



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 236

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-78595-9

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Importance des signaux de compétence pour l'obtention d'un emploi et de l'avancement

par Andrew Heisz et Philip Oreopoulos

Division des études sur la famille et le travail
24^e étage, Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Importance des signaux de compétence pour l'obtention d'un emploi et de l'avancement

par

Andrew Heisz et Philip Oreopoulos

11F0019MIF n° 236

ISSN : 1205-9161

ISBN : 0-662-78595-9

Division des études sur la famille et le travail
Statistique Canada

Comment obtenir d'autres renseignements :

Service national de renseignements : 1 800 263-1136

Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Janvier 2006

Nous remercions vivement David Card et Alan Auerbach de toutes leurs observations et leurs suggestions utiles. Nous sommes aussi redevables à Miles Corak, Christian Dustmann, Justin McCrary, Emanuel Saez et Till Von Wachter de leurs avis constructifs.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2006

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit, en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux, et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéros, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division du Marketing, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada K1A 0T6.

This publication is available in English.

Note de reconnaissance :

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

I.	Introduction	5
II.	Modèle simple de signaux et de prise de connaissance avec la variable endogène de la formation propre aux entreprises	7
II.1.	Éléments antérieurs d'analyse du comportement de signaux et de prise de connaissance.....	9
II.2.	Analyses de signaux avec effets fixes d'entreprise initiale.....	10
II.3.	Signaux avec affectation	11
II.4.	Analyse de signaux avec changements de qualité des entreprises.....	13
III.	Données	14
III.1.	Fichier des familles T1 (T1FF)	15
III.2.	Système d'information statistique sur la clientèle universitaire (SISCU)	15
III.3.	Base de données du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE).....	16
III.4.	Données sur le rang des écoles	16
IV.	Résultats	18
IV.1.	Analyses 1A et 1B d'Altonji et Pierret avec les salaires du père et du frère pour b	18
IV.2.	Analyses 2A et 2B avec les effets fixes d'entreprise initiale et les salaires du père et du frère pour b	18
IV.3.	Analyses 3A et 3B avec la qualité de l'entreprise et les salaires du père et du frère pour b	19
IV.4.	Variations d'une année à l'autre	20
V.	Résumé et examen.....	20
	Tableaux.....	23
	Figures.....	30
	Bibliographie	34

Résumé

Dans un cadre où la formation ou les perspectives d'avancement dépendent des prévisions initiales de compétence, les effets sur les salaires des signaux de compétence initiale peuvent se manifester bien au-delà de la période où on connaît bien les qualités d'un travailleur. Notre propos sera d'étendre les analyses récentes de signaux pour mieux tenir compte des différences de formation en nous reportant aux caractéristiques des entreprises et en appliquant les critères d'analyse à un grand échantillon de titulaires de maîtrise en administration des affaires et de diplôme en droit d'écoles de rang divers. Si la formation est plus grande dans les entreprises qui embauchent des travailleurs dont on attend au départ plus de compétence, les changements salariaux après prise en compte de l'entreprise initiale devraient être en corrélation avec les nouvelles indications sur la productivité, mais non pas avec les signaux initiaux de productivité. C'est justement ce que constatent les auteurs.

Mots clés : signaux; mobilité professionnelle

Catégories JEL : J79, J31, J00

I. Introduction

Souvent, les employeurs ont le défi de choisir parmi des centaines de candidats à l'emploi dont la compétence est très variable. Ils ne font pas toujours le bon choix. D'après une enquête sur l'appariement travailleurs-emplois réalisée par la National Federation of Independent Business (NFIB), un travailleur sur cinq se révèle de 20 % moins productif que ne le prévoyaient les gestionnaires selon une évaluation faite à une échelle de productivité 0 à 100, six mois après l'entrée en fonction (Barron et coll., 1985). Au moment d'embaucher, les employeurs ont tout intérêt à relever des signaux observables de la productivité comme l'instruction, les emplois antérieurs ou d'autres caractéristiques de première importance s'il leur faut déterminer qui occupera tel ou tel emploi. Il reste que les caractéristiques observables d'un candidat ne renseignent qu'en partie sur sa productivité réelle et, au gré de l'expérience acquise en cours d'emploi par les travailleurs, l'employeur pourra recueillir de nouvelles indications sur leur rendement et repenser son offre salariale initiale et sa décision d'embauchage.

Dans cet exposé, nous recourons à un modèle simple pour faire voir les conséquences de signaux de ce genre et vérifier si un tel comportement se manifeste bel et bien pour un grand échantillon de titulaires de maîtrise en administration des affaires et de diplôme en droit d'écoles de rang divers. Le principal point qui se dégage de ce modèle est que, dans un cadre où la formation ou les perspectives d'avancement dépendent des prévisions initiales de compétence, les effets sur les salaires des signaux peuvent s'étendre bien au-delà de la période où on connaît bien les qualités professionnelles d'un travailleur. Cette constatation vaut dans tous les cas, que les caractéristiques en corrélation avec la compétence soient acquises (par les années de scolarité ou les titres, par exemple) ou innées et que les travailleurs connaissent ou non leurs qualités véritables.

Supposons, par exemple, qu'un diplômé particulièrement talentueux en administration des affaires n'ait pu se payer une école de premier choix. Si les entreprises évaluent la productivité initiale en fonction du rang de l'école, un travailleur pourrait obtenir son premier emploi dans une entreprise où les perspectives de carrière seront pires que celles qui s'offrent dans une entreprise où il aurait été embauché s'il avait fréquenté une meilleure école. L'employeur peut bientôt en venir à reconnaître son talent, mais l'intéressé ne réalisera jamais tout son potentiel de productivité (et de rémunération). La rémunération à long terme pourrait alors dépendre au plus haut point du placement initial¹.

Le résultat sera le même si les femmes sont moins actives que les hommes. Si la fermeté des liens avec le monde du travail est au départ inobservable aux employeurs et que les entreprises qui valorisent l'engagement professionnel à long terme forment plus leurs travailleurs que les autres, une femme exceptionnellement axée sur sa carrière aurait de la difficulté à recevoir autant de formation qu'un homme ayant la même compétence qu'elle au départ.

Farber et Gibbons (1996) et Altonji et Pierret (2001a) [ci-après appelés FG et AP respectivement] nous proposent une méthode d'analyse du comportement de signaux. Ils notent

1. Cet exemple nous donne une explication de l'étroite corrélation intergénérationnelle entre les gains des parents et des enfants. Un enfant talentueux issu d'une famille à revenu modeste sera peut-être incapable de fréquenter une université prestigieuse qui offre des possibilités supérieures de carrière et d'établissement de contacts. Avec des parents disposant de moins d'argent, les enfants peuvent se retrouver avec un salaire inférieur.

que, lorsque la progression salariale n'est pas liée au placement initial, les signaux et la prise de connaissance impliquent que les changements de salaires relatifs se font si l'employeur acquiert de nouvelles indications sur la productivité du travailleur. Les changements salariaux devraient être en corrélation avec des caractéristiques de travailleurs qui ne sont pas initialement observables, mais liées à de nouvelles indications et sans corrélation avec les caractéristiques observables au moment de l'embauchage (comme l'instruction ou le sexe).

Si la progression salariale dépend du placement initial cependant, les différences salariales entre les travailleurs aux signaux différents mais d'une même compétence pourraient s'accroître avec le temps. Si tel est le cas, il devient impossible de constater les changements salariaux attribuables à des prévisions de productivité actualisées. Il nous faut modifier le cadre méthodologique pour mieux tenir compte des différences de progression salariale, et ce, en intégrant des données sur les entreprises. D'abord, nous ajoutons des effets fixes d'entreprise initiale avec de l'information sur les prévisions de compétence des diplômés récents et une valeur moyenne de la progression salariale à l'échelle interentreprises. Il ne reste alors que le biais des différences de progression salariale à l'échelle intraentreprise. Nous mesurons en outre les changements de qualité des entreprises. Si les travailleurs dont on attend une grande compétence se retrouvent dans des entreprises de forte rémunération, nous pouvons employer les mêmes régressions qu'AP, mais avec les changements de qualité des entreprises comme variable dépendante au lieu des changements salariaux. Avec les variables des signaux initiaux, nous devrions pouvoir prévoir la nature des entreprises où débutent les jeunes travailleurs, mais non pas les changements de type d'entreprise lorsqu'on passe d'un emploi à un autre. Avec une variable en corrélation avec de nouvelles indications sur les travailleurs (comme le salaire du frère ou du père), il devrait toutefois être possible de prévoir si on passe ainsi à une entreprise où la rémunération est supérieure ou inférieure.

Ces autres éléments d'analyse sont le moyen de corriger le biais par excès lorsque la progression salariale dépend du placement initial. Ce qui est plus important encore, les résultats des deux jeux de critères réunis représentent une première tentative de déterminer empiriquement si la présence de signaux peut avoir des effets à long terme sur les résultats professionnels, même après que le rendement devient connu.

Des analyses après correction en fonction des entreprises sont possibles grâce à une base longitudinale unique de données administratives de Statistique Canada. Nous jumelons un grand échantillon de titulaires masculins d'une maîtrise en administration des affaires et d'un diplôme en droit du milieu des années 1980 à des dossiers fiscaux qui décrivent les gains annuels et caractérisent les entreprises jusqu'en 1998. Les diplômés sont aussi mis en jumelage avec les frères et les pères. Il s'agit de voir si les entreprises voient dans le rang de l'école qu'a fréquenté un diplômé un signal de sa productivité. Par la méthode d'AP, nous constatons que la force de prévision salariale du rang de l'école augmente avec l'expérience, ce qui est contraire au modèle de signaux et de prise de connaissance de ces auteurs. Si nous examinons les mouvements entre les entreprises de forte et de faible rémunération cependant, le rang de l'école n'est pas en corrélation avec la qualité des entreprises, contrairement au salaire moyen du frère et du père, et dans le sens même de notre propre modèle de comportement de signaux et de prise de connaissance. Collectivement, les résultats semblent indiquer que le jugement porté sur la compétence selon le rang de l'école fréquentée a des effets permanents.

À la section suivante, nous introduisons ce modèle. Nous présentons les éléments d'analyse d'AP sur deux périodes et indiquons comment l'existence d'une formation vient compliquer le tableau si cette formation dépend des prévisions initiales de compétence. Nous montrons comment, en incluant des effets fixes d'entreprise, nous pouvons mieux prendre en compte tant ces prévisions initiales que la progression salariale par la formation et aussi mieux décrire la progression par les prévisions actualisées de la compétence. Nous étendons ensuite la modélisation aux affectations. Nous faisons voir dans ce cas comment l'analyse de signaux est plus facile si nous regardons les changements de qualité des entreprises. Nous examinons en détail les ensembles de données administratives à la section III. Nous livrons les résultats à la section IV et résumons et concluons à la section V.

II. Modèle simple de signaux et de prise de connaissance avec la variable endogène de la formation propre aux entreprises

On peut décrire les grandes conséquences de l'application de notre modèle à l'aide d'un cadre à deux périodes et à deux niveaux de compétence. Pour en connaître davantage, le lecteur devrait consulter AP et Altonji et Pierret (2001b).

