ceci nous paraît plus approprié à la situation actuelle. Nous verrons dans nos résultats finaux que la distinction en termes de rendements s'avère en fait uniquement tributaire du fait d'avoir ou non le bac.

4.3.1. Les équations de gains simples à la Mincer et leurs variantes

La première équation avec laquelle nous avons travaillé est la plus simple des équations à la Mincer. Sa forme est la suivante:

$$\ln w = a + b.educ + c.exp + d.exp^2 + u \quad (9)$$

La deuxième équation est:

$$\ln w = a + b.educ + c.educ^2 + d.exp + e.exp^2 + u \quad (10)$$

L'ajout de la variable d'éducation au carré vient compléter l'équation en lui faisant prendre en compte le fait que les différentes années d'éducation n'ont pas le même poids en termes de rémunération salariale. Nous considérons une forme concave de l'éducation de la même manière que pour l'expérience, afin de mieux rendre compte de la nature décroissante des rendements marginaux de l'éducation.

De plus, nous savons qu'il est possible et même préférable pour une meilleure analyse de considérer l'ensemble des variables qui affectent la distribution des gains individuels. Nous allons donc suivre de nombreuses études qui insistent, par exemple, sur la discrimination des salaires entre les hommes et les femmes. Dans le même ordre d'idées, la région est fréquemment rapportée, et notamment le fait de travailler en Ile de France influence les gains que nous sommes en droit d'obtenir afin de compenser un coût de la vie plus cher. Notre équation de gains "augmentée" à la Mincer a la forme:

$$\ln w = a + b.educ + c.educ^2 + d.exp + e.exp^2 + f.hom + g.region + u \quad (11)$$

Nous obtenons trois régressions nous permettant alors de retracer une première évolution du taux de rendement de l'éducation. De plus, nous notons que son évolution est assez plate et ne laisse pas découvrir de phases plus spécifiques que d'autres. Ici, l'année 1990 de la table 2 semble suffisante. Pour illustrer notre propos nous exposons en annexe les graphiques associés ainsi que les coefficients de trois autres années. On constate sur la table 2 que le taux de rendement de l'éducation est plus élevé à mesure que l'équation de gains s'enrichit. Elle est concave dans

1990	9		10		11	
variables	coef	p-val	coef	p-val	coef	p-val
educ	0.083	0.000	0.0946	0.000	0.101	0.000
educ ²	—	—	-0.0004	0.002	-0.0008	0.000
exp	0.0401	0.000	0.0401	0.000	0.0385	0.000
exp ²	-0.0005	0.000	-0.0005	0.000	-0.0005	0.000
hom	—	—	—	—	0.231	0.000
region	—	—	—	—	0.209	0.000
cons	7.363	0.000	7.288	0.000	7.085	0.000

TABLE 2
Taux de rendement de l'éducation-Année 1990

l'éducation et l'expérience. L'effet d'être une femme et d'habiter hors Ile de France est positif.

La prolongation évidente consiste à instrumenter l'éducation. Pour ce faire, la variable que nous choisissons devra respecter un certain nombre de caractéristiques. La première et la plus importante est l'indépendance de nos variables instrumentales avec les termes d'erreurs de la régression du logarithme des salaires. Le deuxième point consiste à trouver des variables figurantes les plus proches possible de la variable que nous voulons instrumenter, et ce afin d'aller chercher un maximum d'informations pour estimer correctement les paramètres du modèle et réduire d'autant la variance.

Le choix de nos régresseurs s'est naturellement porté sur des variables dont l'influence sur l'éducation est certaine et dont nous savons que son influence sur les salaires serait nulle ou la plus faible possible. Le mois de naissance, déjà utilisé dans la littérature est une variable intéressante car le système éducatif est constitué d'années scolaires débutant en septembre pour finir en juillet ainsi que d'une législation sur l'âge minimum de scolarité (16 ans). De ce fait, si un enfant naît en janvier, donc durant le premier trimestre, il devra attendre la rentrée de septembre pour commencer sa scolarité. Le temps passé en maternelle sera plus long et l'enfant fera preuve d'une maturité plus élevée qu'un autre camarade né au deuxième ou troisième trimestre. De manière similaire, le mois de naissance peut influencer la durée de scolarité en forçant un élève né au dernier trimestre qui n'aurait pas encore atteint l'âge minimum à poursuivre une année d'étude supplémentaire. De façon symétrique, nous nous doutons que le mois de naissance ne devrait avoir strictement aucune influence sur la rémunération à laquelle peut prétendre un individu. C'est pourquoi nous pensons que cette variable constitue un instrument intéressant.

