



Économie publique/Public economics

05 | 2000/1

Efficacité des systèmes éducatifs et de formation.
Vol. 1

Evaluation des rendements éducatifs dans un contexte de chômage

Didier Balsan



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/2038>
ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 juin 2000
ISBN : 2-8041-3383-4
ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Didier Balsan, « Evaluation des rendements éducatifs dans un contexte de chômage », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 05 | 2000/1, mis en ligne le 12 février 2007, consulté le 08 janvier 2020. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/2038>

économie publique public economics

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

n° 5 – 2000/1



© De Boeck & Larcier s.a., 2001
Editions De Boeck Université
Rue des Minimes 39, B-1000 Bruxelles

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en Belgique

Dépôt légal 2000/0074/196

ISSN 1373-8496
ISBN 2-8041-3383-4

économiepublique sur internet : www.economie-publique.fr

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

La revue **économie**publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496

Évaluation des rendements éducatifs dans un contexte de chômage

Didier BALSAN*

IDEP, Marseille

L'estimation des salaires est fondée, dans une perspective économétrique, sur la théorie du capital humain. La forme fonctionnelle de base est l'équation de Mincer (1974) qui est une approximation de celle dérivant (Hanchane et Moullet, 1997; Riboud, 1978) du modèle d'accumulation de capital humain de Ben-Porath (1967). Cette théorie étudie les choix d'investissement en capital humain tout au long du cycle de vie, dans une situation économique de plein emploi.

Ben-Porath conclue que l'investissement en capital humain est marqué par une première période pendant laquelle l'individu investit la totalité de son temps (et donc de son stock capital humain) dans l'acquisition de nouvelles connaissances. Après son entrée dans la vie active, la fraction du temps consacré à la production de capital humain diminue progressivement, pour s'annuler à la fin de la période d'activité.

Notons que parmi les hypothèses de ce modèle, celle qui consiste à considérer que le stock de capital humain de l'individu est sans influence sur sa probabilité d'exercer un emploi et donc de valoriser son stock de capital humain, prend un relief particulier dans une situation marquée à la fois par un taux de chômage élevé et par un impact du niveau d'éducation sur la probabilité d'être en emploi.

Une conséquence directe de cet argument est que l'étude de l'insertion professionnelle se doit de porter sur l'effet de l'acquisition de capital humain sur le salaire et sur la probabilité de détenir un emploi.

De plus, l'importance de la dimension temporelle dans le processus d'insertion professionnelle impose le recours à l'économétrie des données de panel (Baltagi, 1995; Mátyás et Sevestre, 1992). Il est

* Je tiens à remercier Marcel Dagenais et François Laisney pour leurs commentaires et suggestions, ainsi que Saïd Hanchane pour ses nombreux conseils

alors possible de suivre la trajectoire des individus dans le temps et de contrôler statistiquement l'hétérogénéité individuelle non observée (Nerlove et Balestra, 1992).

La première section expose des résultats déjà obtenus sur les deux aspects. L'importance du recours à l'économétrie des données de panel et aux différentes spécifications de l'hétérogénéité individuelle est mise en valeur.

En particulier, dans le cadre de l'estimation de la probabilité de détenir un emploi sur la base d'un modèle *Probit* à effet aléatoire, on constate l'importance de la scolarité initiale même lorsqu'il est tenu compte, de façon détaillée, de l'expérience professionnelle.

Dans le cadre de l'estimation d'une fonction de gain, on insiste sur la spécification des effets individuels selon l'approche de Chamberlain (1984). En effet, cette approche permet de décomposer les effets des variables d'expérience. Elle aboutit à la conclusion selon laquelle, si le passage par les mesures d'aide à l'insertion est corrélé avec le terme d'hétérogénéité individuelle non observée, en revanche ce passage serait sans effet structurel sur le salaire. Notons qu'un résultat opposé est obtenu vis-à-vis de l'emploi : globalement, les mesures d'aide à l'insertion sont associées à de meilleures probabilités de détenir un emploi.

Au terme de cette première section, une question naturelle est celle de l'importance relative des effets des mesures d'aide sur le salaire et sur l'emploi. Puisque ces dispositifs n'ont pas d'effet sur le salaire et un effet positif sur l'emploi, il semble que l'effet global soit positif. Pour autant, en l'absence d'un modèle théorique qui nous indique de quelle façon il est possible d'agrèger les deux informations et de comparer les rendements globaux (en sens des deux aspects) de différents dispositifs de formation, il est délicat de répondre de façon chiffrée à cette question.

La théorie du capital humain est le soubassement théorique de l'estimation des fonctions de gains. Le passage entre théorie et applications empiriques est assuré par l'équation de Mincer qui a donné lieu à de nombreuses évaluations du rendement de la scolarité¹.

Du point de vue de la mesure des rendements d'éducation, la théorie du capital humain repose sur l'hypothèse que les choix d'investissement en capital humain sont étudiés sur un marché en situation de plein emploi. Les individus font leurs choix sans incertitude sur la possibilité d'exercer un emploi après leur formation. Or, dans le contexte économique contemporain, l'hypothèse de l'absence d'influence du chômage sur les choix d'investissement en matière éducative est difficilement soutenable².

¹ Pour la France, voir notamment Riboub (1978), Jarousse et Mingat (1986), Goux et Maurin (1994), Hanchane et Moullet (1997).

² Postel-Vinay (1997) développe un modèle qui inclue l'effet allocatif direct du capital humain sur les opportunités d'emploi. Ce modèle, dont la portée théorique est indéniable, ne permet pas la dérivation d'une expression estimable du rendement de la scolarité.

La deuxième section pose les bases d'une prise en compte conjointe, dans le calcul de la rentabilité de la formation, des effets sur le salaire et sur l'emploi. Un modèle de scolarité est présenté, dans lequel l'individu décide du nombre d'années de scolarité en fonction des effets du capital humain sur le salaire et sur l'emploi. Une application du modèle est menée sur l'enquête Formation qualification professionnelle de l'INSEE. Cette application montre que le rendement de la scolarité, lorsqu'il englobe effet sur le salaire et effet sur l'emploi, a augmenté entre 1970 et 1990 et que cela peut justifier le phénomène d'allongement de la durée des études qui est observé sur cette période.

1 Économétrie de l'insertion professionnelle des jeunes

En France, l'insertion professionnelle des jeunes est abordée économétriquement à partir de trois ensembles de méthodes statistiques. Tout d'abord, les modèles de durée (Lancaster, 1990) sont utilisés pour mesurer les durées de passage par les états sur le marché du travail et notamment celle des emplois. Recotillet et Werquin (1995) distinguent les emplois à durée déterminée (CDD) et indéterminée (CDI).

Les modèles de durée permettent d'utiliser la dimension longitudinale des enquêtes sur population et, dans certains travaux, autorisent le contrôle de l'hétérogénéité individuelle non observée. Dans le cadre de l'étude de l'insertion des jeunes, Di Paola et Recotillet (1998) prennent en compte l'hétérogénéité individuelle non observée pour l'accès à l'emploi.

À la suite des modèles de durée, les modèles de transition (Lancaster, 1990) analysent les probabilités de transition d'un modèle markovien ou semi-markovien entre l'ensemble des états vis-à-vis du marché du travail. Bonnal et *al.* (1994) évaluent l'impact des mesures d'aide à l'insertion des jeunes dans ce cadre d'estimation, en contrôlant notamment pour l'hétérogénéité individuelle non observée.

Si les durées sur le marché du travail ont fait l'objet, dans le cadre de l'analyse de l'insertion des jeunes, d'études assez nombreuses, tel n'est pas le cas de l'analyse de la détention d'emploi à partir des modèles à variables dépendantes qualitatives. On peut citer, pour les analyses en coupe transversale, notamment les études de Minni et Vergnies (1994), Vergnies (1994). Ce type d'analyse présente deux limites : la première est liée au fait qu'une seule date est retenue pour évaluer la probabilité de détenir un emploi ; la seconde tient au fait qu'en coupe transversale, l'hétérogénéité individuelle non observée ne peut pas être contrôlée. Lever ces deux limites nécessite le recours aux données de panel.

Magnac (1997) modélise, à partir d'un modèle *Logit* multinomial à effet fixe, les transitions entre états sur le marché du travail.

Les facteurs explicatifs de la détention d'emploi sont explorés à partir de données de panel par Balsan et *al.* (1996) qui recourent à un modèle *Probit* à effet aléatoire. Dans la sous-section 1.1, les résultats obtenus avec la même méthodologie que cette étude sont présentés. On tient cependant compte d'un aspect supplémentaire : la possible endogénéité des variables explicatives mesurant l'expérience sur le marché du travail.