Posons que les employeurs se reportent à une seule caractéristique observable dans la première période, s , pour établir leurs prévisions de productivité, puisqu'ils ne peuvent directement observer cette productivité y^2 dans la première période. Le signal est fort ou faible : $s \in \{s^H, s^L\}$. La concurrence entre entreprises rend le salaire de la première période w_1 égal à la prévision conditionnelle de production marginale du travailleur $E(y|s)$. Soit $E(y|s^H) > E(y|s^L)$. Nous recourons à une définition unidimensionnelle de la compétence. Les travailleurs à forte compétence sont plus productifs que les travailleurs à faible compétence et, de ce fait, les travailleurs au signal s^H sont, en général, plus compétents que les travailleurs au signal s^L .

Les travailleurs reçoivent de la formation dans les première et seconde périodes $\eta(s)$, d'où un gain de productivité. Une autre interprétation de cette progression salariale est la compétence acquise par l'apprentissage pratique ou l'avancement dans une entreprise à avancement rapide (voir ci-après, ainsi qu'O'Flaherty et Siow (1995)). Pour simplifier, posons que $\eta(s)$ s'acquiert par un apprentissage pratique qui ne coûte rien tant à l'employeur qu'au travailleur. Les travailleurs des entreprises qui embauchent des diplômés à fort signal acquièrent au moins autant de formation que ceux des entreprises où vont les diplômés à faible signal : $\eta(s^H) \geq \eta(s^L)$. Cela se vérifie empiriquement, par exemple aux États-Unis, lorsque s désigne les années de scolarité, le sexe ou la race (Altonji et Spletzer (1991); Lillard et Tan (1986))³.

2. Dans le gros de cette analyse, nous supprimons l'indice inférieur i (i désigne l'individu).

3. À noter que, en partie, la relation entre la race et le sexe peut tenir à de fausses inférences des employeurs ou à d'autres formes de signaux n'ayant rien à voir avec la productivité.

Lorsque vient la seconde période, la productivité est connue et le salaire d'équilibre w_2 correspond à la production marginale effective du travailleur $w_2 = y + \eta(s)$ ⁴.

Le rendement d'un fort signal r peut ainsi s'exprimer :

$$(1) \quad r = T_1 [(w_1 | s^H) - (w_1 | s^L)] + T_2 [(w_2 | s^H) - (w_2 | s^L)] \\ = T_1 [E(y | s^H) - E(y | s^L)] + T_2 [\eta(s^H) - \eta(s^L)]$$

où T_1 et T_2 sont les valeurs relatives de pondération des périodes 1 et 2 respectivement. Tant que les employeurs n'ont pas connaissance de la productivité réelle de leurs travailleurs (à la fin de la période 1), ils fixent les salaires en tenant uniquement compte du signal. Ils jugent que les travailleurs à fort signal sont plus productifs en général que les travailleurs à faible signal. La première partie de l'équation (1), $T_1 [E(y | s^H) - E(y | s^L)]$, est le rendement d'un fort signal dans une situation d'information incomplète. Plus l'importance quantitative du signal s'accroît, plus il faut de temps aux employeurs pour en apprendre davantage sur la productivité réelle (valeur élevée de T_1).

Le rendement d'un fort signal peut demeurer grand même là où les employeurs peuvent observer la compétence après un bref laps de temps ou que la différence de prévisions initiales de productivité est petite entre les travailleurs à fort et à faible signal. Cela tient à ce que la quantité de formation acquise dans la première période peut aussi dépendre de ces premières prévisions. Si la formation et la compétence prévue sont en corrélation positive, l'aspect formation du rendement d'un fort signal $T_2 [\eta(s^H) - \eta(s^L)]$ sera lui aussi positif et permanent après la période 1.

Dans le cas de signaux acquis comme celui de l'instruction, les gens évaluent par rapport à son coût la rétribution à prévoir de cette acquisition. Dans son article original, Spence (1973) a fait remarquer que, avec ces signaux, on ne se trouverait pas à distinguer efficacement les candidats à l'emploi sauf si les coûts d'acquisition étaient en corrélation négative avec la compétence. Les travailleurs à forte compétence obtiennent plus souvent des signaux en corrélation avec leur compétence que les travailleurs à faible compétence, leur acquisition étant plus coûteuse pour les seconds. Une connaissance incomplète des qualités professionnelles des candidats est coûteuse en ce sens qu'on dépense inutilement des ressources à obtenir des signaux, mais les travailleurs font des choix rationnels d'acquisition ou de non-acquisition en fonction de la rétribution à en attendre.

4. Nous posons que la productivité est connue de toutes les entreprises. Un certain nombre d'auteurs ont pensé à un apprentissage asymétrique où seul l'employeur qui embauche dans la première période acquiert des indications nouvelles sur le travailleur. Voir, par exemple, O'Flaherty et Siow (1995); Demougin et Siow (1994); Gibbons et Katz (1991); et Waldman (1990). Nous espérons pousser l'analyse des conséquences de cette prise de connaissance asymétrique dans de futures recherches.

D'un plus grand intérêt est la question de savoir si des gens ayant une même compétence font face à des contraintes différentes d'obtention de signaux ou si certains signaux sont innés. Considérons, par exemple, deux travailleurs d'une même compétence k et l . Le travailleur k est né avec le signal s^H et le travailleur l , avec le signal s^L . Bien que l désire faire savoir aux employeurs qu'il est tout aussi productif que k , il ne le peut pas. Tant que les employeurs n'ont pas connaissance des qualités réelles de leurs travailleurs, k est avantagé $\left[(w_1 | s^H) - (w_1 | s^L) \right]$. Au moment où l'employeur constate que ces deux travailleurs avaient la même compétence au départ, k a reçu plus de formation que l . Même après que le signal inné initial n'apporte aucune indication de plus, k peut toujours recevoir un meilleur salaire que l . Bien sûr, le contraire est vrai si $E(y | s) > y$. Les travailleurs dont on prévoit une compétence supérieure à leur compétence réelle tirent un avantage à long terme d'employeurs qui croient qu'ils sont plus productifs et qui leur procurent un surcroît de formation.

II.1. Éléments antérieurs d'analyse du comportement de signaux et de prise de connaissance

(i) Analyse 1A – régression de $w_2 - w_1$ sur s

À des fins d'analyse empirique, posons que s est continu et que la corrélation entre s et y est positive. La différence entre les salaires des première et seconde périodes est

$$(2) \quad w_2 - w_1 = [y - E(y | s)] + \eta(s).$$

La version la plus simple de l'analyse que font AP des signaux et de la prise de connaissance (technique introduite par FG) consiste à opérer la régression de $w_2 - w_1$ sur s . Si la formation est indépendante de $E(y | s)$, les changements salariaux entre la première et la seconde période visent la partie de la productivité qui n'est pas liée au signal. Il est clair que, dans ce cas particulier, le coefficient de l'équation MCO à une seule variable est nul. Dans les autres cas, on applique la formule du biais de variables omises et calcule le coefficient par $\frac{\text{cov}(s, \eta(s))}{\text{var}(s)}$. Les

prévisions tirées de ce modèle sont brouillées par l'acquisition d'une formation qui dépend des caractéristiques initiales des travailleurs. En ajoutant des variables de contrôle à l'équation (2) en fonction de la formation, on réduirait le biais de variables omises mais sans l'éliminer. Il serait par ailleurs difficile de se renseigner sur la formation acquise par apprentissage pratique, par exemple.

(ii) Analyse 1B – régression de $w_2 - w_1$ sur b

La seconde analyse que font AP des signaux consiste à opérer la régression de $w_2 - w_1$ sur une variable b qui est liée à la productivité, mais qui ne sert pas de signal dans la première période : $\text{cov}(b, y) > 0$, et $\text{cov}(b, s) = 0$. Dans notre analyse empirique, nous prenons le salaire moyen du frère et du père pour b . Idéalement, les nouvelles indications mêmes seraient les variables les plus intéressantes à employer. En prenant des mesures du rendement en cours d'emploi, nous pourrions directement mesurer la valeur de cette information pour ce qui est des changements

salariaux. Par la formule du biais de variables omises, nous établissons le coefficient de la régression b par $\frac{\text{cov}(b, E(y|s) - y)}{\text{var}(b)} + \frac{\text{cov}(b, \eta(s))}{\text{var}(b)}$. Si la formation n'est pas liée au signal,

l'estimation du coefficient appréhende la partie du changement salarial qui tient à la prise de connaissance. S'il n'y a pas prise de connaissance entre la première et la seconde période, le salaire ne change pas et le coefficient est nul. De même, si l'employeur a entière connaissance de la productivité du travailleur avant la première période, le coefficient sera aussi nul, car le salaire de la première période rend déjà compte de la productivité du travailleur. Ainsi, les prévisions du modèle ne devraient valoir que lorsque signaux et prise de connaissance interviennent entre la première et la seconde période.

II.2. Analyses de signaux avec effets fixes d'entreprise initiale

Pour réduire le biais d'une formation qui dépend des signaux initiaux des travailleurs, nous nous reportons à des renseignements sur les entreprises. Pourquoi l'information au niveau des entreprises aide-t-elle à caractériser $\eta(s)$? Dans un cadre où la technologie est à constant rendement d'échelle et où le capital humain est parfaitement substituable en production, elle ne le fait pas : les entreprises donnent de la formation en cours d'emploi en toute élasticité, à prix constant et sans égard aux gens qu'elles embauchent. Selon ces hypothèses, elles ne jouent aucun rôle actif, et il est donc impossible de considérer la question de la mobilité entre et dans les entreprises. Les modèles d'affectation qui assouplissent ces conditions peuvent cependant mieux expliquer l'importance de l'entreprise en décrivant un comportement de marché qui n'est pas habituellement explicable par le modèle dominant. La description du comportement de marché par les modèles d'affectation du passé visait notamment la mobilité professionnelle, les marchés internes du travail, les primes d'ancienneté et les emplois de passage (voir, par exemple, Sattinger (1993), Gibbons et Katz (1991), et Hartog (1980)). Les emplois de passage sont les emplois de débutant où un jeune travailleur reçoit une formation et une préparation particulières à l'avancement. Il peut soit être promu avant la cohorte qui est entrée sur le marché du travail avec lui, soit obtenir une réaffectation horizontale au sein de l'entreprise, soit être tout simplement renvoyé par l'employeur. L'exemple classique d'emploi de passage est un emploi de clerc dans une étude d'avocats. L'entreprise décide si un jeune travailleur sera promu après une brève période dans la mesure où les associés du cabinet jugent pouvoir attendre une bonne compétence de l'intéressé. Si tel n'est pas le cas, ceux-ci le renvoient ou le mettent sur une voie secondaire de carrière. L'existence d'emplois de passage amplifierait les effets des signaux si ces postes étaient assignés à des travailleurs débutants à fort signal (forte compétence).