D'autre part, nous savons que l'environnement familial d'un enfant est l'élément non observable le plus influent sur l'éducation. Notamment, nous pensons que la catégorie socioprofessionnelle du père peut énormément jouer sur l'assiduité d'un élève. En effet, les parents de certaines catégories sont connus pour être davantage "derrière" leurs enfants que d'autres et peuvent alors plus aisément les aider à atteindre une meilleure réussite scolaire soit en les aidant ou en leur offrant un certain confort matériel et culturel. Enfin, ici encore, l'intérêt majeur est qu'à priori, il ne semble pas que cette catégorie socioprofessionnelle du père puisse influencer directement la rémunération de l'individu, sauf cas très marginal.

Les variables de l'équation qui instrumentent l'éducation sont:

cspp: la catégorie socioprofessionnelle du père (ici la référence est "cades et professions intellectuelles supérieures")

naim: trimestre de naissance

$$educ = a + b_1 cspp1 + b_2 cspp2 + b_3 cspp4 + \dots + b_5 cspp6 + c_1 naim2 + \dots + c_3 naim4 + u_{educ} \quad (12)$$

Ainsi l'estimation par doubles moindres carrés ordinaires peut s'effectuer à l'aide de l'équation:

$$\ln w = a + b.educ + c.exp + d.exp^2 + e.hom + f.region + g.\widehat{u}_{educ} + u$$

où \widehat{u}_{educ} est le terme d'erreur de l'équation précédente.

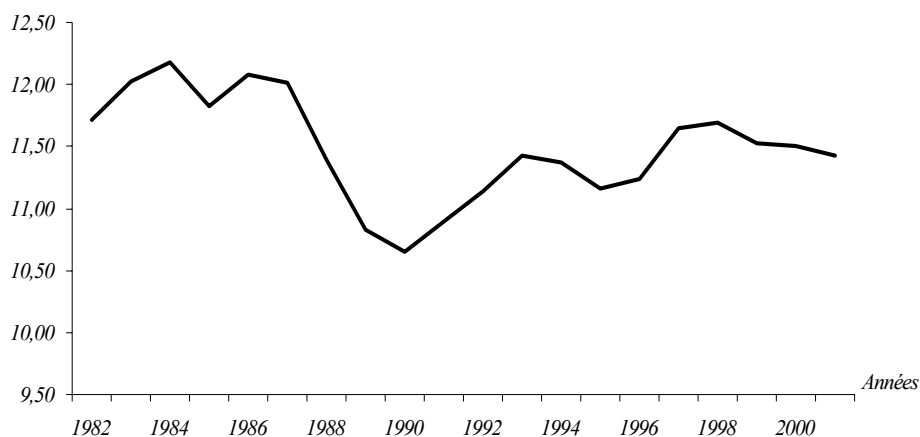


FIG. 8 Taux de rendement de l'éducation d'une estimation à la Hausman (équation 12)

La première constatation claire du graphique 8 est que sur les vingt dernières années, les variations dans le taux marginal de rendement de l'éducation sont beaucoup plus manifestes que dans le cas d'une régression par MCO. Contrairement à ce que nous trouvions précédemment il semble ici que durant les cinq années qui ont suivi le début de la démocratisation du baccalauréat le taux de rendement d'effectuer une année supplémentaire a peu à peu chuté pour ensuite croître à nouveau durant les dix années suivantes.

Le second point important est que le coefficient de la régression IV est en moyenne d'environ 40% plus élevé que le coefficient de la même régression par MCO. C'est légèrement plus élevé que ce que nous pouvons trouver dans la littérature mais cela reste comparable.

Enfin, la dernière amélioration que nous allons apporter à cette série d'équation à la Mincer consiste à corriger le biais de sélection. Pour ce faire nous allons tout

d'abord travailler avec une équation "très augmentée" -pour parfaire l'amélioration- à laquelle nous appliquerons la méthode d'estimation à deux étapes de Heckman.

Les variables avec lesquelles nous avons choisi d'augmenter l'équation de gains sont:

- hom**: le sexe (ici la référence est "femme")
- rg**: la région (ici la référence est "n'habite pas en Ile de France")
- dcstot**: la catégorie socioprofessionnelle (ici la référence est "agriculteurs exploitants")

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + \beta_4 hom + \beta_5 rg + \beta_6 dcstot2 + \dots + \beta_{10} dcstot6 + u$$

De plus, la liste de variables de l'équation de sélection est la suivante:

- ag**: l'âge
- educ**: l'éducation
- m**: le statut marital
- enf3**: le nombre d'enfants de moins de trois ans

$$\gamma_1 ag + \gamma_2 educ + \gamma_3 m + \gamma_4 enf3 > 0$$

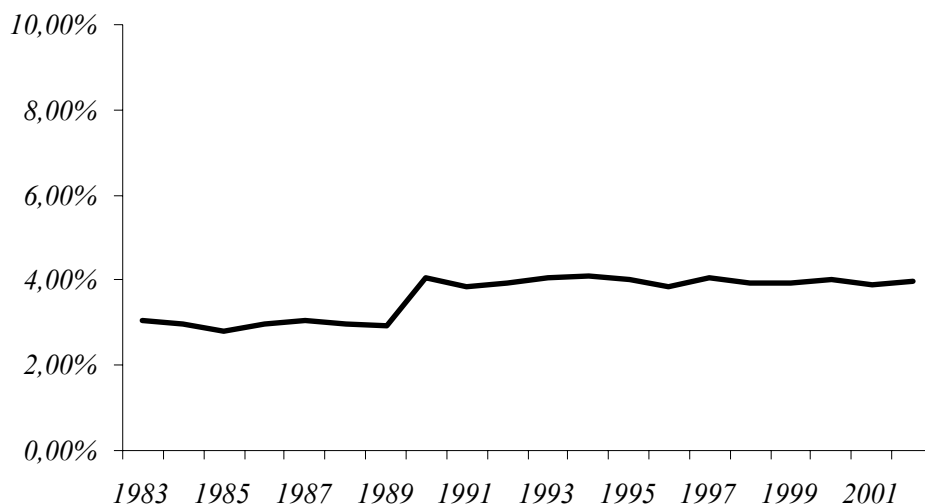


FIG. 9 Taux de rendement de l'éducation de l'estimation de Heckman à deux étapes

Avec cette estimation nous expliquons 40% des variations de l'équation de salaire. Ceci étant, nous remarquons immédiatement sur le graphique 9 que cette progression nous amène à de plus faibles estimés. Cette baisse est également dû au fait que nous corrigeons le biais de sélection. Nous retrouvons l'intuition selon laquelle l'omission des gens sans emploi contribue à largement surestimer le rendement général des études⁶. Le taux de rendement corrigé du biais de sélection est

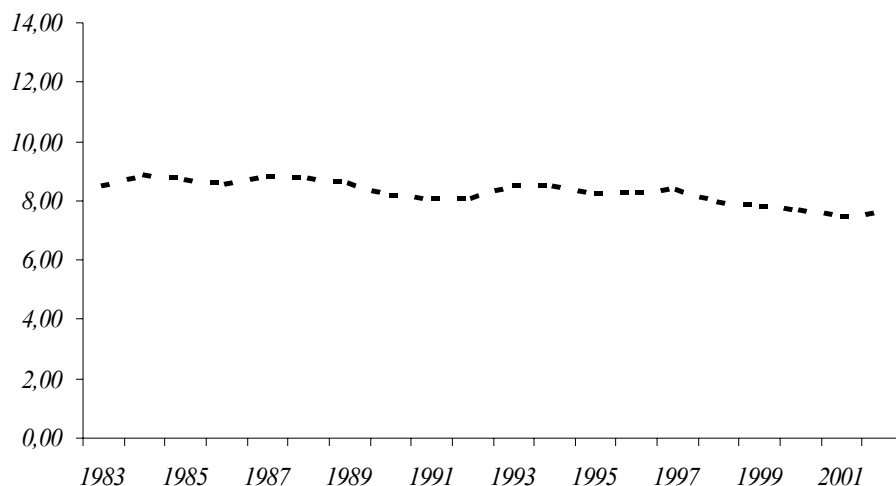
⁶Nous connaissons les problèmes liés au changement du type de données de 1989 à 1990. Ceci doit être la raison pour laquelle nous observons un saut dans le taux de rendement.

resté constant les vingt dernières années. Il ne semble pas avoir été affecté par la massification.

4.3.2. Les fonctions valeurs à la Heckman

Toutefois, l'intérêt de telles équations de gains est limité. D'une part nous savons que se restreindre à un seul taux de rendement pour une année d'étude supplémentaire comme le permettent ces dernières n'est pas pertinent. D'autre part, le calcul du TIR par l'égalisation de flux futurs de revenus permettant de lever les hypothèses fortes portant sur les fonctions de gains est désormais accessible.

L'égalisation de sommes actualisées de revenus d'une équation simple à la Mincer amène aux résultats de taux sur 10. Le premier constat est qu'il semble que les études, en général, rapportent à l'heure actuelle autant qu'il y a vingt ans. La similitude avec les résultats obtenus par les MCO précédemment exposées amène à penser que le gain de cette méthode ne se trouve pas ici. Puisque l'équation simple de Mincer trouve de nombreuses limites nous allons lever un certain nombre de ces hypothèses.