L'analyse des salaires des jeunes est encore moins documentée que celle de la détention d'emploi. Balsan et *al.* (1994) modélisent l'impact du coût de la formation dans les mesures d'aide à l'insertion sur le salaire. Fourgeot (1997) estime une fonction de gains à partir d'un échantillon tiré du complément Jeunes à l'enquête Emploi (INSEE). Les estimations de ces deux articles sont réalisées en coupe transversale. Or, la validité des résultats obtenus sur ce type de données n'est assurée que sous des hypothèses fortes de stationarité (Willis, 1986). Les travaux sur les salaires des populations adultes en France, réalisés sur des données de panel, sont par contre nombreux³.

Une estimation longitudinale du salaire des jeunes est réalisée par Balsan et *al.* (1998). La règle de sélection vis-à-vis de l'observation du salaire horaire est supposée non identifiable. L'hétérogénéité individuelle non observée est alors introduite sous la forme d'un effet aléatoire. L'estimation est réalisée sur un panel non cylindré, avec contrôle de l'autocorrélation à l'ordre 1. Les résultats montrent que les mesures d'aide à l'insertion des jeunes sont sans effet significatifs sur le salaire.

La sous-section 1.2 cherche à préciser ce résultat en décomposant, dans l'effet des mesures d'aide à l'insertion ce qui relève de l'hétérogénéité individuelle de ce qui relève de l'effet structurel du passage par ces dispositifs. On suppose que la règle de sélection⁴ vis-à-vis de l'observation du salaire est identifiable (Barrachina-Rochina, 1997) et l'hétérogénéité individuelle non observée est introduite par un effet aléatoire corrélé (Chamberlain, 1984).

Les résultats présentés dans la sous-section 2.2 tiennent compte d'un aspect supplémentaire : les variables explicatives décrivant l'expérience de l'individu sur le marché du travail peuvent être considérées comme endogènes⁵.

³ Voir, par exemple, Barge et Payen (1982), Goux et Maurin (1994), Guillotin et Sevestre (1994).

⁴ Pour une synthèse de la littérature sur les modèles linéaires et non-linéaires sur données de panel, et notamment la question du cylindrage des panels et des différents biais afférents, voir Balsan et Hanchane (1999).

⁵ Pour des détails sur cet aspect, voir Balsan (1999).

1.1 Emploi : rôle déterminant du capital humain scolaire et impact positif des mesures d'aide à l'insertion

Les variables explicatives considérées peuvent être classées en deux groupes : les caractéristiques individuelles et les variables mesurant l'expérience professionnelle au sens large.

Les caractéristiques individuelles, fixes après la sortie du système scolaire (conditions initiales), sont appréhendées par l'âge, la spécialité de formation et le croisement entre niveau de qualification et diplômes obtenus.

L'expérience sur le marché du travail est résumée par les durées cumulées dans les différents états possibles et par le nombre d'épisodes, connus par les individus, de ces mêmes états.

Pour expliquer la probabilité d'avoir un emploi, des regroupements en six catégories entre les états passés ont été effectués. La première catégorie contient les emplois supposés stables (CDI et engagé militaire). La seconde catégorie est constituée d'emplois plus précaires (CDD et emploi temporaire). La troisième catégorie correspond aux mesures publiques d'aide à l'insertion des jeunes destinées au secteur marchand (apprentissage, Stage d'initiation à la vie professionnelle - SIVP, contrats d'adaptation et de qualification, autres stages). La quatrième catégorie regroupe les mesures du secteur non marchand (Travaux d'utilité collective - TUC -, CES).

Deux modèles *Probit*, avec effet aléatoire, ayant pour variables dépendantes le fait d'être en emploi selon deux définitions (CDI ou emploi sans condition sur le caractère indéterminée de la durée) sont estimés sur un panel de jeunes sortis en juin 1989 de l'enseignement secondaire (panel « Mesures jeunes » du CEREQ, cf. annexe 1).

Les résultats relatifs à l'impact des mesures d'aide à l'insertion des jeunes sur les probabilités de détenir un emploi sont obtenus à partir de modèles *Probit* à effet aléatoire.

Les tests pratiqués révèlent la présence systématique d'un effet individuel aléatoire. La variance de cet effet occupe une part importante de la variance totale du terme d'erreur (0,47% pour les hommes et pour la détention d'emploi ordinaire, supérieure à 0,75% dans les trois autres cas)⁶.

Les estimations *Probit*, avec un effet aléatoire, réalisées sur la probabilité de détenir un emploi mettent en lumière certains aspects de la mobilité professionnelle des jeunes. La détention d'un emploi par le passé est propre à favoriser l'accès à un emploi stable. Les mesures d'aide à l'insertion professionnelle se révèlent ici assez efficaces du point de vue de l'accès à l'emploi.

⁶ Goux et Maurin (1995), avec un modèle à effet fixe sur la détermination des salaires sectoriels, et Lollivier (1995), avec un modèle *Probit* à effet aléatoire sur l'activité des femmes mariées, trouvent aussi, dans des contextes différents, des effets individuels importants.

Les variables de conditions initiales, le niveau d'éducation et le diplôme surtout, et la spécialité de formation ne peuvent pas être écartées au profit des variables d'acquis, dans l'explication de la détention d'emploi, même jusqu'à six ans après la sortie de l'école.

Ainsi la méthode d'estimation sur données de panel avec contrôle de l'hétérogénéité individuelle permet des conclusions plus fines sur l'opposition entre conditions initiales et acquis sur le marché du travail, le second aspect n'écrasant pas le premier. La question n'est pas neutre du point de vue de la politique à mettre en oeuvre pour faciliter l'insertion des jeunes puisque tout ne peut sans doute pas être résolu par une adaptation au marché du travail.

L'analyse de l'insertion ne peut cependant pas se résumer au constat de la position des jeunes vis-à-vis de l'emploi. D'autres dimensions sont en jeu, notamment le salaire qui est corrélé à la qualité de l'emploi éventuellement détenu.

1.2 Des mesures d'aide à l'insertion sans effets structurels sur le salaire

L'objectif de cette section est d'estimer une équation de salaire sur la même population (*cf.* annexe 1). Le salaire horaire n'étant observé que si l'individu est en emploi et s'il a répondu aux questions sur le salaire et le nombre d'heure de travail, il convient de contrôler pour un éventuel biais de sélection.

Le contrôle des biais de sélection sur données de panel pose des difficultés d'estimation. Dans ce cas, le salaire est observé pour le sous-échantillon des personnes en emploi à une date donnée. De plus, à chaque interrogation, ce sous-échantillon est composé d'individus en partie différents (panel non cylindré).

Dans ce travail, la règle de sélection est supposée identifiable. De plus, l'hétérogénéité individuelle non observée est introduite sous la forme d'un effet aléatoire corrélé avec l'hétérogénéité observée (Chamberlain, 1984). Cette méthode présente l'avantage de permettre la décomposition des effets de certaines des variables explicatives en effet structurel et effet lié aux spécificités individuelles.

Les variables non constantes dans le temps (expérience sur le marché du travail) se révèlent être, dans l'échantillon étudié, fortement corrélées entre les différentes dates. Ce problème impose de se placer à deux dates les plus éloignées possibles (les dates 2 et 5)⁷.

Une statistique de test permettant de tester si la relation entre la variable dépendante et les explicatives est statique vaut, sur les

⁷ Nous préférons écarter la première date qui est trop proche de la date de sortie du système scolaire et donc spécifique, en raison par exemple du service national.

données, 16,49. Cette valeur est inférieure à la valeur critique d'une loi de khi-deux de degrés de liberté égal à 11 (19,68 à 5%). Ce résultat souligne que la relation entre le salaire et l'ensemble des variables explicatives est statique conditionnellement à l'effet individuel. Cela signifie que les variables retardées n'ont pas d'effets structurels (Chamberlain, 1984) : elles traduisent la persistance de l'effet individuel dans la trajectoire salariale des jeunes.

L'ancienneté dans l'emploi courant se révèle avoir un impact négatif sur le salaire. Ce résultat est à lier au coefficient non significatif qui est associé à la détention d'un CDI à la période courante. Il semble que, dans un marché particulièrement sujet aux transitions professionnelles, le confinement dans un emploi ne soit pas de nature à favoriser l'évolution positive du salaire. Les populations adultes sont également concernées par le recul de l'effet de l'ancienneté et par une plus grande valorisation salariale de la mobilité externe⁸.

Les durées cumulées dans les différents états du marché du travail ont des coefficients structurels non significatifs. Dans le cadre d'interprétation des résultats supposés, en raison de l'introduction des valeurs de durée estimée dans les états du marché du travail, cela signifie que les différents états n'ont pas d'influence sur le capital humain.