Pour notre propos, nous définissons les entreprises à avancement rapide comme celles qui donnent plus de formation et de possibilités d'avancement. Oi et Idson (1999) et Gibbons et Waldman (1999) notent comme constatation empirique fréquente, que les entreprises font leur appariement selon diverses caractéristiques des travailleurs comme la scolarité et le degré de réussite à des examens d'aptitude professionnelle comme l'AFQT. Spurr (1990) relève des indices d'appariement des cabinets juridiques selon le rang des écoles et des diplômés. Nous présentons des preuves d'appariement selon les écoles d'obtention d'un diplôme en administration des affaires ou en droit. En incluant des effets fixes d'entreprise initiale, nous devrions donc prendre en compte la formation et les perspectives d'avancement moyennes dans les entreprises pour tous les titulaires d'une maîtrise en administration des affaires ou d'un diplôme en droit.

- (i) Analyse 2A – régression de $w_2 - w_1$ sur s avec effets fixes d'entreprise initiale.

Nous pouvons décomposer davantage l'équation (2) pour obtenir :

$$(3) \quad w_2 - w_1 = [y - E(y | s)] + \eta^F(s) + \eta'(s),$$

où η^F est la formation propre à l'entreprise initiale qui est donnée aux travailleurs de l'entreprise F et où η' est le reste de la formation intraentreprise que reçoivent les travailleurs. Le coefficient de la régression de $w_2 - w_1$ sur s avec effets fixes d'entreprise initiale est celui de la régression auxiliaire de $\eta'(s)$ sur s . La valeur est inférieure à celle de l'analyse 1A à cause de la partie du changement salarial qui tient à la formation acquise dans les entreprises à avancement rapide.

- (ii) Analyse 2B – régression de $w_2 - w_1$ sur b avec effets fixes d'entreprise initiale.

De même, nous pouvons réduire les différences de formation en corrélation avec les caractéristiques observables initiales en opérant la régression de $w_2 - w_1$ sur b avec effets fixes d'entreprise initiale. Si toutes les différences de formation étaient dues au placement dans l'entreprise initiale, le modèle prévoirait que le coefficient de l'analyse 2A sur s est nul, alors que le coefficient de l'analyse 2B sur b est celui de la régression auxiliaire de $[y - E(y | s)]$ sur b .

II.3. Signaux avec affectation

Si on inclut des effets fixes d'entreprise initiale dans les régressions qui précèdent, on réduit la précision des estimations de coefficient sur le signal et le salaire du père lorsqu'il y a peu de titulaires de maîtrise en administration des affaires et de diplômés en droit des différentes écoles qui sont en appariement avec la même entreprise initiale. Pour accroître le degré de liberté de l'estimation, nous introduisons une variante de la méthode où nous nous servons des changements de qualité des entreprises, constatés par les mouvements entre entreprises, comme variable dépendante au lieu de nous reporter aux changements salariaux. Posons que les entreprises qui emploient des diplômés en administration des affaires ou en droit se différencient par la productivité moyenne de leurs travailleurs. Le simple modèle d'affectation qui suit nous dit comment, dans un tel cadre, nous pourrions employer des estimations des changements de qualité des entreprises par réaffectation des travailleurs entre entreprises pour dégager les coefficients d'intérêt dans cette modélisation.

Posons que les travailleurs sont affectés aux entreprises selon leur compétence prévue et qu'il n'existe que deux niveaux de compétence initiale de ces mêmes travailleurs⁵. Les travailleurs à

5. Pour un examen des modèles d'affectation, voir Sattinger (1993) et Gibbons et Waldman (1999).

forte compétence produisent y^H et les travailleurs à faible compétence, y^L , d'où $y^H > y^L$ ⁶. Il existe aussi deux entreprises, $F1$ et $F2$, d'une qualité différente.

La qualité de l'entreprise se définit comme toute caractéristique selon laquelle se fait l'appariement des travailleurs à forte et à faible compétence prévue. Plus précisément, posons que y_i est la productivité de l'individu i , que s_i est la valeur du signal de i et que Q_i^F est la qualité de l'entreprise F où travaille i . La qualité de l'entreprise se définit comme toute caractéristique d'appariement telle que $Q_k^{F2} > Q_j^{F1}$ lorsque $E[(y_k | s_k) + \eta(s_k)] > E[(y_j | s_j) + \eta(s_j)]$.

Toutes les fois que la productivité attendue d'un travailleur (avec toute formation reçue) est supérieure à celle d'un autre, ce travailleur appartient à une entreprise de plus grande qualité. À noter que la caractérisation de qualité et de compétence prévue est fonction de la période où se trouve un travailleur. Les travailleurs de la première période s'apparient par leur compétence initiale et ceux de la seconde période, par cette même compétence et la formation reçue. Des variables possibles de qualité de l'entreprise sont notamment la taille de l'entreprise, le salaire moyen par entreprise et les industries et les entreprises de forte rémunération après correction en fonction de la productivité des employeurs.

Supposons que l'entreprise F dispose de la technologie de production Y^F :

$$(4) \quad Y^F = \left(Q^F \sum_i y_{F,i} \right)^\alpha,$$

où Q^F est la qualité de l'entreprise, $Q^{F2} > Q^{F1}$, $y_{F,i}$ est la productivité du travailleur i dans l'entreprise F et $0 < \alpha < 1$. La production marginale de tous les travailleurs est plus grande dans $F2$ que dans $F1$ si, initialement, $y_{F2,i} = y^H, \forall i$, et $y_{F1,i} = y^L, \forall i$, et $\frac{Q^{F2}}{Q^{F1}} > \frac{y_{F2,i}}{y_{F1,i}}, \forall i$. Si ces

conditions se vérifient, l'entreprise $F2$ pourrait accroître sa rentabilité,

$\Pi^{F2} = \left(Q^{F2} \sum_i y_{F2,i} \right)^\alpha - \sum_i E(y_j | s)$, en embauchant tout travailleur supplémentaire, étant d'une

meilleure qualité que $F1$. Mais posons aussi que les entreprises n'ont pas la possibilité d'embaucher autant de travailleurs qu'elles le voudraient dans la première et la seconde période. Cette hypothèse est courante dans le cas des modèles d'affectation.

6. Le modèle que nous présentons ressemble à celui de Gibbons et Katz (1991) où on pose un modèle à deux périodes de signaux et de prise de connaissance des employeurs afin de voir si les différences salariales entre les industries peuvent s'expliquer par une compétence non mesurée. La principale différence entre le modèle de ces auteurs et le nôtre est que nous prenons la formation comme variable endogène et caractérisons les travailleurs à forte compétence selon les entreprises de forte rémunération non pas à cause de leur avantage comparatif, mais par un effet d'échelle d'exploitation, les travailleurs d'une même compétence étant plus productifs dans certaines entreprises que dans les autres et les postes disponibles étant en nombre limité.

L'entreprise $F2$ préfère d'abord embaucher des travailleurs à forte compétence prévue (pour porter à un maximum sa rentabilité prévue). Si le nombre de travailleurs qu'elle peut embaucher dans la première période correspond au nombre de travailleurs au signal s^H , il y a un appariement parfait : tous les travailleurs à fort signal vont à la seconde entreprise plus productive et tous les travailleurs à faible signal se retrouvent dans l'entreprise $F1$. Pour la seconde période, nous posons aussi que le nombre d'emplois disponibles dans $F2$ correspond au nombre de travailleurs y^H et que ce ne sont pas tous les travailleurs à forte compétence qui ont le fort signal. Si la formation acquise dans $F2$ par les travailleurs à faible compétence ne suffit pas à rendre leur productivité dans la seconde période supérieure à la productivité des travailleurs à forte compétence qui entrent en fonction dans $F1$, $y^H + \eta(s^L) > y^L + \eta(s^H)$ et, dans ce cas, l'entreprise $F2$ embauche maintenant tous les travailleurs y^H et $F1$ se retrouve avec tous les travailleurs y^L . Dans ces conditions hypothétiques (qui peuvent être assouplies, mais qui compliquent bien plus notre propos), les différences de formation n'importent pas. Ce qui importe, c'est seulement l'ordre entre la compétence prévue la plus forte et la plus faible. La formation modifie les différences de productivité relative, mais sans influencer sur l'ordre des préférences d'embauchage. L'appariement travailleurs-entreprises a lieu seulement par $E(y|s)$, que l'on se trouve dans la première ou dans la seconde période.

II.4. Analyse de signaux avec changements de qualité des entreprises

Nous avons déjà défini la qualité de l'entreprise comme toute caractéristique d'appariement telle que $Q_k^{F2} > Q_j^{F1}$ lorsque $E(y_k | s) > E(y_j | s)$. Dans des conditions d'abondance des entreprises et des niveaux de compétence et de limitation du nombre de travailleurs susceptibles d'être embauchés dans les première et seconde périodes, posons que les travailleurs ayant la même compétence prévue sont en appariement parfait avec une entreprise en particulier, auquel cas $Q_i^F = E[(y_i | s_i) + \eta(s_i)]$. L'expérience acquise dans les entreprises de grande qualité est au moins aussi grande que celle qui s'acquiert dans les entreprises de qualité inférieure : $\eta(s_k) \geq \eta(s_j) \forall j \neq k$. Posons que le rapport des travailleurs embauchés dans chaque entreprise entre la première et la seconde période est de un à un. Dans ce cas, la formation n'influera pas sur l'ordre relatif des préférences d'embauchage d'une entreprise. Nous pouvons alors définir $Q^{F,1}$, qui est la qualité de l'entreprise du travailleur dans la période 1, comme $Q^{F,1} = E[(y | s) + \eta(s)]$. Que l'on ajoute le paramètre de la formation n'influe pas sur l'ordre relatif des préférences d'embauchage des entreprises. Pour la période 2, la qualité des entreprises est la même, mais celles-ci sont désormais en appariement par la compétence réelle par opposition à la compétence prévue : $Q^{F,2} = y + \eta(s)$.

Analyse 3A – régression de $Q^{F,2} - Q^{F,1}$ sur s

La différence $Q^{F,2} - Q^{F,1}$ égale $y - E(y|s)$. Selon les hypothèses du modèle, les mouvements entre entreprises sont déterminés seulement par les indications nouvelles. La prise en compte de l'entreprise initiale absorbe l'information sur la compétence initiale prévue des travailleurs et la progression salariale attribuable à la formation dans la première période. C'est comme ajouter

des effets fixes d'entreprise. Le coefficient de la régression de $Q^{F,2} - Q^{F,1}$ sur s devrait être nul : l'information du signal a déjà servi à décider à quelle entreprise un travailleur serait initialement affecté en première période⁷. Contrairement à ce qui se fait dans l'analyse 1 d'AP, les résultats de régression dans l'analyse 3 ne dépendent pas de la formation. Comme tous les travailleurs des entreprises de qualité supérieure reçoivent au moins autant de formation que ceux des entreprises de qualité inférieure, la formation ne détermine en rien les mouvements ultérieurs.

Analyse 3B – régression de $Q^{F,2} - Q^{F,1}$ sur b

La principale implication empirique de ce modèle est que les variables que les entreprises ne peuvent observer dans la première période et qui sont en corrélation avec les nouvelles indications employées dans la seconde aident à prévoir les mouvements entre les entreprises. Si nous observons une variable en corrélation avec des indications nouvelles b , nous pouvons opérer la régression de $Q^{F,2} - Q^{F,1}$ sur b . Le coefficient de cette régression est $\frac{\text{cov}(b, E(y|s) - y)}{\text{var}(b)}$. Comme avant, si b est en corrélation positive avec les changements de productivité, le coefficient devrait être positif. Il reste que, ici, les coefficients ne sont pas touchés si la formation dépend des caractéristiques initiales, puisque les différences de formation n'influent pas sur les mouvements entre entreprises.