Source: enquête emploi, INSEE
salaires bruts mensuels

FIG. 10 TIR avec équation de salaire à la Mincer simple

En effet, la plupart des critiques faites à l'utilisation de la fonction mincerienne de gain tient uniquement à sa forme économétrique. Certes, nous avons largement évoqué qu'il était nécessaire de lever les trois hypothèses principales qui contraignent sa forme:

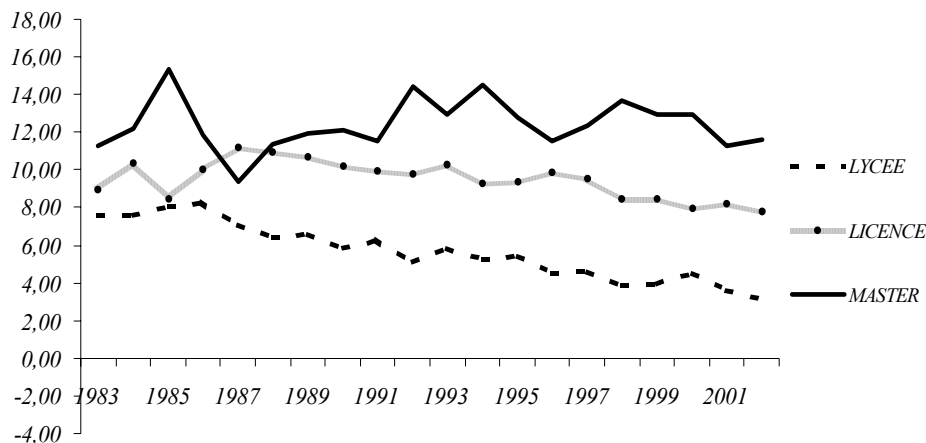
- la linéarité dans l'éducation
- la forme quadratique de l'expérience
- le parallélisme dans les profils gains-expérience entre niveaux d'étude

Toutefois, nous allons dorénavant insister sur d'autres points. Pour ce faire, nous prenons comme acquis ici que nous ne travaillerons plus qu'avec l'équation de

gain la plus élaborée. L'avancement final que nous proposons maintenant consistera à distinguer le fait d'introduire ou non la probabilité de chômage associée à chaque niveau de diplôme. Outre le fait qu'elles coûtent de l'argent et de l'investissement, les études représentent une couverture contre le chômage. En effet, nous savons que la plupart du temps, plus un individu est diplômé et plus sa probabilité d'être au chômage diminue. Pour tenir compte de ce paramètre, nous avons multiplié les salaires annuels bruts de chaque niveau d'études par $(1 - \text{proba d'être au chômage de son groupe})$.

Nous tenons à mentionner le fait que nous aurions également pu tenir compte des taxes sur le revenu. Le système fiscal français fait l'objet d'études propres de part sa complexité. Reconstituer l'imposition des individus en fonction de leur type de ménage est un travail colossal. Ce n'est toutefois pas notre but si nous tenons à faire les choses proprement. Nous nous contenterons donc de travailler sur les salaires mensuels bruts que nous avons à notre disposition.

De même, les informations sur les coûts individuels engendrés par les études manquent. N'ayant pas trouvé de proxy convaincantes nous avons préféré mettre ce point de côté.



Source: enquête emploi, INSEE
salaires bruts mensuels

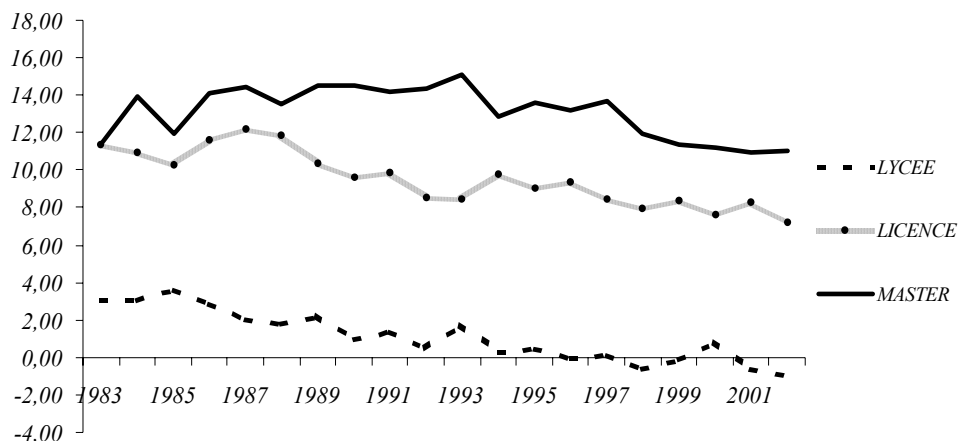
NB: Modèle avec hyp de linéarité dans l'éduc°, l'expérience et le parallélisme relâché, TIR sans COÛTS d'éduc°

FIG. 11 TIR sur salaires annuels bruts

Les commentaires à apporter au graphique 11 sont dorénavant tout autres ⁷. En levant l'ensemble des hypothèses supportées par l'équation de gain de Mincer nous remarquons que le diplôme du bac s'est peu à peu dévalorisé depuis 1986 en offrant un taux de rendement passant d'environ 8% à 3%. Les diplômes de licence et de master ont eux connu une quasi stabilité de leur rendement, les amenant à des taux de l'ordre de 8% et 12% réciproquement. Nous avons ici une illustration de la nécessité de relâcher de telles hypothèses, ne serait ce que pour pouvoir calculer

⁷Notons que nous avons testé que les trois courbes de TIR étaient significativement différentes les unes des autres. Pour les 20 années la p-value obtenue est de 0%. Il est donc très clair qu'elles sont bien toutes distinctes.

des taux internes de rendement qui diffèrent entre les niveaux de scolarité.