Par contre, les durées sont significativement corrélées avec les effets individuels : les caractéristiques inobservées qui expliquent de plus forts salaires sont corrélées avec les valeurs latentes de durée dans les états. Des valeurs estimées des durées cumulées au chômage et en inactivité permettent de repérer les individus qui, par leurs caractéristiques inobservées, auront tendances à percevoir des salaires plus faibles. Les durées en CDD et dans les mesures non marchandes ont des effets plus ambigus dans la mesure où l'impact de la durée estimée est différent selon la période à laquelle elle est estimée. Ainsi, les personnes qui ont des caractéristiques inobservées expliquant positivement le salaire connaîtront plus fréquemment des mesures non marchandes en début de vie active et des CDD en fin de période d'observation (six après la sortie du système scolaire). Enfin, la durée cumulée en mesure marchande en fin de période est positivement corrélée avec l'effet individuel.

La procédure d'estimation suivie dans cette sous-section permet d'affiner la compréhension des mécanismes de formation des salaires des jeunes. Les caractéristiques inobservées des individus jouent un rôle important dans la détermination des salaires. Il semble que les valeurs estimées des durées dans les différents états du marché n'aient pas d'influence directe sur le capital humain mais que, par contre,

⁸ Hanchane et Joutard (1998) notent également, sur l'ensemble de la population salariée, un faible impact de l'ancienneté. La faiblesse de cet effet pourrait s'expliquer par une crise des marchés internes et une intensification des mouvements et des configurations sur le marché externe (Béret, 1992; Maurice et al, 1982; Silvestre, 1986; Verdier, 1996).

elles permettent de repérer les individus disposant de caractéristiques inobservées positivement corrélées avec le salaire.

Une lecture brutale des résultats relatifs aux salaires pourrait amener à conclure que les mesures d'aide à l'insertion des jeunes ne permettent pas aux jeunes d'accroître leur stock de capital humain. Le passage par des mesures publiques de ce type devrait donc être déconseillé. Or, les résultats de la sous-section 1.1 rappellent que ces mêmes mesures jouent un rôle positif sur les probabilités d'emploi et donc sur l'espérance de revenu des jeunes.

Ces deux observations conduisent à penser que les choix d'investissement doivent être analysés au regard de l'espérance de revenu. La section suivante s'attache à cette question dans le cadre d'un modèle empirique de scolarité.

2 Le rendement de la scolarité dans une situation de sous-emploi

En l'absence de chômage dans la théorie du capital humain, l'individu maximise ses revenus futurs en choisissant son nombre d'années de scolarité puis son investissement en capital humain tout au long de sa vie active. La mesure de l'impact de ces investissements sur le salaire fournit alors une indication de leur rentabilité.

En plaçant l'individu face à une incertitude sur la possibilité d'exercer un emploi et en envisageant l'impact du capital humain à la fois sur la productivité de l'individu mais aussi sur la réduction de son risque de chômage, l'objet de cette section est de fournir une mesure de la rentabilité des années de scolarité qui agrège l'impact du capital humain sur le salaire et sur l'emploi.

On observe au cours de la période une diminution des rendements de la scolarité, lorsque ceux-ci sont calculés en fonction de l'impact de la scolarité sur le salaire (Goux et Maurin, 1994). Cette observation est en contradiction avec le phénomène de poursuite d'études (cf. annexe 3). En effet, la théorie du capital humain prédit une diminution de la durée de la scolarité lorsque les rendements éducatifs baissent.

La sous-section suivante présente un modèle de choix optimal de la scolarité qui inclut l'impact du capital humain sur le risque de chômage. Ce modèle permet de calculer la rentabilité globale de l'investissement scolaire à la fois sur le salaire et sur l'emploi. L'échantillon réalisé à partir de l'enquête Formation qualification professionnelle (FQP - INSEE) de 1993, ainsi que les variables explicatives retenues pour l'application empirique du modèle sont exposés dans l'annexe 2. La section 2.2 montre que le rendement global, sur l'emploi et le salaire, de la scolarité croît sur la période 1970-1990. Ceci peut justifier le phénomène de poursuite d'études observé sur cette période.

2.1 Un modèle de scolarité avec prise en compte du chômage

Un individu est placé dans la situation de déterminer sa durée optimale de scolarité (S) sachant que chaque année supplémentaire augmente son stock de capital humain et donc son salaire en emploi ($w(S)$) et sa probabilité d'être en emploi à chaque date ($p(S)$).

La relation positive entre la scolarité et le salaire est fondée sur le principe à l'oeuvre dans la théorie du capital humain. Pour justifier la relation positive entre la durée de la scolarité et la probabilité d'être en emploi, trois explications peuvent être avancées. Tout d'abord, avec la scolarité on peut penser que la capacité à trouver un emploi augmente car la qualité de la recherche d'emploi est meilleure. De plus, une durée de scolarité plus élevée peut placer l'individu sur un segment du marché du travail où la tension entre demande et offre de travail est plus à son avantage. Enfin, plus la durée de la scolarité est élevée et plus sont grandes les possibilités de déclassement : *a priori*, l'individu peut candidater sur un spectre plus large d'emplois.

Notons que ces relations s'expriment, dans cet article, vis-à-vis de la durée de la scolarité en valeur absolue plutôt qu'en relatif. Par rapport au salaire, ce point de vue est critiqué par la théorie du filtre (Arrow, 1973) selon laquelle « le surcroît de rémunération des individus éduqués doit peu aux connaissances qu'ils ont acquises dans le système scolaire, mais rémunère leur productivité plus élevée laquelle est en réalité une caractéristique personnelle que le système éducatif n'a fait que révéler » (Chassard, 1990).

Une conséquence directe de cette théorie est que le salaire ne dépend pas directement de la scolarité de l'individu mais de la position relative de l'individu dans la distribution du niveau éducatif des individus de sa génération⁹. Le même type d'argument peut s'appliquer à la relation entre la scolarité et la probabilité de détenir un emploi.

La contrepartie de l'investissement scolaire est un coût d'opportunité : en rallongeant sa durée d'étude, l'individu recule la date à partir de laquelle il peut percevoir un salaire. Dans ce modèle on s'intéresse, par souci de simplicité, aux investissements en capital humain en formation initiale. Les acquisitions de capital humain pendant la vie active sont donc exclues de l'analyse. Une fois la durée S déterminé, le salaire et la probabilité d'être en emploi sont supposés constants.

Une autre simplification est introduite : on considère que l'agent a une durée de vie infinie. Une durée de vie finie est souvent une spécification nécessaire pour déterminer le nombre optimal d'années de scolarité et pour montrer que les investissements post-scolaires décroissent avec le temps puisque le nombre de périodes pendant lesquelles l'individu peut rentabiliser son investissement diminue. Ici cela

⁹ Cette hypothèse est mise en oeuvre sur données françaises par Jarousse et Mingat (1986). Ils concluent à un pouvoir explicatif plus grand de la spécification en terme de filtre.

n'est pas nécessaire et considérer une durée de vie infinie permet de simplifier les calculs.

2.1.1 La fonction d'objectif : l'espérance de revenu

L'individu est de maximiser son espérance de revenu futur $y(S)$:

$$\max_{S \geq 0} y(S) = \int_S^{+\infty} p(S) w(S) \exp(-\delta t) dt \quad (2.1)$$

où δ est le taux d'actualisation, supposé strictement inférieur à l'unité. La fonction objectif peut se réécrire :

$$y(S) = \frac{1}{\delta} p(S) w(S) \exp(-\delta S) \quad (2.2)$$

2.1.2 Condition du premier ordre et rentabilité de l'investissement scolaire

La dérivée première de l'espérance de revenu s'écrit :

$$y'(S) = \frac{1}{\delta} p(S) w(S) \exp(-\delta S) \left[\frac{p'(S)}{p(S)} + \frac{w'(S)}{w(S)} - \delta \right] \quad (2.3)$$

Le rendement de la scolarité (R) est la valeur du taux d'actualisation qui annule la dérivée première de l'espérance :

$$R(S) = \frac{p'(S)}{p(S)} + \frac{w'(S)}{w(S)} \quad (2.4)$$

Tant que ce rendement est supérieur au taux d'actualisation de l'individu, le nombre d'années optimal de scolarité augmente.

On rappelle que dans le cadre standard, où seul est pris en compte l'impact du capital humain sur le salaire, le rendement est $r(S) = \frac{w'(S)}{w(S)}$. Si la probabilité d'être en emploi est indépendante du nombre d'années de scolarité, alors $p'(S) = 0$ et le rendement $R(S)$ est aussi égal à $\frac{w'(S)}{w(S)}$.