Bref, l'hypothèse nulle selon laquelle les entreprises peuvent être mises en discrimination statistique suivant les hypothèses du modèle implique que les changements de salaire et de qualité des entreprises ne devraient pas être en corrélation avec s , mais avec b . Si la formation dépend des caractéristiques initiales, les changements salariaux ne sont plus sans corrélation avec s , mais les prévisions découlant de la prise en compte des changements de qualité des entreprises sont les mêmes.

III. Données

On n'a besoin que d'une poignée de variables pour effectuer les analyses 1, 2 et 3. La plupart d'entre elles sont cependant difficiles à obtenir. Les régressions exigent un échantillon permanent de travailleurs avec leurs gains et des renseignements sur les entreprises dans chaque période, des variables de signaux qui offrent un intérêt analytique et des variables en corrélation avec la productivité qui sont initialement inobservables à l'entreprise, mais dont peut disposer le chercheur.

Les données viennent d'un échantillon de titulaires de maîtrise en administration des affaires et de diplôme en droit au Canada. Les juristes et les administrateurs sont des sujets idéaux pour une modélisation où nous supposons que les travailleurs s'appartiennent aux entreprises et connaissent

7. Cette prévision pourrait ne pas valoir pour les entreprises de la plus basse et de la plus haute qualité, car les travailleurs des entreprises de la pire qualité dans la première période peuvent seulement passer à une meilleure entreprise et vice versa. L'hypothèse du rapport entre les travailleurs des première et seconde périodes ne tient plus si la compétence prévue de certains travailleurs se révèle plus grande dans la seconde que dans la première. Cette infirmation perd de son importance à mesure que s'accroît le nombre d'entreprises.

une progression salariale qui varie selon leur placement initial. Les juristes commencent souvent leur carrière comme assistants, par exemple. Le grand avancement dans un cabinet juridique est le passage de l'état d'assistant à l'état d'associé, les associés gagnant bien plus que les assistants. Les bureaux d'avocats ont souvent la réputation de se spécialiser dans des causes d'une importance et d'un caractère particuliers. Il y a des cabinets qui emploient des centaines d'avocats (qui peuvent en diriger le fonctionnement) et d'autres qui n'en comptent que trois ou quatre⁸. Par ailleurs, un grand nombre de diplômés en administration des affaires occupent des postes de gestion qui demandent des compétences supérieures en communication et en respect des conventions. Ce sont des compétences difficiles à observer de l'extérieur. Les entreprises qui embauchent de tels diplômés pourvoient souvent à leurs postes supérieurs par l'avancement interne.

Nous avons réuni quatre ensembles de données pour effectuer les régressions. Nous les décrirons tour à tour.

III.1. Fichier des familles T1 (T1FF)

La Division des données régionales et administratives de Statistique Canada tient un fichier appelé T1FF qui contient tous les dossiers fiscaux individuels des Canadiens regroupés en unités familiales. On y relie les enfants et les conjoints des déclarants fiscaux à l'aide des numéros d'assurance sociale, des noms et des adresses. Cook et Demnati (2000) décrivent comment se fait le regroupement en familles avec les données T1FF qui renseignent, entre autres variables, sur le revenu de toute provenance (revenu du marché et transferts), l'adresse du domicile du déclarant et l'état matrimonial. Ce fichier suit les déclarants et leurs déclarations annuelles de 1982 à 1999.

Notre ensemble de données comprend les seuls titulaires d'une maîtrise en administration des affaires ou d'un diplôme en droit qui sont mis en jumelage avec au moins un frère ou leur père. Un jumelage est plus probable dans le cas des déclarants moins âgés, ce qui réduit le nombre d'administrateurs et de juristes visés qui ont de longs antécédents d'emploi. Ainsi, si on met en jumelage familial un avocat avec son père à l'âge de 17 ans en 1983 et que l'intéressé obtient son diplôme en droit à l'âge de 26 ans, nos données depuis l'obtention du diplôme visent une période de sept ans. Encore heureux qu'un grand nombre de diplômés aient été mis en jumelage avec un frère ou leur père à un âge plus avancé parce qu'ils demeuraient au foyer familial, habitaient avec un frère ou déclaraient une ancienne adresse tout en vivant ailleurs. L'échantillon principal comprend au total 3 064 titulaires d'une maîtrise en administration des affaires et 1 576 diplômés en droit.

III.2. Système d'information statistique sur la clientèle universitaire (SISCU)

Le SISCU renseigne sur la fréquentation d'établissements canadiens décernant des grades et l'obtention de diplômes dans ces établissements par les données de dossiers administratifs individuels. Les données SISCU sont disponibles d'année en année de 1974 à 1998. La plupart des universités sont comprises, mais un certain nombre d'établissements n'y ont jamais déclaré leurs données. Sur les 19 écoles canadiennes en administration des affaires, 14 y figurent et, sur les 17 écoles canadiennes de droit, 14. L'absence d'établissements dans ce système n'est pas liée

8. Pour un complément de recherche sur le marché du travail qui s'offre aux juristes, voir Spurr (1987, 1990), O'Flaherty et Siow (1995), Landers et coll. (1996) et Murphy et coll. (1991).

au rang des écoles, mais à la géographie. Ainsi, la plupart des écoles québécoises n'ont pas communiqué les dossiers administratifs de leurs étudiants au SISCO. L'exclusion d'un certain nombre d'écoles ne nuit pas à l'analyse empirique décrite à la dernière section, mais nos résultats sont fonction de l'obtention de diplômes dans des universités déclarantes. L'exclusion systématique d'écoles de haut ou de bas rang pourrait nous empêcher de tirer des estimations précises de la régression de la qualité des écoles sur les salaires, mais on ne constate pas une telle exclusion.

III.3. Base de données du Programme d'analyse longitudinale de l'emploi (PALE)

Cette base de données est un fichier longitudinal qui contient, de 1978 à aujourd'hui, des dossiers des entreprises canadiennes. On y trouve toute entreprise qui effectue des versements au nom de ses salariés par les comptes de retenues à la source de l'Agence du revenu du Canada. Les codes de salariés permettent de jumeler le PALE au T1FF. Les travailleurs indépendants ne sont habituellement pas pris en compte dans le système PALE. Bien que les associés des cabinets juridiques tirent un revenu du travail indépendant, ils figurent habituellement dans le PALE, les bureaux d'avocats communiquant des dossiers fiscaux d'emploi au nom de leurs associés.

III.4. Données sur le rang des écoles

Nous nous reportons aux notes moyennes en percentile aux épreuves d'admission aux études supérieures d'administration (GMAT) et aux études de droit (LSAT) pour classer les écoles correspondantes⁹. Les résultats moyens GMAT et LSAT sont respectivement tirés du Canadian Business Magazine (2000) et du magazine MacLean's (1997). Il paraît improbable que les rangs aient beaucoup changé depuis 10 ou 15 ans. Les notes moyennes GMAT vont de 52 à 92, la moyenne étant de 0,824 et l'erreur-type de 0,081. Quant aux notes moyennes LSAT, elles se situent dans la fourchette 74 à 93 avec une moyenne de 0,772 et une erreur-type de 0,075.

L'ensemble de données d'appariement comprend tous les hommes qui ont fait à plein temps des études en administration des affaires ou en droit et obtenu le diplôme entre 1974 et 1998, qui sont nés entre 1961 et 1973 et qui ont été mis en jumelage avec au moins un frère ou leur père. Nous limitons en outre l'échantillon à ceux qui ont produit une déclaration chaque année depuis l'obtention du diplôme pour une période d'au moins sept ans. Nous éliminons les travailleurs indépendants en écartant les gens non reliés aux données PALE et les diplômés en administration des affaires qui ont déclaré avoir tiré un plus grand revenu du travail indépendant que de l'emploi.

Nous convertissons tous les montants en dollars canadiens de 2001 à l'aide de l'Indice des prix à la consommation. Les observations où les gains annuels sont de moins de 6 000 \$ sont exclues. Les gains en question sont le revenu d'emploi et de travail indépendant (qui va le plus souvent aux associés) et d'autres formes de revenu comme les gratifications et primes. Nous ne tenons compte ni des gains en capital, ni des intérêts, ni du revenu locatif. En écartant par troncation tous les gens dont les gains se situent au-dessus du 99^e percentile, nous ne changeons pas les résultats. Nous ne présenterons donc pas les chiffres correspondants ici.

9. Nous avons aussi une variable indicatrice pour l'obtention éventuelle d'un diplôme en administration ou en droit d'une école comptant parmi les trois meilleures. Les résultats sont fort semblables et concordent avec ceux que nous présentons ici par référence aux notes moyennes en percentile.

Le tableau 1 livre les statistiques descriptives de base de l'échantillon de titulaires d'une maîtrise en administration des affaires et d'un diplôme en droit. Dans l'un et l'autre de ces groupes, les gains sont en nette progression dans les huit années qui suivent l'obtention du diplôme. Les gains du juriste médian s'élèvent d'un facteur de 1,7 dans ces 8 ans. Le diplômé médian en administration des affaires gagne 93 861 \$ 8 ans après avoir quitté l'école et le juriste médian touche 82 134 \$. Les gains varient aussi amplement selon les travailleurs à expérience égale. Presque tous les diplômés en droit et en administration travaillent dans une région métropolitaine et plus de la moitié des éléments de l'échantillon, dans une des trois principales villes du pays, à savoir Montréal, Toronto et Vancouver.

Nous mesurons la qualité des entreprises par le salaire moyen modifié des travailleurs ayant sept ans d'expérience et plus. Pour l'échantillon d'administrateurs et de juristes comptant au moins ces sept ans d'expérience, nous opérons la régression du logarithme des gains sur un cubique de l'expérience, un jeu complet d'indicateurs d'année, de province, de région métropolitaine et d'état de juriste en interaction avec l'expérience, ainsi qu'une batterie de variables fictives des entreprises. Pour cette régression, nous utilisons 38 043 observations et 4 983 entreprises. Nous nous reportons aux effets estimés d'entreprise pour la mesure de la qualité des entreprises.

Les variables exploitées qui sont en corrélation avec la productivité des travailleurs, mais qui sont posées comme initialement inobservables aux entreprises sont celles du salaire moyen modifié du père et du frère. Nous ne disposons malheureusement pas de variables pour le rendement, l'efficacité ni la productivité réelle des travailleurs. Signalons cependant que Solon (1999) conclut à l'existence d'une corrélation appréciable dans les mesures de gains et de compétence générale entre pères et fils et entre frères. En prenant tout l'échantillon de pères et de frères âgés de 25 à 55 ans, nous opérons la régression du logarithme des gains en fonction d'un quartique de l'âge et d'un ensemble d'indicateurs d'année, de province et de grande ville. Le résidu moyen est la variable mise en corrélation avec la productivité inobservée et est réappliqué aux échantillons d'administrateurs et de juristes.