Source: enquête emploi, INSEE

Salaires bruts tenant compte de la probabilité de chômage par années d'études

NB: Modèle avec hyp de linéarité dans l'éduc°, l'expérience et le parallélisme relâché

FIG. 12 TIR sur salaires annuels bruts tenant compte de la probabilité de chômage

Nous exposons la pertinence de travailler avec des salaires bruts qui tiennent compte de la probabilité d'être au chômage lorsqu'on a "s" années d'études. L'évolution des courbes est modifiée. On remarque immédiatement sur le graphique 12 que le rendement du lycée est désormais très inférieur à celui des deux autres. Il est continuellement décroissant et atteint même des valeurs négatives autour de -1%. Ainsi, pour un élève de collège qui vient d'obtenir son brevet, nous pouvons affirmer qu'il n'est pas financièrement intéressant de poursuivre ses études si c'est dans le but d'obtenir un baccalauréat. Etant donné la probabilité d'être au chômage pour chacun des deux niveaux et le coût implicite des études qui écarte l'individu du marché du travail, il n'est pas rentable d'obtenir uniquement le bac.

La hiérarchie des taux n'est pas modifiée mais il ressort que le baccalauréat ne semble pas avoir constitué de couverture contre le chômage. Cela traduit le fait que les gens seulement munis d'un BEPC semblent moins frappés par ce phénomène. C'est le contraire pour le diplôme du master sur la première sous-période. Il apparaît que celui-ci protégeait davantage du chômage il y a 15 ans. Enfin, le diplôme de la licence est le moins affecté par le changement. La décroissance de son taux de rendement est quasiment la même en tenant compte ou non de la probabilité de chômage.

Il semble alors qu'on puisse résumer ces résultats à deux points:

- le rendement du baccalauréat a fortement chuté avec la massification au point de devenir négatif, -1%
- le rendement des diplômes post-bac semble converger autour de 10% et 12% respectivement.

Une question reste à soulever. On peut penser qu'utiliser des données en coupe

biaise l'estimation des taux de rendement dans la mesure où les bacs ne se valent pas tous. L'effet du progrès technique et la croissance qu'a pu connaître la France durant ces vingt années l'ont amené à avoir des besoins en formation différents. Le baccalauréat des générations qui constituent les acteurs du marché du travail ne sont pas les mêmes. Ainsi, considérer le rendement du baccalauréat d'un jeune de 25 ans aujourd'hui en 2002 devrait donner des résultats substantiellement différents d'une personne de 55 ans n'ayant également que le bac. Si dévalorisation du diplôme il y a du fait de la massification, celle-ci devrait transparaître dans le fait que les cohortes de jeunes devraient voir leur rendement davantage touché. L'idée qui ressort consiste donc à se demander si la chute du rendement du bac est plus forte chez les plus jeunes générations.

Pour ce faire nous avons agrégé nos données, c'est-à-dire que nous avons compilé nos 20 années d'observations. De cette manière nous avons pu créer 5 cohortes de 9 ans chacune:

Cohorte N°1 : constituée par les personnes de 56-65 ans donc nées entre 1946-1937

Cohorte N°2 : constituée par les personnes de 46-55 ans donc nées entre 1956-1947

Cohorte N°3 : constituée par les personnes de 36-45 ans donc nées entre 1966-1957

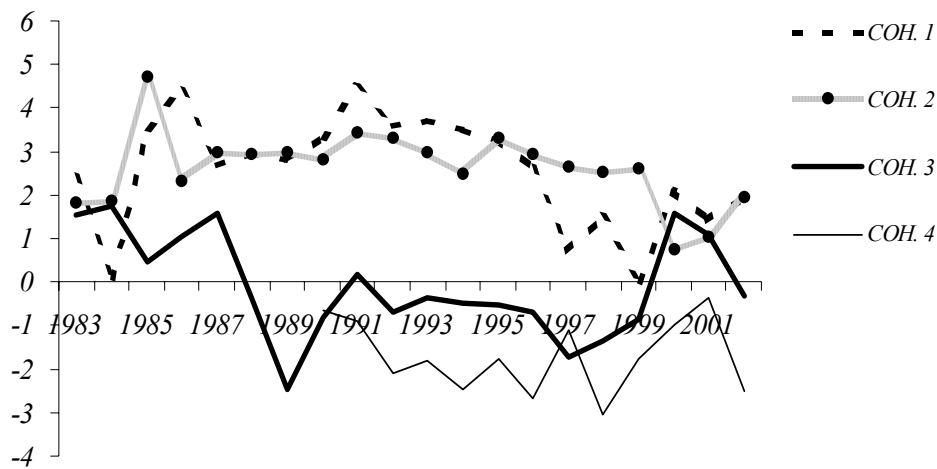
Cohorte N°4 : constituée par les personnes de 26-35 ans donc nées entre 1976-1967