Dans le cas où le rendement de la scolarité sur l'emploi est positif (cf. section 1.2) ces deux aspects (rendement du capital humain vis-à-vis du salaire indépendant du niveau d'emploi et additivité des rendements) amènent à conclure que la rentabilité du capital humain r est sous-estimée lorsque ne sont pris en compte que les effets sur le salaire. En effet, R est supérieur à r . La prise en compte du chômage se traduit donc par une augmentation de la rentabilité du capital humain.

2.1.3 Conditions du second ordre

La démarche permettant de calculer la rentabilité de l'investissement scolaire suppose que l'on se trouve en un nombre d'années de scolarité maximisant l'espérance de revenu de l'individu. Déterminons donc la condition sous laquelle l'optimum déterminé dans la sous-section précédente est effectivement un maximum, c'est-à-dire la condition sous laquelle la dérivée seconde de l'espérance de revenu est négative. Cette dérivée seconde s'écrit¹⁰ :

$$y'' = \frac{1}{\delta} [pw \exp(-\delta S)]' \left[\frac{p'}{p} + \frac{w'}{w} - \delta \right] + \frac{1}{\delta} pw \exp(-\delta S) \left[\frac{p''p - p'^2}{p^2} + \frac{w''w - w'^2}{w^2} \right] \quad (2.5)$$

Comme $\frac{p'}{p} + \frac{w'}{w} - \delta = 0$, la dérivée seconde évaluée en S^* est égale à :

$$y''(S^*) = \frac{1}{\delta} p^* w^* \exp(-\delta S^*) \left[\frac{p''^* p^* - p'^{*2}}{p^{*2}} + \frac{w''^* w^* - w'^{*2}}{w^{*2}} \right] \quad (2.6)$$

Soit $w(S) = \exp[c + g(S)]$ une spécification usuelle de la fonction de gains, qui est souvent estimée en logarithme : $\ln w(S) = c + g(S)$. Soit $p(S) = \frac{1}{1 + \exp[-(a + f(S))]}$ la spécification *Logit* usuelle pour les probabilités d'emploi ($\ln \frac{p(S)}{1-p(S)} = a + f(S)$). On conserve à ce stade une forme générale pour les fonctions f et g . On montre aisément que : $\frac{w''w - w'^2}{w^2} = g''$ et $\frac{p''p - p'^2}{p^2} = (f'' - f'^2p)(1-p)$.

La dérivée seconde de l'espérance de revenu est donc du signe de :

$$g'' + (f'' - f'^2p)(1-p) \quad (2.7)$$

Ainsi, si g'' et f'' sont négatifs, $y'' \leq 0$ et S^* est donc un maximum. Si g'' et f'' ne sont pas tout deux négatifs, il convient de déterminer le signe de l'expression (2.7).

2.1.4 Détermination du nombre optimal d'années de scolarité

Pour calculer le rendement de la scolarité, le nombre d'années choisi par l'individu est considéré comme optimal et le rendement est le taux d'actualisation tel que la dérivée première de l'espérance de revenu soit nulle. Pour déterminer le nombre d'années optimal, on fixe le taux d'actualisation et on résout l'équation suivante par rapport à S :

$$\frac{w'(S^*)}{w(S^*)} + \frac{p'(S^*)}{p(S^*)} - \delta = 0 \quad (2.8)$$

¹⁰ Pour alléger la notation, on supprime l'argument S des fonctions.

Avec des spécifications linéaires ($f(S) = bS$ et $g(S) = dS$), on obtient une solution explicite pour la durée optimale de la scolarité.

Dans les estimations présentées dans la sous-section 3.2, on retient des spécifications paraboliques des fonctions f et g . Pour trouver une solution à l'équation (2.8), on recourt alors à une résolution numérique.

2.2 L'augmentation des rendements de la scolarité (1970-1990)

Il s'agit de montrer, par l'utilisation de spécifications simples, que le modèle empirique présenté dans la sous-section 2.1 peut justifier le phénomène de poursuite d'études. On procède en deux étapes. On estime tout d'abord la probabilité d'être en emploi, puis une équation de gains qui inclut l'inverse du ratio de Mill afin de tenir compte d'un éventuel biais (Heckman, 1979).

2.2.1 Facteurs explicatifs de la détention d'emploi et des salaires

On présente dans cette sous-section les estimations relatives à la probabilité de détention d'un emploi (tableau 1) et aux salaires (tableau 2).

La probabilité d'être en emploi est plus faible pour les femmes, pour les personnes ayant au moins un enfant et pour les personnes mariées. Le fait de résider en Ile-de-France augmente cette probabilité. Les variables indicatrices du diplôme des parents ne sont pas toujours significatives. Avoir une mère en emploi à la sortie du système scolaire et avoir expérimenté une formation post-scolaire auraient, de façon assez surprenante, un impact négatif sur les chances d'emploi.

L'expérience professionnelle a un impact positif sur la probabilité de détention d'emploi. Les rendements sont cependant décroissants. L'interprétation des effets de la scolarité n'est pas directe. Il convient en effet de prendre en compte l'année de sortie du système scolaire par l'intégration du coefficient associé à la variable de croisement (« années d'étude * année de sortie »). L'impact de la scolarité sur le salaire est décrit dans le tableau 2.

On retrouve des résultats usuels pour les fonctions de gains : le salaire est plus faible pour les femmes, augmente avec la taille de l'entreprise, est plus élevé dans les entreprises privées. La formation post-scolaire a un impact positif sur le salaire.

L'expérience professionnelle a un effet positif sur le salaire. La sous-section suivante détaille l'impact de la scolarité en calculant son rendement.

Tableau 1 : Probabilité d'emploi

variable	coefficient	t
constante	-2.397	-12.526
femme	-0.330	-15.338
marié(e)	-0.075	-2.638
au moins un enfant	-0.051	-1.509
habitant en région parisienne	0.371	12.673
mère en emploi	-0.066	-3.067
diplôme parent 1	-0.163	-1.470
diplôme parent 2	-0.260	-4.532
diplôme parent 3	-0.036	-0.681
formation post-scolaire	-0.220	-8.442
expérience	0.130	17.540
expérience ² / 100	-0.208	-23.500
nombre d'années d'étude	-7.869	-10.770
nombre d'années d'étude ² / 100	-0.782	-11.217
années d'étude * année de sortie / 1000	4.106	10.946
log-vraisemblance		-9.357
nombre d'observations		15.646

Tableau 2 : Équation de gains

variable	coefficient	t
constante	11.254	136.970
femme	-0.172	-15.626
taille de l'entreprise 1	-0.268	-20.594
taille de l'entreprise 2	-0.139	-10.684
taille de l'entreprise 3	-0.063	-5.560
entreprise privée	0.032	3.271
formation post-scolaire	0.064	5.221
expérience	0.007	4.174
nombre d'années d'étude	1.886	6.473
nombre d'années d'étude ² / 100	0.242	7.118
années d'étude * année de sortie / 1000	-0.951	-6.354
lambda	-0.461	-14.808
R ²		0.367
nombre d'observations		9.752

2.2.2 Les rendements de la scolarité

Le rendement global de la scolarité s'obtient à partir de l'équation (2.4). Avec les spécifications $g(S) = dS + eS^2$ pour le salaire et $f(S) = bS + hS^2$ pour l'emploi, utilisées dans cette application, on obtient la formule de rendement suivante :

$$R = d + 2eS + (b + 2hS)(1 - p) \quad (2.9)$$

La variable de croisement « années d'étude * année de sortie » permet d'obtenir autant de coefficients d et b que d'années de sortie du système scolaire.