Dans l'utilisation de ces variables, on peut se demander si les pères ou les frères aux gains supérieurs ont aussi de meilleures relations qui aideront le diplômé à trouver à s'employer dans des entreprises à avancement rapide. Des recherches antérieures dégagent des taux relativement élevés de transmission professionnelle chez les juristes, par exemple. Ainsi, Laband et Lentz (1992) ont constaté que 11 % des avocats d'un échantillon californien étaient eux-mêmes fils d'avocat. Il paraît plus probable cependant que la parenté soit une aide au placement initial plutôt que par la suite. Dans ce cas, les résultats sont biaisés et empêchent de conclure à l'effet de signaux, car les diplômés qui jouissent de meilleures relations familiales obtiennent un premier emploi supérieur à celui que leur vaudrait seulement leur compétence initiale prévue. Le coefficient pour le salaire du père ou du frère diminuerait au lieu d'augmenter dans le temps, ainsi que semble l'indiquer le modèle.

IV. Résultats

IV.1. Analyses 1A et 1B d'Altonji et Pierret avec les salaires du père et du frère pour *b*

Le tableau 2 présente les analyses 1A et 1B portant sur les titulaires d'une maîtrise en administration des affaires. Nous y opérons la régression du logarithme des salaires sur l'expérience en interaction avec le rang de l'école, tout comme avec le salaire du frère ou du père. Chaque régression comprend aussi un cubique de l'expérience, des effets fixes d'année et un indicateur de résidence à Montréal, à Toronto ou à Vancouver en 1985 avant l'obtention du diplôme non montré. Toutes les erreurs-types et les statistiques de test présentées sont en erreurs-types Huber-White en regroupement individuel. L'échantillon vise les diplômés en administration des affaires qui ont déclaré une valeur positive de gains chaque année depuis l'obtention du diplôme pour une période d'au moins sept ans.

Le modèle de signaux d'AP prévoit que le coefficient pour le rang de l'école ne devrait pas changer avec l'expérience, mais que, étant en corrélation avec de nouvelles indications sur la productivité du travailleur, le coefficient pour le salaire du frère ou du père devrait augmenter, lui, avec l'expérience. Cette prévision ne se vérifie pas au tableau 2. La colonne 1 indique l'effet moyen du rang de l'école sur le logarithme du salaire. Si la note moyenne d'admission en percentile de l'école supérieure d'administration des affaires s'élève de 10 points (c'est un accroissement d'une erreur-type environ), le salaire s'accroît d'environ 9,3 %. Et le rang de l'école et le salaire du père sont en étroite corrélation positive avec le salaire du diplômé en administration des affaires. Toutefois, le coefficient pour le rang de l'école augmente considérablement avec l'expérience, résultat qui ne concorde pas avec le modèle de signaux lorsque la formation et la compétence initiale prévue sont indépendantes. Le coefficient positif est même discordant sans les signaux. Si les entreprises connaissent la productivité des travailleurs au départ, tant le rang de l'école que le salaire du père devraient être d'un effet constant avec l'expérience.

Au tableau 3, la mesure du rang de l'école est la note moyenne LSAT en percentile de l'école de droit. L'effet salarial du logarithme des salaires du père et du frère s'accroît avec l'expérience comme dans le cas des diplômés en administration des affaires. Le coefficient du rang de l'école s'élève lui aussi avec l'expérience, ce qui est contraire là encore aux prévisions de notre modèle sans la formation. Une différence d'un écart-type de rang de l'école (0,08 dans le cas des juristes) correspond à une différence de 0,102 point du logarithme des salaires des avocats la première année et à une différence de 0,150 point la dixième année après l'obtention du diplôme.

IV.2. Analyses 2A et 2B avec les effets fixes d'entreprise initiale et les salaires du père et du frère pour *b*

Nous présentons la même analyse, mais ajoutons des effets fixes d'entreprise initiale aux tableaux 4 et 5. Nous prenons seulement les cas où il y a au moins deux travailleurs dans l'entreprise initiale. En ajoutant ces effets fixes, nous prenons en compte les différences de salaire moyen et de progression salariale entre les entreprises et réduisons le biais d'estimation d'un coefficient positif pour le rang de l'école avec l'expérience.

La relation avec le rang de l'école pour le salaire des diplômés en administration des affaires n'est plus que de 15 % au tableau 4, indice de différences salariales marquées à l'échelle intraentreprise dans le cas de ces diplômés. L'accroissement du coefficient avec l'expérience disparaît toutefois une fois prise en compte l'entreprise initiale. Les différences de progression salariale entre les diplômés en administration des affaires sont donc attribuables avant tout à des différences d'élévation des salaires entre les entreprises. Les estimations en points des salaires du père et du frère en interaction avec l'expérience sont positives, mais imprécises.

L'inclusion d'effets fixes d'entreprise initiale diminue l'importance du rang de l'école dans le cas des juristes. Le coefficient pour la note LSAT en percentile dans le cas des salaires des travailleurs comptant un an d'expérience tombe de 1,7 à 0,36 et n'augmente plus avec l'expérience, contrairement à la relation entre le salaire du frère et celui de l'avocat. Les estimations en points concordent avec notre modèle, mais demeurent imprécises. Comme certaines entreprises n'ont que deux ou trois travailleurs, la mesure des changements de salaires relatifs parmi les travailleurs qui ont débuté dans la même entreprise est difficile. Il nous est impossible de tirer de solides conclusions des résultats avec effets fixes d'entreprise, mais les résultats présentés plus loin où les changements de qualité des entreprises constituent la variable dépendante s'en trouvent renforcés.

IV.3. Analyses 3A et 3B avec la qualité de l'entreprise et les salaires du père et du frère pour *b*

Le tableau 6 présente des estimations par les moindres carrés où la variable dépendante est les changements de qualité des entreprises au lieu des changements de salaire. On y mesure la qualité de l'entreprise comme le logarithme du salaire moyen des travailleurs comptant au moins sept ans d'expérience par entreprise après correction en fonction de l'âge et de l'année.

L'effet du rang de l'école sur la qualité de l'entreprise est à peu près constant dans le temps (colonne 4), mais l'effet du salaire du père s'accroît (colonne 5). Le coefficient pour le logarithme du salaire du père est quasiment nul dans le cas des travailleurs ayant un an d'expérience, mais grimpe à 0,130 après 10 ans d'expérience. Le coefficient pour le salaire du frère s'élève également avec l'expérience, bien que l'effet global sur la qualité de l'entreprise ne soit pas aussi marqué que celui du salaire du père. L'effet du rang de l'école sur la qualité de l'entreprise ne change pas avec l'expérience. Un relèvement d'un écart-type du rang de l'école a pour effet estimé d'accroître de 3,8 % la qualité de l'entreprise. Cette influence est pour ainsi dire constante dans le temps.

Le tableau 7 fait la même analyse dans le cas des juristes. Aux colonnes 1 et 3, le rang de l'école est d'un effet prononcé sur la qualité moyenne de l'entreprise. Son effet ne change pas avec l'expérience (colonnes 4, 6, 9 et 11), contrairement à l'effet des salaires du père et du frère (colonnes 5, 6, 10 et 11).

À la colonne 6 dans les deux tableaux, notre modèle prévoit que l'effet du rang de l'école devrait diminuer avec l'expérience parallèlement à une augmentation de l'effet du salaire du père ou du frère (colonne 6 ou 11) si les deux variables sont en corrélation positive. Le produit de $-\text{cov}(s_i, b_i) / \text{var}(s_i)$ —forme négative du coefficient de la régression de b_i sur s_i —et du coefficient de l'interaction du salaire du père et de l'expérience devrait être égal au coefficient de

l'interaction du rang de l'école et de l'expérience. Pour l'échantillon de diplômés en administration des affaires, le coefficient de la régression du salaire du père sur l'expérience s'établit à 0,816 (erreur-type de 0,142), de sorte que le produit du coefficient prévu du rang de l'école et de l'expérience divisé par 100 est de -0,001. L'intervalle de confiance de notre estimation de ce terme à la colonne 6 se situe nettement dans cette fourchette. La corrélation tenue du rang de l'école et du salaire paternel et fraternel explique que l'inclusion de variables du salaire des proches ne vienne guère modifier l'effet du rang de l'école dans le temps.

IV.4. Variations d'une année à l'autre

Les figures 1 à 4 résument les résultats empiriques pour des effets de signaux observables et inobservables décrits en fonction de 10 ans d'expérience. La figure 1 indique les effets du rang de l'école et du salaire du père en interaction avec chaque année d'expérience de 0 à 9. Dans les estimations, nous exploitons les échantillons réunis de diplômés en droit et en administration des affaires. L'équation de régression à l'origine de ces estimations est la même qu'aux tableaux 3 et 4 (colonne 6), mais comprend les interactions de l'expérience individuelle avec les variables de signaux au lieu d'une spécification linéaire. Les effets de l'une et l'autre des variables sont décrits à différentes échelles dans la figure et la graduation des erreurs-types s'y trouve aussi.

Aux figures 1 et 2, l'interaction positive avec le rang de l'école et le logarithme du salaire augmente avec l'expérience. La corrélation avec le rang de l'école et le salaire du diplômé fait un bond considérable trois et cinq ans après l'obtention du diplôme. C'est peut-être à cette époque que les avocats acquièrent le rang d'associés, mais le bond a lieu plus tôt qu'on ne s'y attendrait, les assistants devenant associés après la sixième ou la septième année. L'augmentation significative du coefficient pour le rang de l'école peut uniquement s'expliquer dans notre modèle par une relation positive entre la formation et la compétence initiale prévue.

Les figures 3 et 4 indiquent les effets du rang de l'école et du salaire des proches sur la qualité de l'entreprise. Le salaire du père ou du frère d'un travailleur devient un facteur de plus en plus précis de prévision de la qualité de l'entreprise avec l'expérience. L'effet du logarithme des salaires du père et du frère sur la qualité de l'entreprise se renforce sans cesse dans le temps. Le rang de l'école ne permet toutefois pas de prévoir si un travailleur passe à une entreprise d'un rang supérieur ou inférieur. Dans l'une et l'autre des figures, le coefficient du rang de l'école demeure à peu près le même avec l'expérience. Pris collectivement, les résultats vont dans le sens de notre modèle où les employeurs jugent de la productivité future de leurs travailleurs par le rang de l'école fréquentée par les diplômés en administration des affaires ou en droit qu'ils embauchent.

V. Résumé et examen

Altonji et Pierret (2001a) proposent une analyse de signaux où on examine si les salaires dans le temps ne sont pas en corrélation avec des caractéristiques observables chez les employeurs, mais avec des mesures inobservables de la productivité. On peut dire par intuition que les prévisions que font les employeurs de la future productivité de leurs travailleurs en fonction des signaux observables devraient correspondre à la productivité réelle des intéressés si la progression salariale ne dépend pas des prévisions initiales. Les changements salariaux ont lieu seulement par une actualisation des prévisions de productivité à l'aide d'indications nouvelles. Au départ, les

caractéristiques observables ne devraient être liées ni aux changements salariaux, ni aux décisions d'embauchage et de renvoi. Mais des variables en corrélation avec les indications nouvelles sur la productivité comme celle du salaire du père devraient être en corrélation avec ces changements. C'est ce que constatent AP en se servant de la scolarité et de la race comme caractéristiques observables et des notes AFQT comme variables inobservables en corrélation avec la compétence.