Cohorte N°5 : constituée par les personnes de 16-25 ans donc nées entre 1986-1977

Toutefois, par faute d'effectif il n'a pas été possible de travailler avec la 5ème. Les résultats de TIR que nous obtenons figurent sur le graphique 13. La première constatation tient au fait que la tendance générale du rendement du baccalauréat est à la décroissance. De plus, il semble que les deux premières cohortes se distinguent assez nettement des deux dernières. En effet, on retrouve le résultat escompté. La 4ème cohorte, c'est à dire celle qui a passé son bac entre 1985 et 1994 a non seulement un rendement négatif mais le plus fortement de tous. Le bac des jeunes générations semble bien moins valoir que celui des plus anciennes pour qui il semble encore légèrement rentable d'avoir effectué le bac.

En revanche, même s'il existe un léger écart, il ne semble pas y avoir autant de différences pour les deux autres niveaux⁸. Seul le bac montre une telle distinction entre cohortes.

⁸Voir en Annexe D



Rendement du LYCEE des différentes cohortes

Source: enquêtes emploi, INSEE

FIG. 13 TIR du LYCEE des différentes cohortes

5. CONCLUSION

La question de la massification de l'enseignement durant le milieu des années quatre-vingts en France est essentielle, mérite toute son attention et motive le calcul de taux de rendement. Afin d'étudier ses effets nous passons en revue les différentes méthodes économétriques qui ont été développées au long de ce dernier jubilé en explicitant à travers quelles limites les différentes progressions ont été motivées.

La première méthode grâce à laquelle nous avons introduit la notion a consisté à calculer de simples taux de croissance. Nous trouvons une décroissance marquée des trois taux - bac, licence et master- avec un resserrement de l'éventail en 2002. Les équations de gains simples ou augmentées laissent apparaître un taux de rendement quasi constant sur les vingt années et l'effet de la massification ne se fait pas sentir. L'estimation par variables instrumentales montre davantage de fluctuations et la sur-estimation d'environ 30 à 40% est vérifiée. Une forte baisse des taux est amorcée en 1985. Enfin, l'utilisation de fonctions valeur avec hypothèses à la Mincer relâchées sur la fonction de gains, l'introduction de taxes sur le revenu, de coûts d'éducation et surtout de la probabilité de chômage nous amènent à une évolution relativement contrastée entre les niveaux bac et post-bac. Ceci laisserait donc présager que l'effet de la massification s'est largement fait ressentir dans la période qui a suivi son application.

En effet, dès lors que nous utilisons les taux internes de rendement avec hypothèses sur la fonction de gain relâchées nous retrouvons une large baisse du taux de rendement du bac et une diminution beaucoup plus modérée de celui de la licence et du master. L'introduction du taux de chômage transforme complètement ces résultats laissant place à une nette diminution du taux de rendement du lycée jusqu'en 1992 pour quasi stagner aujourd'hui à -1%. D'autre part, le taux de la

licence qui dominait à 14% converge peu à peu vers celui du master autour de 12%. En définitive, la méthode la plus exhaustive nous permet de conclure sur le fait que le rendement du baccalauréat s'est largement dégradé au point d'atteindre aujourd'hui -1% et les taux de rendement des niveaux post-bac ont eux convergé vers 10%, la licence demeurant toujours plus rentable que le master.

La tendance générale se résume donc au fait que les techniques économétriques ont évolué et qu'il est désormais préférable d'en tenir compte puisqu'on ne peut continuer à se cantonner à l'utilisation d'un taux de rendement global des études. D'autre part, nous avons vu qu'il est essentiel de tenir compte du maximum de facteurs possibles qui entourent la décision du choix d'éducation. Ce faisant la conclusion générale est qu'il semble que la massification s'est fait ressentir puisqu'on constate aujourd'hui, comparativement à il y a vingt ans, que le taux du baccalauréat a diminué et celui des diplômes post-bac, eux, ont eu tendance à se maintenir.

Le marché du travail semble avoir intégré que le diplôme du baccalauréat est désormais un diplôme clé avec lequel "on ne fait certes pas grand chose mais sans lequel on ne fait rien". Toutefois, il existe plusieurs baccalauréats et après ceux-ci des filières générales comme des filières techniques. Est-ce que le marché du travail fait la différence? Le taux de rendement ne s'est-il pas davantage accru pour certaines de ces filières plutôt que pour d'autres? De nombreuses questions montrent que beaucoup de portes sont encore ouvertes et que les recherches sur la question du choix de l'éducation existent encore à foison.