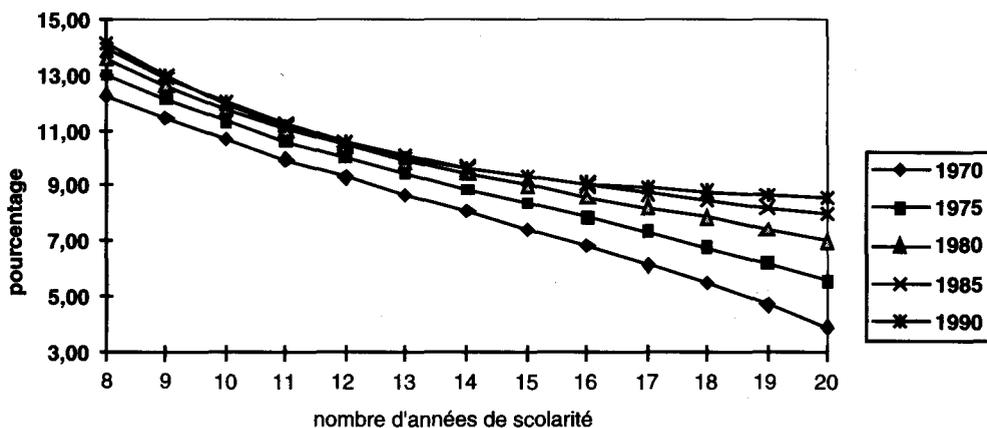
Vérifions que la condition du second ordre est bien satisfaite. L'estimation de la probabilité d'être en emploi, présentée dans la sous-section précédente, montre que $f'' = 2h$ est négative. Ainsi la quantité $(f'' - f'^2/p)(1 - p)$ est bien négative. Par contre, pour l'estimation de la fonction de gains on obtient $g'' = e > 0$. Le calcul montre cependant que, pour chaque année de sortie entre 1970 et 1990, l'expression (2.7) est négative, et donc que la condition du second ordre est satisfaite.

L'introduction de la variable de scolarité au carré dans les estimations permet de montrer que les rendements de la scolarité sont décroissants avec le nombre d'années de scolarité (cf. tableau 3).

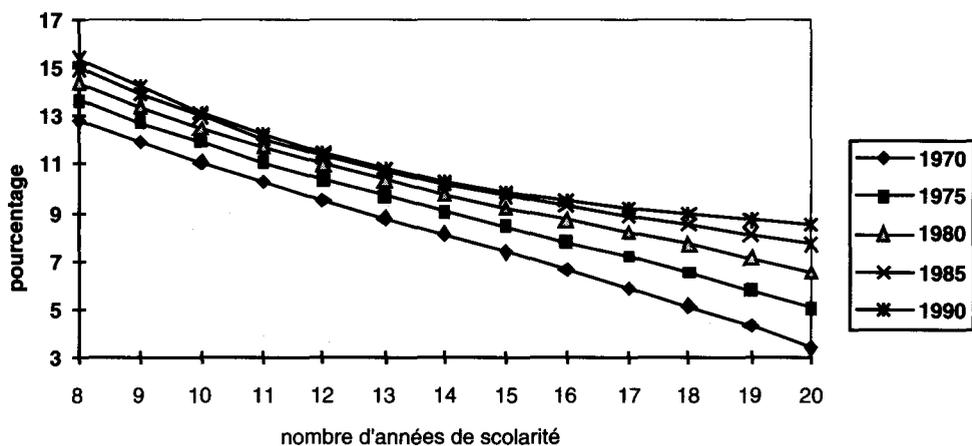
Tableau 3 : rendement global de la scolarité par cohorte

année de scolarité	Femmes			Hommes		
	1970	1980	1990	1970	1980	1990
8	12,82	14,45	15,45	12,29	13,55	14,13
9	11,92	13,46	14,25	11,46	12,62	12,99
10	11,08	12,56	13,19	10,70	11,80	12,02
11	10,29	11,75	12,27	9,99	11,08	11,21
12	9,54	11,02	11,50	9,33	10,46	10,55
13	8,81	10,37	10,85	8,70	9,92	10,04
14	8,10	9,78	10,32	8,09	9,45	9,63
15	7,39	9,23	9,88	7,48	9,02	9,33
16	6,66	8,72	9,53	6,85	8,63	9,10
17	5,91	8,21	9,23	6,20	8,25	8,94
18	5,13	7,70	8,98	5,50	7,86	8,81
19	4,30	7,17	8,75	4,75	7,45	8,71
20	3,41	6,60	8,53	3,93	7,00	8,61

Graphique 1 : Rendement global de la scolarité selon le nombre d'années de scolarité - Hommes



Graphique 2 : Rendement global de la scolarité selon le nombre d'années de scolarité - Femmes



Les graphiques 1 et 2 illustrent la décroissance des rendements de la scolarité avec le nombre d'années de scolarité. Ils montrent également que le rendement global de la scolarité a augmenté entre 1970 et 1990.

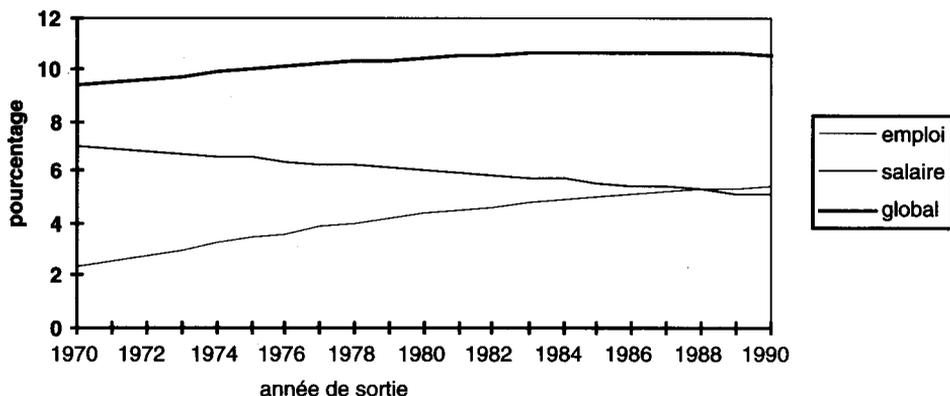
L'équation (2.9) montre que le rendement est dépendant de la probabilité d'être en emploi $p(S)$. Pour calculer le rendement il est donc nécessaire de fixer la valeur des variables explicatives. À cet effet, les graphiques de cette sous-section sont tracés pour un individu de référence célibataire, sans enfant, habitant en province, dont la mère n'était pas en emploi lors de l'entrée dans la vie active de l'enquêté et dont le plus

haut diplôme de ces deux parents est le BEPC ou l'absence de diplôme. Pour d'autres catégories d'individus les résultats sont qualitativement identiques.

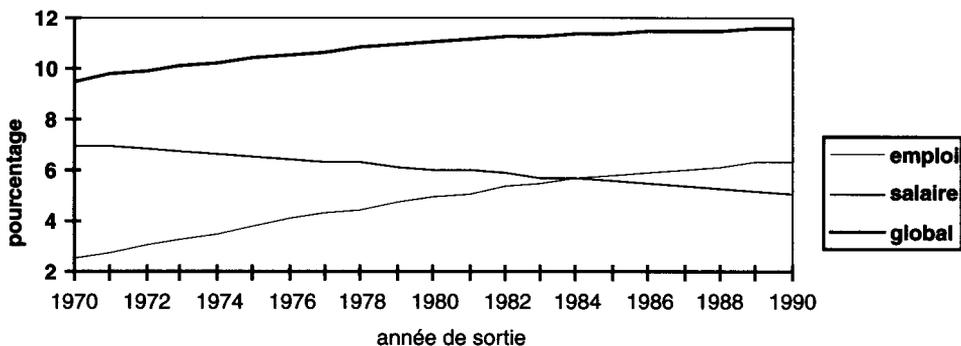
Autour de la valeur moyenne de la durée de la scolarité (environ 11 ans), les écarts de rendements global entre les différentes cohortes sont plus resserrés. Ils sont cependant un peu supérieurs à un point pour les hommes (9,99% en 1970 et 11,21% en 1990) et égaux à près de deux points pour les femmes (10,29% en 1970 et 12,27% en 1990). Ces écarts deviennent particulièrement élevés pour les durées longues de scolarité.

L'évolution du rendement global de la scolarité sur la période est plus visible sur les deux graphiques qui suivent. Les rendements sont calculés pour une durée de la scolarité égale à 12 ans.