Lorsque nous appliquons ce cadre méthodologique aux diplômés en administration des affaires et en droit pour juger si les employeurs prévoient la compétence par le rang de l'école, l'effet de ce rang sur le salaire s'accroît avec l'expérience. Cette constatation ne saurait s'expliquer par le modèle d'AP, que nous tenons compte des signaux ou non. Maintes études concluent cependant à l'irréalisme de supposer que la progression salariale est sans corrélation avec le rang de l'école. Ainsi, la formation est en corrélation positive avec les notes AFQT, la scolarité et le sexe.

Les effets des signaux se manifestent au-delà du point où la compétence des travailleurs est connue lorsque la progression salariale et les perspectives de carrière dépendent d'une manière significative du placement initial. Les travailleurs dont les qualités professionnelles s'éloignent de la compétence prévue peuvent se retrouver avec des salaires fort différents de ceux des travailleurs dont la productivité était connue lorsqu'ils sont entrés sur le marché du travail. Nous étendons l'analyse de signaux d'AP pour prendre cette possibilité en considération en utilisant l'information sur le placement initial des travailleurs. En prenant en compte l'entreprise initiale du travailleur, nous tenons aussi compte de l'importance moyenne de la formation ou des perspectives d'avancement dans une entreprise, ce qui aide à constater les changements salariaux à partir des prévisions actualisées de la productivité. Si les entreprises de forte rémunération ont tendance à former davantage leurs jeunes travailleurs, nous pouvons aussi nous servir des changements de qualité des entreprises comme variable dépendante. Dans un cadre où il y a appariement des travailleurs à forte compétence et des entreprises à forte rémunération, l'actualisation des prévisions de la productivité des travailleurs devrait être liée au fait que ceux-ci passent à des entreprises où la rémunération est supérieure ou inférieure. Les indications de départ ne devraient pas être en corrélation avec les mouvements entre entreprises.

Comme le prévoit ce modèle, l'intégration d'effets fixes d'entreprise initiale à la régression du rang de l'école et du salaire du père en fonction des changements de qualité des entreprises donne un coefficient nul pour le rang de l'école et un coefficient positif pour le salaire du frère. Le passage à une entreprise de forte rémunération est aussi en corrélation positive avec les salaires du frère et du père, mais non pas avec le rang de l'école. Ces résultats démontrent que les signaux jouent un rôle dans le cas des diplômés en administration des affaires et en droit qui débutent et que le placement initial contribue largement à déterminer la progression future des salaires relatifs. En prenant en compte l'entreprise initiale par exemple, on élimine en majeure partie l'avantage initial et l'avantage futur découlant de l'obtention d'un diplôme dans une école de droit de premier choix.

Plus généralement, un point principal que nous faisons valoir est que les signaux peuvent influencer sur les perspectives de carrière et les salaires à long terme lorsque la progression salariale est liée au placement initial. Les modèles où on calcule la valeur d'un signal de productivité ne comprennent habituellement pas cette caractéristique. Les analyses que nous présentons ici ne permettent pas de juger de l'ordre de grandeur de l'incidence d'un tel comportement, puisque nous décrivons le phénomène des signaux par un examen des changements de salaire et de

qualité des entreprises avec l'expérience sans nous attacher aux quantités réelles. Idéalement, nous opterions pour un signal d'attribution exogène qui varie entre deux groupes d'une même compétence. En suivant les résultats salariaux dans le temps, nous pourrions alors établir l'effet à long terme du signal. À notre avis, cet aspect mérite d'être plus étudié.

Tableau 1**Statistiques descriptives relatives aux hommes titulaires d'une maîtrise en administration des affaires ou d'un diplôme en droit**

Variable	Moyenne	
	Adm. des aff.	Droit
Âge d'obtention du diplôme	28,4 (2,4)	27,0 (2,3)
Année d'obtention du diplôme	87,7 (2,1)	87,6 (2,0)
Obtention du diplôme dans une des 3 meilleures écoles	0,341 0,474	0,131 0,338
Note moyenne GMAT/LSAT par école	0,824 0,081	0,772 0,075
Travail à Montréal, Toronto ou Vancouver	0,597 0,480	0,577 0,494
	Médiane	
Gains, 1 an d'expérience	75 488	48 375
Gains, 2 ans d'expérience	79 084	60 308
Gains, 3 ans d'expérience	81 910	65 825
Gains, 4 ans d'expérience	84 159	70 922
Gains, 5 ans d'expérience	87 094	75 612
Gains, 6 ans d'expérience	89 130	78 076
Gains, 7 ans d'expérience	91 856	80 622
Gains, 8 ans d'expérience	93 861	82 134
Taille de l'échantillon	3 064	1 576

Notes : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Tous les gains sont en valeur annuelle et convertis en dollars canadiens de 2001.

Tableau 2
Effets du rang de l'école et des salaires du père et du frère sur le salaire des diplômés en administration des affaires

Variable dépendante : logarithme des gains; mesure du rang de l'école : note moyenne d'admission GMAT en percentile
 Estimations MCO (erreurs-types robustes)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Rang de l'école / 100	0,933 (0,053)***		1,070 (0,096)***	0,754 (0,110)***	0,803 (0,110)***	0,803 (0,110)***		1,289 (0,136)***	0,852 (0,154)***	1,289 (0,136)***	0,862 (0,155)***
Rang de l'école * expérience / 100				0,073 (0,028)***		0,062 (0,028)**			0,082 (0,029)***		0,080 (0,030)***
Log. du salaire du père		0,077 (0,013)***	0,066 (0,014)***	0,066 (0,014)***	0,008 (0,015)	0,008 (0,015)					
Log. du salaire du père * expérience					0,0174 (0,0056)***	0,0183 (0,0055)***					
Log. du salaire du frère							0,052 (0,020)***	0,039 (0,021)*	0,039 (0,021)*	0,016 (0,024)	0,02 (0,024)
Log. du salaire du frère * expérience										0,004 (0,004)	0,003 (0,004)
Observations	12 502	12 502	12 502	12 502	12 502	12 502	11 087	11 087	11 087	11 087	11 087
Nombre de personnes	1 438	1 438	1 438	1 438	1 438	1 438	1 260	1 260	1 260	1 260	1 260
R ²	0,16	0,17	0,18	0,19	0,19	0,19	0,19	0,23	0,23	0,23	0,23

* significatif à 10 %; ** significatif à 5 %; *** significatif à 1 %

Notes : Dans toutes les équations, il y a prise en compte d'un cubique de l'expérience, d'effets d'année et d'un indicateur de travail à Montréal, Toronto ou Vancouver. Les erreurs-types font l'objet d'un calcul Huber/White, puisque les observations sont multiples pour chaque travailleur. L'erreur-type du rang de l'école est de 0,09. L'échantillon comprend uniquement des hommes.

Tableau 3**Effets du rang de l'école et des salaires du père et du frère sur le salaire des diplômés en droit**

Variable dépendante : logarithme des gains; mesure du rang de l'école : note moyenne d'admission LSAT en percentile
Estimations MCO (erreurs-types robustes)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Rang de l'école / 100	1,607 (0,094)***		1,745 (0,159)***	1,336 (0,176)***	1,748 (0,159)***	1,367 (0,176)***		1,897 (0,168)***	1,479 (0,203)***	1,896 (0,168)***	1,515 (0,202)***
Rang de l'école * expérience / 100				0,066 (0,030)**		0,062 (0,030)**			0,065 (0,034)*		0,060 (0,034)*
Log. du salaire du père		0,095 (0,016)***	0,082 (0,018)***	0,082 (0,018)***	0,048 (0,023)**	0,052 (0,023)**					
Log. du salaire du père * expérience					0,0078 (0,0038)**	0,0066 (0,0039)*					
Log. du salaire du frère							0,128 (0,022)***	0,109 (0,023)***	0,109 (0,023)***	0,07 (0,028)**	0,078 (0,028)***
Log. du salaire du frère * expérience										0,006 (0,004)	0,005 (0,005)
Observations	11 572	11 572	11 572	11 572	11 572	11 572	9 054	9 054	9 054	9 054	9 054
Nombre de personnes	1 232	1 232	1 232	1 232	1 232	1 232	974	974	974	974	974
R ²	0,28	0,31	0,32	0,32	0,32	0,32	0,3	0,32	0,32	0,32	0,32

* significatif à 10 %; ** significatif à 5 %; *** significatif à 1 %

Notes : Dans toutes les équations, il y a prise en compte d'un cubique de l'expérience, d'effets d'année et d'un indicateur de travail à Montréal, Toronto ou Vancouver. Les erreurs-types font l'objet d'un calcul Huber/White, puisque les observations sont multiples pour chaque travailleur. L'erreur-type du rang de l'école est de 0,09. L'échantillon comprend uniquement des hommes.

Tableau 4**Effets du rang de l'école et des salaires du père et du frère sur le salaire des diplômés en administration des affaires avec des effets fixes d'entreprise initiale**

Variable dépendante : logarithme des gains; mesure du rang de l'école : note moyenne d'admission GMAT en percentile
 Estimations MCO (erreurs-types robustes)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Rang de l'école / 100	0,793 (0,099)***		0,77 (0,230)***	0,831 (0,197)***	0,770 (0,230)***	0,848 (0,197)***		0,909 (0,229)***	0,911 (0,223)***	.875 (0,323)***	0,956 (0,338)***
Rang de l'école * expérience / 100				(0,012)		(0,016)			0,004 (0,055)		(0,015)
Log. du salaire du père		0,032 (0,024)	0,044 (0,023)*	0,044 (0,023)*	0,018 (0,022)	0,018 (0,022)					
Log. du salaire du père * expérience					0,005 (0,005)	0,005 (0,005)					
Log. du salaire du frère							0,061 (0,048)*	0,06 (0,057)	0,059 (0,057)	0,042 (0,057)	0,041 -0,057
Log. du salaire du frère * expérience										0,002 (0,009)	0,002 (0,009)
Observations	6 038	6 038	6 038	6 038	6 038	6 038	5 368	5 368	5 368	5 368	5 368
Nombre de personnes	676	676	676	676	676	676	608	608	608	608	608
R ²	0,41	0,45	0,47	0,47	0,47	0,47	0,43	0,45	0,45	0,56	0,56

* significatif à 10 %; ** significatif à 5 %; *** significatif à 1 %

Notes : Dans toutes les équations, il y a prise en compte d'un cubique de l'expérience, d'effets d'année et d'un indicateur de travail à Montréal, Toronto ou Vancouver. Les erreurs-types font l'objet d'un calcul Huber/White, puisque les observations sont multiples pour chaque travailleur. L'erreur-type du rang de l'école est de 0,09. L'échantillon comprend uniquement des hommes.