BIBLIOGRAPHIE

Arestoff F, [2000]: "Taux de rendement de l'éducation sur le marché du travail d'un pays en développement. Un réexamen du modèle de gains de Mincer", Miméo, DIAL Université Paris IX Dauphine

Becker G S, [1964]: *Human Capital*. New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.

Card D, [1999]: "The causal effect of education on earnings", Handbook of Labor Economics, Vol. 3A, edited by Orley Ashenfelter and David Card (Amsterdam: North Holland).

Hanoch G, [1967]: "An economic analysis of earnings and schooling", *The Journal of Human Resources*, Vol. 2, No. 3, pp 310-329

Heckman J J, Lockner L J et Todd E T, [2003]: " Fifty yeras of Mincer earnings regressions", *NBER Working paper* No. 9732

Jarousse J P et Mingat A, [1986]: "Un réexamen du modèle de gains de Mincer", *Revue économique*, No 6, pp 999 - 1029

Mincer J, [1958]: "Investment in human capital and personal income distribution", *Journal of Political Economy*, 66(4): 281-302

Mincer J, [1974]: *Schooling, experience and earnings*, New York: NBER Press.

Ministère de l'Éducation Nationale, [2003], *Repères et références statistiques*

Murphy K et Welch F, [1990]: "Empirical age-earnings profiles", *Journal of Labor Economics*, Vol. 8 (2), pp 202-229

Prost A [1998]: "La place de l'école dans la société", *Le système éducatif* , *Cahiers français*, No 285

APPENDIX A: DÉTAIL DE QUELQUES VARIABLES UTILISÉES

A.1. Taux d'imposition de l'année 2003

	R < 28 000		i = 0%
	28 000 < R < 55 000		i = 6,83%
	55 000 < R < 97 000		i = 19,14%
si	97 000 < R < 157 000	alors	i = 28,26%
	157 000 < R < 255 000		i = 37,38%
	255 000 < R < 314 500		i = 42,62%
	R > 314 500		i = 48,09%

où R est le revenu annuel en francs et i le taux d'imposition sur le revenu en vigueur.

A.2. Coûts d'éducation pour l'année 2002

Niveau	Dépenses moyennes annuelles en francs
Primaire	29 387
Collège	46 573
Lycée	55 100
Université	44 867

APPENDIX B: RÉGRESSIONS À LA MINCER ET ÉVOLUTION DE LEURS TAUX DE RENDEMENTS ASSOCIÉS

B.1. Coefficients régressions Mincer 1985

1985								
variables	coef	p-val	coef	p-val	coef	p-val	coef	p-val
educ	0.0629	0.000	0.0882	0.000	0.0963	0.000	0.13	0.000
educ ²	—	—	—	—	-0.0003	0.142	-0.0016	0.000
exp	—	—	0.0464	0.000	0.0465	0.000	0.0438	0.000
exp ²	—	—	-0.0007	0.000	-0.0007	0.000	-0.0007	0.000
hom	—	—	—	—	—	—	0.396	0.000
region	—	—	—	—	—	—	0.193	0.000
cons	7.893	0.000	7.058	0.000	7.008	0.000	6.554	0.000

B.2. Coefficients régressions Mincer 1995

1995								
variables	coef	p-val	coef	p-val	coef	p-val	coef	p-val
educ	0.048	0.000	0.0828	0.000	0.0942	0.000	0.107	0.000
educ ²	—	—	—	—	-0.0004	0.002	-0.0009	0.000
exp	—	—	0.0391	0.000	0.039	0.000	0.0383	0.000
exp ²	—	—	-0.0005	0.000	-0.0005	0.000	-0.0005	0.000
hom	—	—	—	—	—	—	0.229	0.000
region	—	—	—	—	—	—	0.209	0.000
cons	8.392	0.000	7.44	0.000	7.365	0.000	7.114	0.000

B.3. Coefficients régressions Mincer 2000

2000								
variables	coef	p-val	coef	p-val	coef	p-val	coef	p-val
educ	0.0403	0.000	0.0776	0.000	0.0898	0.000	0.1013	0.000
educ ²	—	—	—	—	-0.0004	0.001	-0.0009	0.000
exp	—	—	0.0333	0.000	0.0331	0.000	0.0321	0.000
exp ²	—	—	-0.0004	0.000	-0.0003	0.000	-0.0003	0.000
hom	—	—	—	—	—	—	0.221	0.000
region	—	—	—	—	—	—	0.1999	0.000
cons	8.522	0.000	7.577	0.000	7.495	0.000	7.254	0.000