Graphique 3 : Évolution des différents rendements par année de sortie - Homme



Graphique 4 : Évolution des différents rendements par année de sortie - Femmes

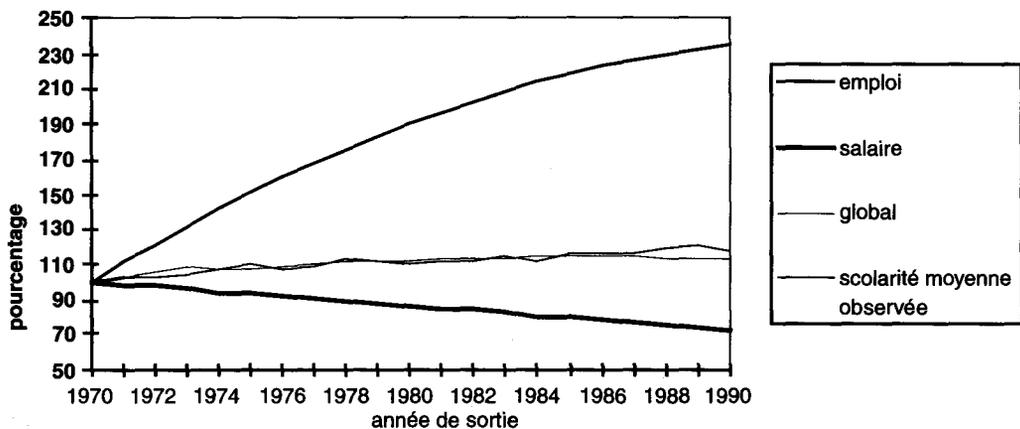


Les graphiques 3 et 4 mettent en évidence à la fois la décroissance du rendement de la scolarité calculé sur la base du seul salaire et le fait

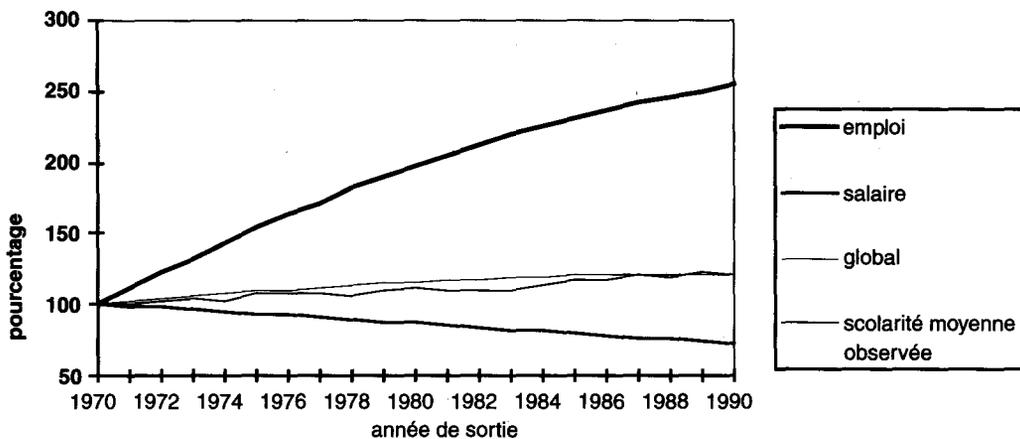
que la croissance du rendement global s'explique par la croissance du rendement sur l'emploi. En effet, la croissance du taux de rendement global s'explique par une augmentation du taux de chômage correspondant à chaque année de scolarité. D'après l'équation (2.9), plus le taux de chômage est élevé, plus le rendement de la scolarité s'élève. Dans le calcul du rendement global, cette hausse fait plus que compenser la baisse du rendement sur le salaire.

Afin de montrer que le rendement global calculé permet d'expliquer l'évolution de la durée des études, on ramène à une base 100 en 1970 les différents rendements et le nombre observé d'années de scolarité (graphiques 5 et 6).

Graphique 5 : Évolution des rendements et de la scolarité observée (base 100 en 1970) - Hommes

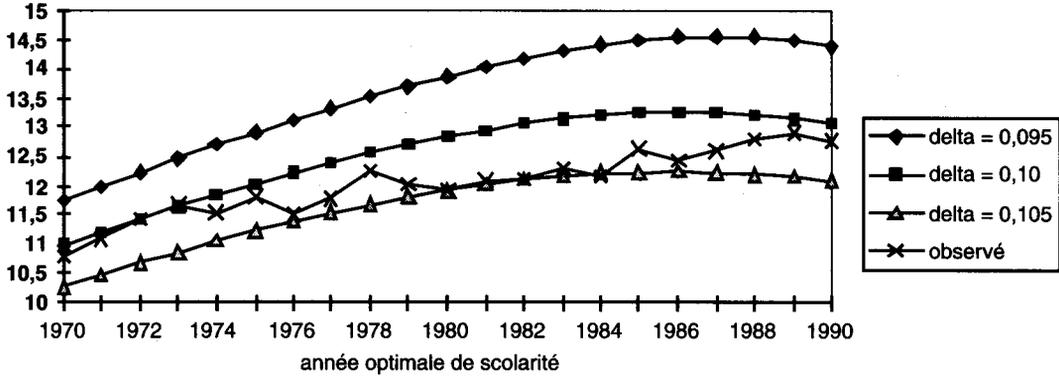


Graphique 6 : Évolution des rendements et de la scolarité observée (base 100 en 1970) - Femmes

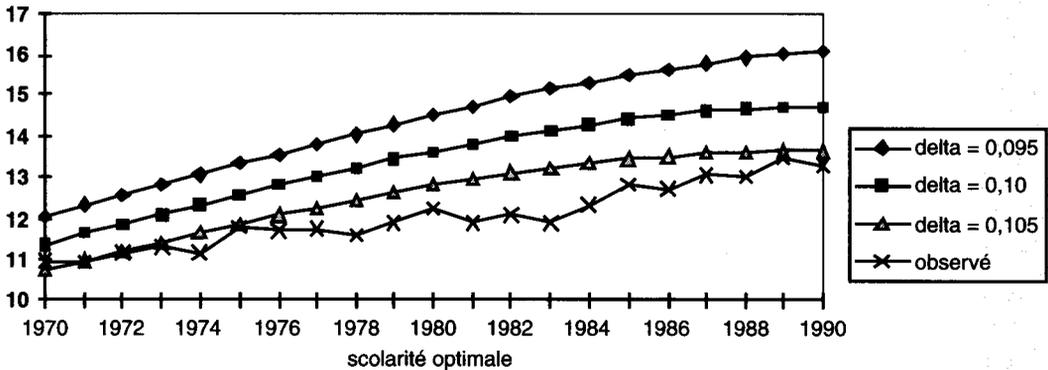


Les graphiques 5 et 6 montrent que l'évolution sur la période 1970-1990 de la durée observée de la scolarité est proche de l'évolution de la rentabilité globale de la scolarité.

Graphique 7 : Scolarité optimale en fonction du taux d'actualisation - Hommes



Graphique 8 : Scolarité optimale en fonction du taux d'actualisation - Femmes



Les graphiques 7 et 8 présentent l'évolution du nombre optimal d'années de scolarité par année de sortie du système scolaire. Le nombre optimal d'années de scolarité est obtenu à partir de l'équation (2.8). La forte variabilité du résultat en fonction du taux d'actualisation conduit à retenir trois valeurs autour de 10%, valeur couramment retenue de cette variable exogène.

La qualité de l'ajustement entre ces différentes variantes et la courbe des années de scolarité observées dans l'échantillon n'est pas de très bonne qualité. Cependant, la prise en compte des effets de la scolarité sur l'emploi permet de retrouver un fait stylisé de cette période : l'allongement de la durée des études. En effet, si l'on considère uniquement l'effet de la scolarité sur le salaire, la diminution des rendements

sur le salaire sur la période a pour conséquence une diminution du nombre optimal d'années de scolarité, ce qui est en contradiction avec l'observation statistique d'une augmentation de la durée de la scolarité sur la même période.

Cette section a permis de montrer qu'une approche cherchant à intégrer les effets sur le salaire et sur l'emploi dans le calcul des rendements de la formation est pertinente. En effet, avec le modèle simple de scolarité exposé, on montre qu'un tel rendement global est en augmentation sur la période d'étude (1970-1990) et que cette augmentation est compatible avec celle de la durée observée des études.

Dans la première section, on développe une approche longitudinale de l'insertion des jeunes. L'économétrie des données de panel est alors mise en oeuvre pour exploiter la dimension longitudinale de l'insertion professionnelle et contrôler les effets de l'hétérogénéité individuelle non observée. Les mesures d'aide à l'insertion sont replacées dans le contexte général de l'expérience sur le marché du travail.

Les résultats montrent que les mesures d'aide à l'insertion sont sans effet significatif sur le salaire et corrélées avec les effets individuels non observés, et que les effets sur l'emploi sont positifs.

Ces derniers résultats pourrait amener à conclure que les mesures d'aide à l'insertion sont sans effet sur le capital humain des stagiaires. Or, dans des contextes économiques différents - salaire d'efficacité, par exemple - une formation peut effectivement accroître le capital humain des agents sans que le salaire en emploi ultérieur n'augmentent (Balsan, 1999). De plus, dans une situation de sous-emploi, il convient de prendre en compte les effets de mesures publiques sur le risque de chômage.

Dans la seconde section, on présente un modèle de scolarité où l'individu décide du nombre d'années d'étude en fonction des effets du capital humain sur l'espérance de ses revenus futurs dans une situation de sous-emploi. Ce modèle permet de définir la rentabilité de l'investissement scolaire qui s'exprime alors comme la somme du rendement sur le salaire et du rendement sur l'emploi.