Tableau 5
Effets du rang de l'école et des salaires du père et du frère sur le salaire des diplômés en droit avec des effets fixes d'entreprise initiale

Variable dépendante : logarithme des gains; mesure du rang de l'école : note moyenne d'admission LSAT en percentile
 Estimations MCO (erreurs-types robustes)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Rang de l'école / 100	0,262 (0,121)**		0,226 (0,268)	0,376 (0,271)	0,226 (0,268)	0,362 (0,269)		-0,043 (0,274)	-0,004 (0,343)	-0,043 (0,274)	0,054 (0,338)
Rang de l'école * expérience / 100				-0,030 (0,054)		-0,027 (0,053)			-0,008 (0,062)		-0,019 (0,062)
Log. du salaire du père		0,014 (0,022)	0,009 (0,024)	0,009 (0,024)	0,036 (0,034)	0,035 (0,033)					
Log. du salaire du père * expérience					-0,005 (0,006)	-0,005 (0,006)					
Log. du salaire du frère							0,108 (0,032)***	0,124 (0,037)***	0,124 (0,037)***	0,043 (0,050)	0,041 (0,050)
Log. du salaire du frère * expérience										0,016 (0,009)*	0,017 (0,009)*
Observations	4 967	4 967	4 967	4 967	4 967	4 967	4 103	4 103	4 103	4 103	4 103
Nombre de personnes	578	578	578	578	578	578	489	489	489	489	489
R ²	0,16	0,17	0,18	0,19	0,19	0,19	0,19	0,23	0,23	0,23	0,23

* significatif à 10 %; ** significatif à 5 %; *** significatif à 1 %

Notes : Dans toutes les équations, il y a prise en compte d'un cubique de l'expérience, d'effets d'année et d'un indicateur de travail à Montréal, Toronto ou Vancouver. Les erreurs-types font l'objet d'un calcul Huber/White, puisque les observations sont multiples pour chaque travailleur. L'erreur-type du rang de l'école est de 0,09. L'échantillon comprend uniquement des hommes.

Tableau 6
Effets du rang de l'école et des salaires du père et du frère sur la qualité de l'embauche des diplômés
en administration des affaires

Variable dépendante : logarithme du salaire moyen modifié dans la même entreprise; mesure du rang de l'école :
note moyenne d'admission GMAT en percentile
Estimations MCO (erreurs-types robustes)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Rang de l'école / 100	0,6508 (0,1186)***		0,4688 (0,1784)***	0,278 (0,2144)	0,4537 (0,1009)***	0,3858 (0,1180)***		0,4685 (0,1166)***	0,5794 (0,1600)***	0,4839 (0,1032)***	0,4556 (0,1247)***
Rang de l'école * expérience / 100				0,0365 (0,0408)		0,0158 (0,0360)			-0,0221 (0,0380)		0,0069 (0,0304)
Log. du salaire du père		0,1066 (0,0317)***	0,1046 (0,0330)***	0,1047 (0,0330)***	0,0086 (0,0149)	0,0094 (0,0150)					
Log. du salaire du père * expérience					0,0130 (0,0052)**	0,0128 (0,0052)**					
Log. du salaire du frère							0,0872 (0,0332)***	0,0608 (0,0231)***	0,0611 (0,0231)***	0,0258 (0,0215)	0,0262 (0,0216)
Log. du salaire du frère * expérience										0,0093 (0,0049)*	0,0092 (0,0049)*
Observations	10 186	10 186	10 186	10 186	10 186	10 186	8 764	8 764	8 764	8 764	8 764
R ²	0,02	0,03	0,04	0,04	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02

* significatif à 10 %; ** significatif à 5 %; *** significatif à 1 %

Notes : Dans toutes les équations, il y a prise en compte d'un cubique de l'expérience, d'effets d'année et d'un indicateur de travail à Montréal, Toronto ou Vancouver. Les erreurs-types font l'objet d'un calcul Huber/White, puisque les observations sont multiples pour chaque travailleur. L'erreur-type du rang de l'école est de 0,09. L'échantillon comprend uniquement des hommes.

Tableau 7

Effets du rang de l'école et des salaires du père et du frère sur la qualité de l'embauche des diplômés en droit

Variable dépendante : logarithme du salaire moyen modifié dans la même entreprise; mesure du rang de l'école :
note moyenne d'admission LSAT en percentile
Estimations MCO (erreurs-types robustes)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Rang de l'école / 100	0,8560 (0,0900)***		0,9422 (0,1165)***	0,8858 (0,1360)***	0,9414 (0,1164)***	0,8906 (0,1365)***	0,8560 (0,0900)***	0,9207 (0,1301)***	0,8011 (0,1592)***	0,9189 (0,1303)***	0,8164 (0,1589)***
Rang de l'école * expérience / 100				0,0138 (0,0313)		0,0124 (-0,0313)			0,0265 (0,0334)		0,0227 (0,0334)
Log. du salaire du père		0,0581 (0,0144)***	0,0555 (0,0158)***	0,0554 (0,0158)***	0,0193 (0,0136)	0,0199 (-0,0137)					
Log. du salaire du père * expérience					0,0140 (0,004)***	0,0130 (0,004)***					
Log. du salaire du frère								0,0544 (0,0185)***	0,0543 (0,0185)***	0,0156 (0,0205)	0,0165 (0,0205)
Log. du salaire du frère * expérience										0,0084 (0,0049)*	0,0082 (0,0049)*
Observations	9 768	9 768	9 768	9 768	9 768	9 768	7 668	7665	7662	7659	7656
R ²	0,12	0,14	0,14	0,14	0,14	0,14	0,12	0,13	0,13	0,13	0,13

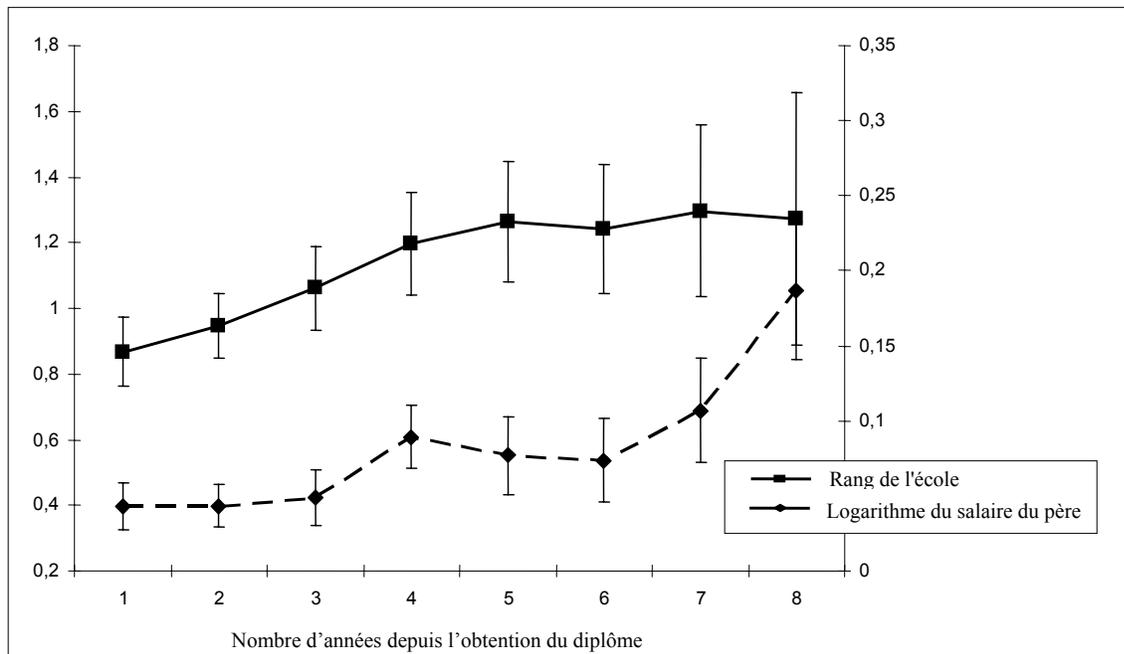
* significatif à 10 %; ** significatif à 5 %; *** significatif à 1 %

Notes : Dans toutes les équations, il y a prise en compte d'un cubique de l'expérience, d'effets d'année et d'un indicateur de travail à Montréal, Toronto ou Vancouver. Les erreurs-types font l'objet d'un calcul Huber/White, puisque les observations sont multiples pour chaque travailleur. L'erreur-type du rang de l'école est de 0,09. L'échantillon comprend uniquement des hommes.

Figure 1
Effets du rang de l'école et du logarithme du salaire du père sur le
logarithme du salaire du diplômé pour 1 à 8 ans d'expérience

Rang de l'école
 (note moyenne en
 percentile par école)

Logarithme du
 salaire du père

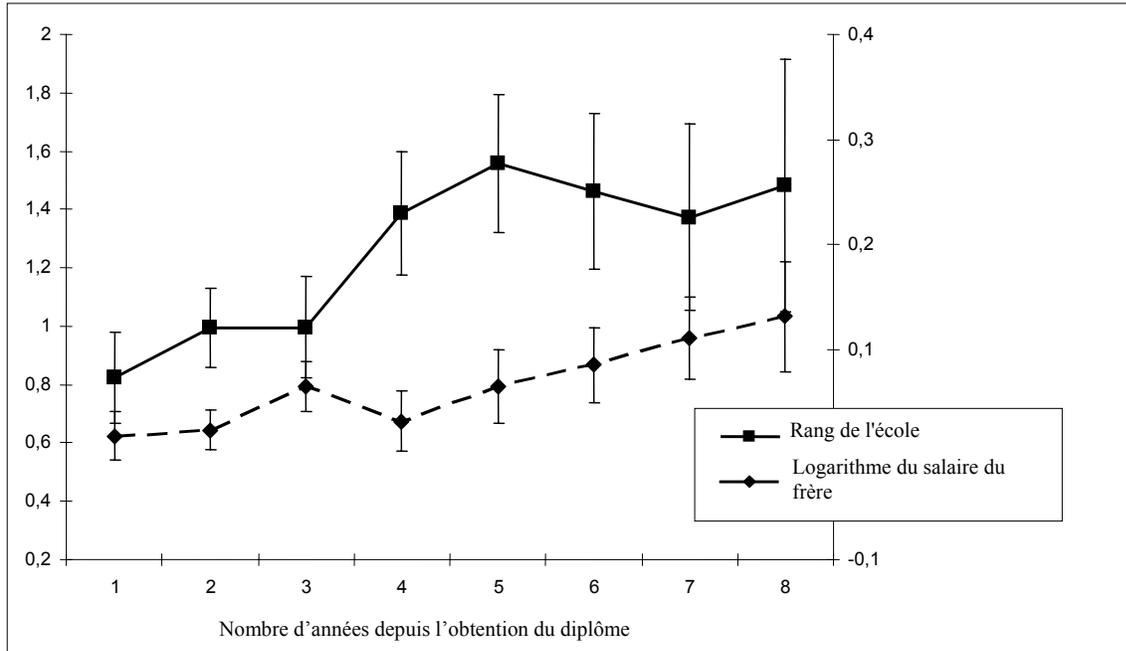


Note : Ce tableau présente l'estimation du coefficient (bande +/-1 d'erreur-type) de la régression du salaire après un certain nombre d'années depuis l'obtention du diplôme par rapport au rang de l'école fréquentée et au logarithme du salaire du père normalisé.