APPENDIX C: PREUVE

La preuve de cette affirmation peut simplement se faire de la manière suivante:

Le raisonnement consiste à se dire que le taux de rendement interne entre effectuer s années d'études où $(s + j)$ années est celui qui va égaliser, comme nous l'avons vu, le flux futur de revenu obtenu grâce à s et le flux futur grâce à $(s + j)$. Dans la mesure où il s'agit d'années d'études, variable discrète, nous pouvons alors écrire l'équation d'arbitrage de manière simplifiée comme:

$$\sum_{x=1}^{\infty} \frac{\widehat{w}(s, x)}{(1 + TIR)^x} = \sum_{x=1}^{\infty} \frac{\widehat{w}(s + j, x)}{(1 + TIR)^{x+j}}$$

où nous supposons qu'indépendamment du niveau d'études, le nombre d'années qu'un individu est tenu de passer au travail est de 40.

Puisque le cadre sous-jacent est celui de Mincer, les salaires estimés sont de la forme:

$$\begin{aligned} \widehat{w}(s, x) &= \exp(\Delta_x) \exp(\widehat{\rho}s) \\ \widehat{w}(s + j, x) &= \exp(\Delta_x) \exp(\widehat{\rho}s) \exp(\widehat{\rho}j) \end{aligned}$$

dans ce cas, nous pouvons remplacer ces expressions dans l'équation d'arbitrage:

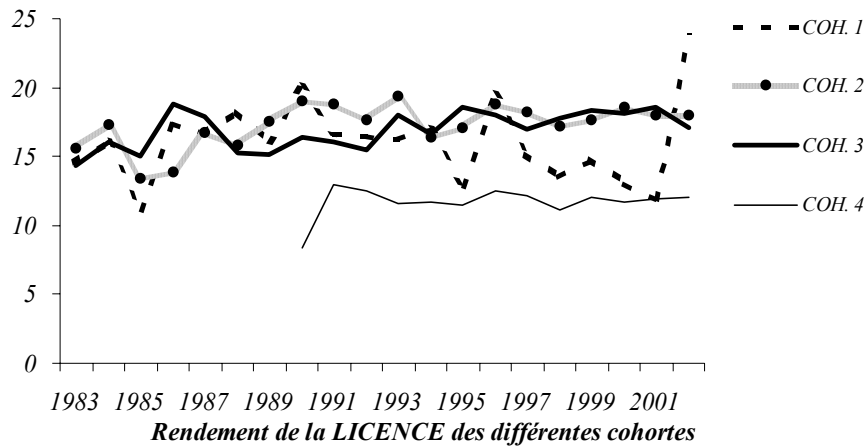
$$\sum_{x=1}^{\infty} \frac{\exp(\Delta_x) \exp(\widehat{\rho}s)}{(1 + TIR)^x} = \frac{\exp(\widehat{\rho}j)}{(1 + TIR)^j} \sum_{x=1}^{\infty} \frac{\exp(\Delta_x) \exp(\widehat{\rho}s)}{(1 + TIR)^x}$$

et nous obtenons donc,

$$\widehat{TIR} = \exp \widehat{\rho} - 1 \approx \widehat{\rho}$$

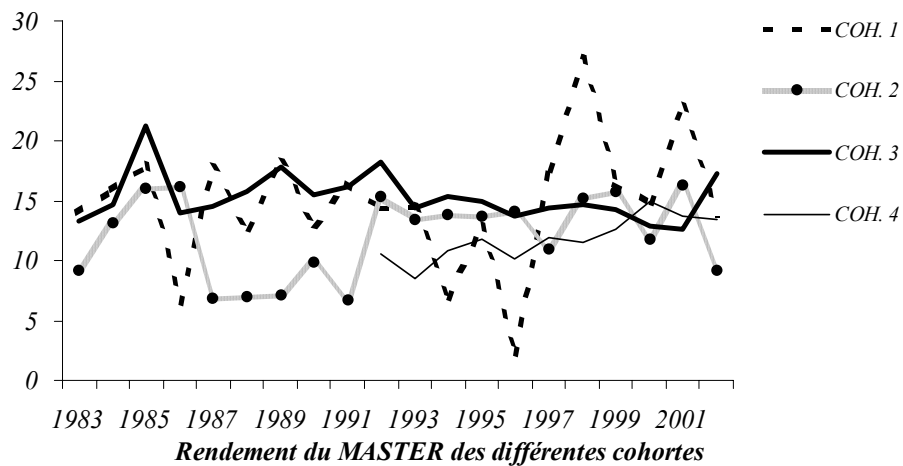
APPENDIX D: TIR

D.1. Taux internes de rendement de la licence entre les différentes cohortes



Source: enquêtes emploi, INSEE

D.2. Taux internes de rendement du master entre les différentes cohortes



Source: enquêtes emploi, INSEE