L'application empirique menée dans ce chapitre montre qu'un tel rendement est croissant sur la période 1970-1990 alors que le rendement mesuré par les effets sur le seul salaire décroît. La croissance du rendement global de la scolarité est compatible avec l'allongement de la durée des études qui est observé sur la même période.

Une extension naturelle du modèle présenté dans la seconde partie consisterait à spécifier la possibilité pour l'individu de réaliser des investissements en capital humain post-scolaires, notamment en emploi. Une telle spécification aurait l'intérêt de constituer un soubassement théorique explicite pour une mesure des rendements de la formation post-scolaire sur le salaire et l'emploi, et en particulier dans les programmes d'aide à l'insertion des jeunes.

Bibliographie

- Arrow K., "Higher Education as a Filter", *Journal of Public Economics*, 1973, 2.
- Balsan D., *Contribution à l'analyse économique et longitudinale des mesures d'aide à l'insertion des jeunes*, thèse de doctorat, 220 p., 1999.
- Balsan D, S. Hanchane et P. Werquin, « Analyse salariale des dispositifs d'aide à l'insertion », *Formation Emploi*, 1994, 46, 31-46.
- Balsan D, S. Hanchane et P. Werquin, « Mobilité professionnelle initiale : éducation et expérience sur le marché du travail - Un modèle *Probit* à effet aléatoire », *Economie et Statistique*, 1996, 299, 91-106.
- Balsan D, S. Hanchane et P. Werquin, "Sub-minimum Wage Employment, Earnings Profiles and Wage Mobility in Low Skill Youth Labour Market. Evidence from French Panel Data; 1989 - 95", dans Bazen S, M. Gregory and W. Salverda (eds.), *Low Wage Employment*, Edward Elgar publisher, 1998.
- Balsan D. et S. Hanchane, « Principes d'estimation et de tests sur données longitudinales : le cas des panels cylindrés et non cylindrés », *Document de travail GREQAM*, 1999.
- Baltagi B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley, 257 p., 1995.
- Barge M. et J.F. Payen, « Niveau et évolution des salaires individuels : composante permanente et composante transitoire », *Annales de l'INSEE*, 1982, 45, 3-43.
- Barrachina-Rochina M. E., "A New Estimator for Panel Data Sample Selection Model", *Actes de la septième conférence internationale sur l'utilisation des données de panel*, Erudite, Université de Paris XII, 19-20 juin, Paris, 1997.
- Ben-Porath Y., "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings", *Journal of Political Economy*, 1967, 75.
- Beret P., « Salaires et marchés internes », *Économie Appliquée*, 1992, 2, 5-22.
- Bonnal L, Fougère D. et A. Serandon, « L'impact des dispositifs d'emploi sur le devenir des jeunes chômeurs : une évaluation économétrique sur données longitudinales », *Economie et Prévision*, 1994, 115, 1-28.
- Chamberlain G., "Panel Data", in Griliches Z. and MD. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, volume II, Elsevier Science Publishers BV, 1984, 1247-1318.
- Chassard Y., « Les déterminants du salaire », *Travail et Emploi*, 1990, 3.
- Di Paola V. et I. Recotillet, *Rôle de l'hétérogénéité non observée dans le processus de sélection à l'emploi*, document de travail Greqam, 1998, 98B03.

- Fourgeot G., « Les salaires d'embauche des jeunes : l'influence du statut au premier emploi », *Economie et Statistique*, 1997, 304-305, 95-108.
- Goux D. et E. Maurin, « Education, expérience et salaire : tendances récentes et évolution de long terme », *Economie et Prévision*, 1994, 116, 155-178.
- Goux D. et E. Maurin, « Persistance des hiérarchies sectorielles de salaire : un réexamen sur données françaises », *Document de travail INSEE*, 1995, G9505.
- Guillot Y. et P. Sevestre, « Estimations de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effets de la sélection », *Economie et Prévision*, 1994, 116, 119-135.
- Hanchane S. et X. Joutard, « Une approche empirique de la structure du marché du travail : salaires, formes de mobilité et formation professionnelle continue », *Economie et Prévision*, 1998.
- Hanchane S. et S. Moullet, « Mesure et analyse des rendements éducatifs : le cas français », *Document de travail Greqam*, 1997, 97B07, 48 p.
- Heckman J.J., "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 1979, 1, 153-161.
- Jarousse J. P et A. Mingat (1986). « Un réexamen du modèle de gain de Mincer », *Revue Economique*, 6, 999-1031.
- Lancaster T., *The Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press, 1990.
- Lollivier S., « Activité des femmes mariées et hétérogénéité : estimation sur données de panel », *Annales d'Economie et de Statistique*, 1995, 29, 94-106.
- Magnac T., « Les stages et l'insertion professionnelles des jeunes : une évaluation statistique », *Economie et Statistique*, 1997, 304-305, 75-94.
- Mátyás L. et P. Sevestre (eds), *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Publishers, Netherlands, 1992.
- Maurice M., F. Sellier et J-J. Silvestre, *Politique de l'éducation et organisation industrielle en France et en Allemagne. Essai d'Analyse sociétale*, PUF, 1982.
- Mincer J., *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press for NBER, New-York, 1974.
- Minni C. et J.F. Vergnies, « La diversité des facteurs de l'insertion professionnelle », *Economie et Statistique*, 1994, 277-278, 45-62.
- Nerlove M. et P. Balestra, "Formulation and Estimation of Econometric Models for Panel Data", in Mátyás L. et P. Sevestre (eds), *The Econometrics of Panel Data*, Kluwer Academic Publishers, Netherlands, 1992, 3-18.

- Postel-Vinay F., *Unemployment, Education and Growth*, miméo, 22 p., 1997.
- Recotillet I. et P. Werquin, « Séquences d'emploi et durabilité des Cdd et Cdi chez les jeunes » dans Degenne A, Mansuy M. et P. Werquin (eds), *Trajectoires et insertions professionnelles*, Céreq, Documents séminaires, 1995, 112, 331-351.
- Riboud M., *Accumulation du capital humain*, Paris, Economica, 1978.
- Silvestre J.-J., « Marchés du travail et crise économique : de la mobilité à la flexibilité », *Formation Emploi*, 1986, 14.
- Verdier E., « L'insertion des jeunes "à la française" : vers un ajustement structurel », *Travail et Emploi*, 1996, 69, 37-54.
- Vergnies J.F., « L'insertion professionnelle », *Economie et Statistique*, 1994, 277-278, 63-74.
- Willis R. J., "Wage Determinants : a Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions" in *Handbook of labour economics*, vol. 1, Ashenfelter O. et Layard R. (eds.), North-Holland, 1986.

Annexe 1 : Le panel « mesures jeunes » (CEREQ)

Le CEREQ a procédé à trois reprises (entre 1987 et 1989, sur les jeunes sortis de formation initiale en 1986; entre 1992 et 1995, sur les jeunes sortis de formation initiale en 1989 et entre 1995 et 2000, pour les jeunes sortis en 1994) à une enquête par observations répétées des jeunes susceptibles d'être concernés par une des mesures d'aide à l'insertion.

La base de sondage du second panel, celui sur lequel on procède aux estimations, est l'enquête décentralisée menée conjointement par la Direction de l'évaluation et de la prospective (DEP) et le CEREQ auprès des élèves sortis en 1989 : des niveaux VI à IV de formation (à l'exclusion des terminales générales) et des classes de secondes, premières et terminales des sections technologiques; des Centres de formation pour apprentis (CFA); des Sections d'enseignement spécialisée (SES) de quatre académies (Lille, Lyon, Orléans et Reims).

Le second panel cinq vagues. Il porte sur les jeunes qui sortent du système éducatif à la fin de l'année scolaire 1988-1989, au mois de juin pour la plupart d'entre eux. Ils ont été interrogés tous les mois de décembre entre 1990 et 1993 et au début de l'année 1995 (janvier - février).

Environ 20% des individus ont été perdus entre chaque vague. Les échantillons des deuxième et troisième vagues ayant été construits à partir des répondants à la vague immédiatement précédente (respectivement les première et deuxième vagues), et malgré une pondération « calée » sur l'échantillon de départ, le problème de l'appauvrissement du fichier devenait crucial. Les échantillons des quatrième et cinquième vagues ont donc été construits à partir de l'ensemble des répondants à la vague immédiatement précédente et d'un échantillon tiré dans l'ensemble des non-répondants de toutes les vagues précédentes.

La méthode de collecte n'est donc pas homogène sur l'ensemble du suivi puisqu'un individu perdu n'est plus contacté jusqu'à la troisième vague et qu'ensuite, pour rétablir la représentativité, un échantillon de non-répondants aux trois premières vagues a été interrogé.