Figure 2
Effets du rang de l'école et du logarithme du salaire du frère sur le
logarithme du salaire du diplômé pour 1 à 8 ans d'expérience

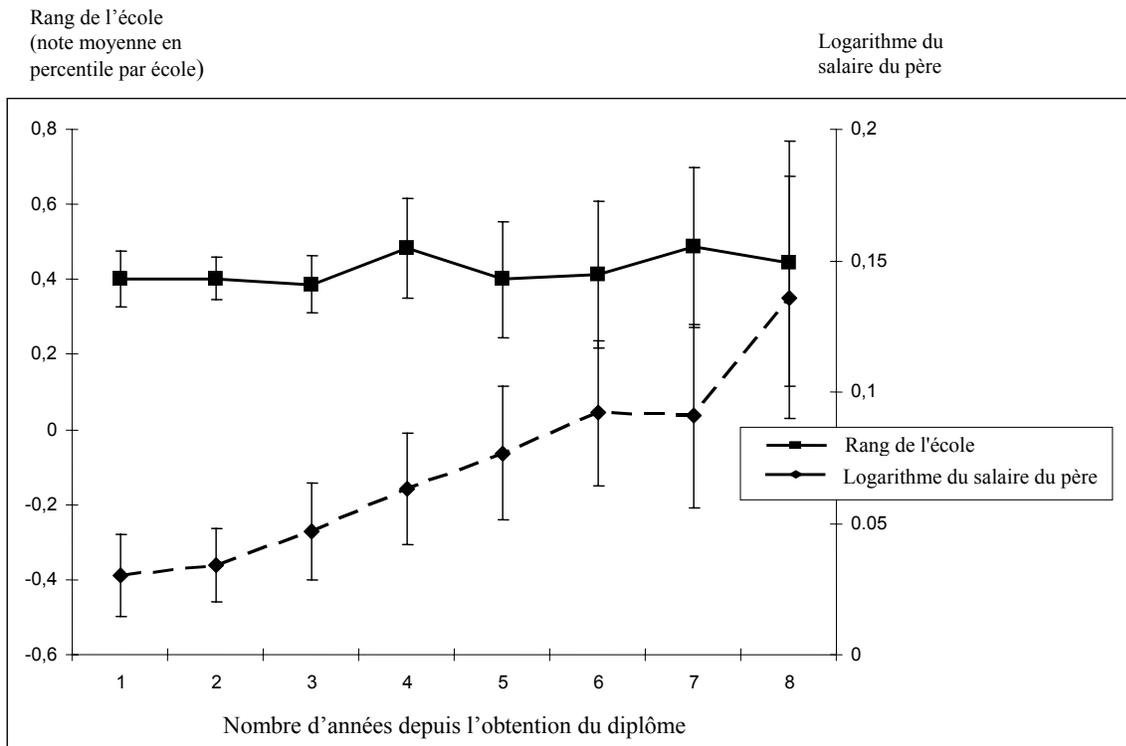
Rang de l'école
 (note moyenne en
 percentile par école)

Logarithme du
 salaire du frère



Note : Ce tableau présente l'estimation du coefficient (bande +/-1 d'erreur-type) de la régression du salaire après un certain nombre d'années depuis l'obtention du diplôme par rapport au rang de l'école fréquentée et au logarithme du salaire du frère normalisé.

Figure 3
Effets du rang de l'école et du logarithme du salaire du père
sur la qualité de l'entreprise pour 1 à 8 ans d'expérience

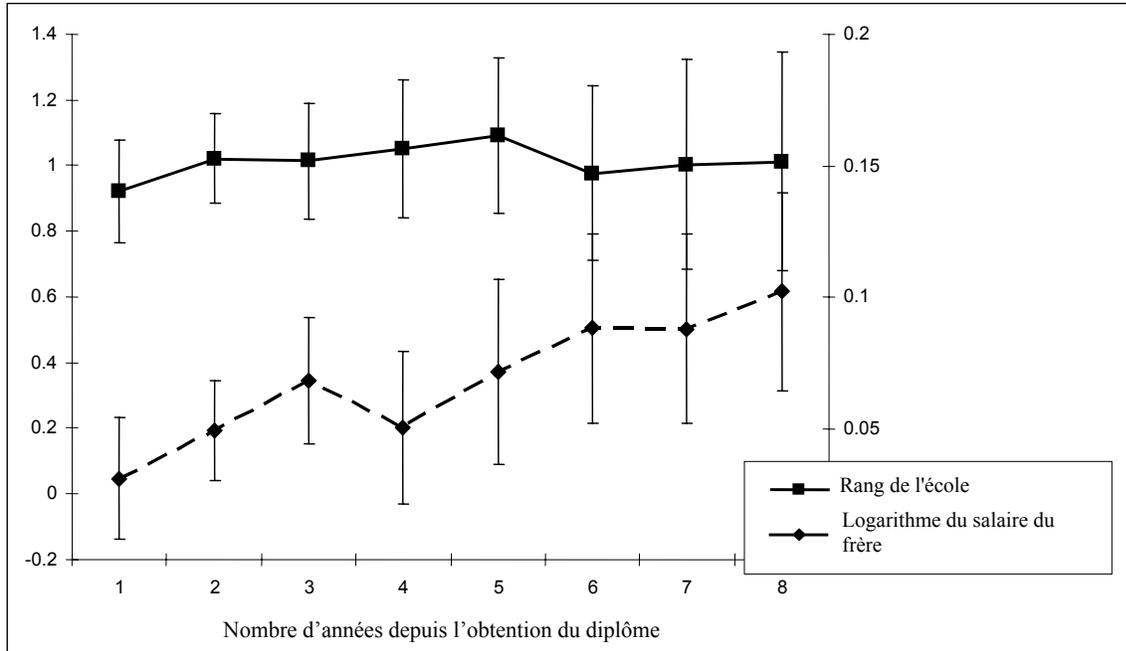


Note : Ce tableau présente l'estimation du coefficient (bande +/-1 d'erreur-type) de la régression de la qualité de l'entreprise après un certain nombre d'années depuis l'obtention du diplôme par rapport au rang de l'école fréquentée et au logarithme du salaire du père normalisé.

Figure 4
Effets du rang de l'école et du logarithme du salaire du frère sur
la qualité de l'entreprise pour 1 à 8 ans d'expérience

Rang de l'école
 (note moyenne en
 percentile par école)

Logarithme du
 salaire du frère



Note : Ce tableau présente l'estimation du coefficient (bande +/-1 d'erreur-type) de la régression de la qualité de l'entreprise après un certain nombre d'années depuis l'obtention du diplôme par rapport au rang de l'école fréquentée et au logarithme du salaire du frère normalisé.

Bibliographie

Altonji, Joseph A. et Charles R. Pierret. 2001a. « Employer learning and statistical discrimination ». *Quarterly Journal of Economics*. 116, 1 : 313–350.

Altonji, Joseph A. et Charles R. Pierret. 2001b. « Employer learning and the signaling value of education » Dans *Internal Labour Markets, Incentives and Employment*. I. Ohashi et T. Tachibanaki (réds). Londres : Macmillan Press Ltd., 1998 : 159–195.

Altonji, Joseph G. et James R. Spletzer. 1991. « Worker characteristics, job characteristics, and the receipt of on-the-job training ». *Industrial and Labor Relations Review*. 45, 1 : 58–79.

Barron, John M., John Bishop et William C. Dunkelberg. 1985. « Employer search: The interviewing and hiring of new employees ». *The Review of Economics and Statistics*. 67, 1 : 43–52.

Canadian Business. 2000. « Canadian Business School Rankings ». Canadian Business Magazine. Octobre.

Cook, Katherine et Andrew Demnati. 2000. « Weighting the Intergenerational Income Data File ». Division des méthodes d'enquêtes sociales, Statistique Canada. Polycopie.

Demougin, Dominique et Aloysius Siow. 1994. « Careers in Ongoing Hierarchies ». *American Economic Review*. 84, 5 : 1261–1277.

Farber, H. et R. Gibbons. 1996. « Learning and Wage Dynamics ». *Quarterly Journal of Economics*. 111, 4 : 1007–1047.

Gibbons, Robert et Lawrence F. Katz. 1991. « Layoffs and Lemons ». *Journal of Labor Economics*. 9, 4 : 351–380.

Gibbons, Robert et Michael Waldman. 1999. « Careers in organizations: Theory and evidence » Dans *Handbook of Labor Economics*. Volume 3 : 2373–2428. D. Ashenfelter et D. Card (réds)., Amsterdam : Elsevier Science B.V.

Hartog, Joop. 1980. « Earnings and Capability Requirements ». *Review of Economics and Statistics*. 62, 2 : 230–240.

Laband, David N. et Bernard F. Lentz. 1992. « Self-Recruitment in the Legal Profession ». *Journal of Labor Economics*. 10, 2 : 182–201.

Landers, Renee M., James B. Rebitzer et Lowell J. Taylor. 1996. « Rat race redux: Adverse selection in the determination of work hours in law firms ». *American Economic Review*. 86, 3 : 329–348.

Lillard, Lee A. et Hong W. Tan. 1986. « Private sector training: Who gets it and what are its effects? » Rand Report : R-3331-DOL/RC.

Maclean's Magazine. 1997. « The Law School Survey ». *Maclean's Magazine*. Octobre. 6 : 34–35.

Murphy, Kevin M., Andrei Shleifer et Robert W. Vishny. 1991. « The allocation of talent: Implications for growth ». *Quarterly Journal of Economics*. 106, 2 : 503–530.

O'Flaherty, Brendan et Aloysius Siow. 1995. « Up-or-out rules in the market for lawyers ». *Journal of Labor Economics*. 13, 4 : 709–735.

Oi, Walter Y. et Todd L. Idson. 1999. « Firm size and wages ». Dans *Handbook of Labor Economics*. 2165–2211. O. Ashenfelter et D. Card (rév). Amsterdam : Elsevier Science B.V.

Sattinger, Michael. 1993. « Assignment models of the distribution of earnings ». *Journal of Economic Literature*. 31, 2 : 831–880.

Spence, Michael A. 1973. « Job market signalling ». *Quarterly Journal of Economics*. 87, 3 : 355–374.

Solon, Gary. 1999. « Intergenerational Mobility in the Labour Market » Dans *Handbook of Labor Economic*. Volume. 3A : 1761–1800. O. Ashenfelter et D. Card (rév), Amsterdam : Elsevier Science B.V.

Spurr, Stephen J. 1987. « How the market solves an assignment problem: The matching of lawyers with legal claims ». *Journal of Labor Economics*. Partie 1, 5, 4 : 502–532.

Spurr, Stephen J. 1990. « Sex Discrimination in the Legal Profession: A Study of Promotion ». *Industrial and Labor Relations Review*. 43 : 406–417 (April 1990).

Waldman, Michael. 1990. « Up-or-Out-Contracts: A Signaling Perspective ». *Journal of Labour Economics*. 8, 2 : 230–250.