L'échantillon utilisé est celui collecté à la cinquième vague. Il contient les personnes interrogées cinq fois consécutives et les personnes perdues à différents stades et retrouvées à la quatrième ou à la cinquième vague.

Annexe 2 : Variables et échantillon de l'application de la section 2

Les estimations présentées dans la section 2 sont issues de traitements statistiques réalisés sur l'enquête FQP de 1993 (INSEE). Cette enquête présente le double avantage de fournir des informations détaillées sur le salaire et sur les années de scolarité.

Tableau A.1 : Moyenne des variables explicatives sur l'ensemble de l'échantillon (N = 15916)

variable	moyenne	écarts-type
femme	0,5062	0,5000
être marié(e)	0,6862	0,4640
avoir au moins 1 enfant	0,7683	0,4219
résider à Paris	0,1788	0,3832
mère en emploi	0,4533	0,4978
diplôme parent 1	0,0103	0,1010
diplôme parent 2	0,0408	0,1978
diplôme parent 3	0,0456	0,2087
formation post-scolaire	0,2109	0,4080
expérience	23,38	12,84
années de scolarité	10,71	4,23

La constitution de l'échantillon

L'échantillon, réalisé à partir de l'enquête FQP de 1993 (INSEE) est constitué d'individus ayant terminés leurs études initiales (formation scolaire ou apprentissage). Les individus sélectionnés sont, en 1992, soit en emploi avec leur salaire renseigné, soit en non-emploi. En effet, bien que l'enquête ait été réalisée en mai 1993, les informations sur le salaire sont recueillies sur la base de la déclaration fiscale de revenu de l'année écoulée (1992).

Tableau A.2 : Moyenne des variables explicatives sur l'échantillon des personnes en emploi (N = 9848)

variable	moyenne	écarts-type
femme	0,4556	0,4981
taille entreprise 1	0,1402	0,3472
taille entreprise 2	0,1331	0,3397
taille entreprise 3	0,1862	0,3893
formation post-scolaire	0,2052	0,4039
entreprise privée	0,6525	0,4762
expérience	21,44	11,30
années de scolarité	11,10	3,32

Les variables explicatives

Un ensemble de variables décrit l'environnement familial de l'individu. Ainsi, la variable « mère en emploi » indique si la mère de l'enquêté était en emploi à la fin des études de l'enquêté. Pour les variables qui concernent le diplôme des parents, on retient le diplôme le plus élevé entre celui de la mère et celui du père. La variable « diplôme parent 1 » correspond à un diplôme supérieur à BAC +2; « diplôme parent 2 » au baccalauréat ou à un BAC+2; « diplôme parent 3 » au BEP ou au CAP. Le BEPC ou le fait de n'avoir aucun diplôme est en référence.

L'expérience professionnelle est approchée par la différence entre la date d'enquête et la date de sortie des études. Pour les années de scolarité, nous retenons le nombre d'années (à partir du primaire) incluant l'apprentissage auquel on soustrait les années redoublées (voir le tableau A.3). Pour retrouver l'âge à la sortie du système scolaire, il convient de rajouter 6 ans (âge à l'entrée dans le primaire) au nombre d'années incluant les années redoublées.

Le tableau A.1 présente les moyennes et écarts-type des variables explicatives sur l'ensemble de l'échantillon.

Deux estimations sont menées dans la section 2.2. La première estimation détermine la probabilité individuelle d'être en emploi. Elle est réalisée sur l'ensemble de l'échantillon de travail. En revanche, la seconde estimation est une équation de gains. Elle s'applique donc sur le sous-échantillon des individus en emploi et dont le salaire est renseigné. Le tableau A.2 fournit les moyennes et les écarts-type des variables explicatives utilisées dans la fonction de gains, sur ce sous-échantillon. Les entreprises sont classées selon leur taille : 1 pour les

entreprises de 0 à 9 salariés, 2 pour 10 à 49, 3 pour 50 à 499. Les entreprises de plus de 500 salariés sont en référence.

Le sous-échantillon des personnes en emploi et pour lesquelles le salaire est renseigné comprend proportionnellement plus d'hommes. La proportion de personnes ayant expérimentées au moins une formation post-scolaire est identique. L'expérience professionnelle est plus courte et la durée de scolarité plus élevée.

Annexe 3 : L'allongement de la durée de la scolarité

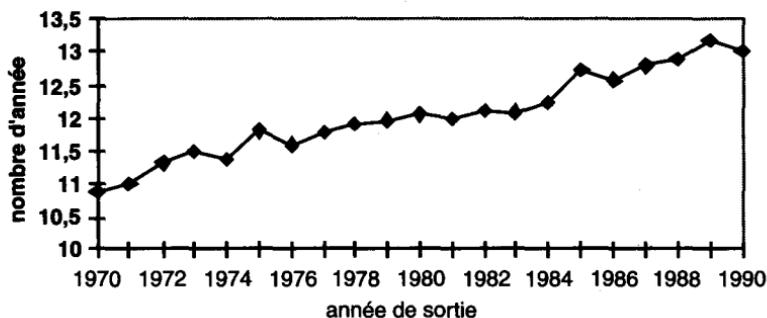
Le tableau A.3 présente le nombre d'années de scolarité par année de sortie de formation initiale, selon la définition de la scolarité retenue dans les estimations de la section 2, c'est-à-dire en incluant l'apprentissage et en décomptant les années redoublées.

Tableau A.3 : Années de scolarité (apprentissage inclus, sans redoublement) et années redoublées

année de sortie	années de scolarité		années redoublées		effectif
	moyenne	écarts-type	moyenne	écarts-type	
1970	10,89	3,15	1,03	0,91	421
1971	11,00	2,96	0,93	0,88	377
1972	11,31	3,14	0,92	0,85	428
1973	11,49	2,96	0,94	0,86	425
1974	11,37	2,97	0,90	0,88	403
1975	11,81	2,96	0,86	0,86	406
1976	11,61	2,79	0,81	0,78	434
1977	11,77	2,98	0,80	0,76	395
1978	11,91	3,06	0,78	0,77	426
1979	11,95	2,89	0,82	0,78	417
1980	12,05	3,16	0,79	0,76	399
1981	12,01	2,79	0,83	0,78	376
1982	12,12	2,98	0,84	0,78	373
1983	12,10	2,82	0,83	0,77	345
1984	12,24	2,74	0,83	0,77	361
1985	12,74	3,12	0,92	0,83	289
1986	12,58	2,72	0,96	0,85	297
1987	12,80	3,25	1,00	0,85	307
1988	12,90	3,27	0,95	0,86	337
1989	13,19	2,95	0,99	0,84	268
1990	13,02	3,12	1,11	0,93	255

Le graphique 1 illustre le phénomène de poursuite d'études : le nombre d'années de scolarité augmente assez régulièrement sur la période 1970-1990.

Graphique 1 : Évolution du nombre d'année de scolarité
(avec apprentissage, sans les années redoublées)



L'allongement de la scolarité est un phénomène sensible sur la période 1970-1990. Ainsi, le nombre moyen d'années de scolarité augmente de plus de deux ans en vingt ans. Ce phénomène est plus marqué pour les femmes. Le nombre d'années redoublées dans le primaire et dans le secondaire est proche de un en moyenne et varie peu avec l'année de sortie du système scolaire. Notons cependant que les variances associées aux nombres d'années redoublées sont fortes.

Résumé

On met en avant l'intérêt d'une approche salariale de l'insertion et la nécessité de mesurer le rendement de la formation sur l'espérance de revenu plutôt que sur le seul salaire. On commente les résultats d'estimations menées sur données de panel sur la probabilité d'être en emploi et les salaires. Puis, on présente un modèle de scolarité dans lequel le nombre d'années de scolarité est fixé de façon à maximiser l'espérance de revenu. Le modèle permet de calculer le rendement de la scolarité en englobant l'effet sur le salaire et sur l'emploi. L'application montre que l'évolution de ces rendements sur la période 1970-1990 est compatible avec le phénomène d'allongement de la durée des études.

Abstract

In this paper, we argue that youth transition should be analysed by a wage approach and that returns of education have to be calculated on the yields expectation basis. We first comment panel data estimations results on the employment probabilities and wage equation. After, we present a schooling model in which school duration is determined by yield expectation maximisation. We derive a return including human capital effect on wage and probabilities of being employed. Estimations show that return of education is compatible with the lengthening of school duration observed for the 1970-1990 period.

Mots clés

données de panel, salaire, emploi, rendements scolaires

Keywords

panel data, wage, return of education

Classification J.E.L. : C51, J24, J31