

Discrimination statistique à l'embauche et apprentissage des employeurs : une analyse selon le genre

Arnaud Dupray

Département entrées et évolutions dans la vie active, Céreq
dupray@cereq.fr

Stéphanie Moullet

Laboratoire d'économie et de sociologie du travail (LEST),
Aix-Marseille Université

Céreq
10, place de la Joliette BP21321
Marseille Cedex 02

Ce document est présenté sur le site du Céreq afin de favoriser la diffusion et la discussion de résultats de travaux d'études et de recherches. Il propose un état d'avancement provisoire d'une réflexion pouvant déboucher sur une publication. Les hypothèses et points de vue qu'il expose, de même que sa présentation et son titre, n'engagent pas le Céreq et sont de la responsabilité des auteurs.

décembre 2012

SYNTHÈSE

Les caractéristiques productives des hommes et des femmes peuvent être évaluées différemment lors de leur entrée sur le marché du travail si certains signaux de productivité ne sont pas perçus avec le même niveau de précision selon le sexe. L'hypothèse de signaux de productivité plus « bruyants » pour les femmes relève d'un mécanisme de discrimination statistique qui s'amortirait avec l'apprentissage des employeurs sur les productivités individuelles à mesure qu'elles acquièrent de l'expérience professionnelle et révèlent leurs aptitudes. Afin de tester un tel mécanisme, on s'appuie sur les travaux d'Altonji et Pierret (1997, 2001) pour spécifier un modèle qui rend compte de la détermination des salaires en présence d'incertitude à l'embauche et d'un apprentissage des employeurs, progressif avec l'expérience, sur les productivités individuelles. Le papier représente à ce titre et à notre connaissance une des premières tentatives de test empirique de ce modèle dans le cas français.

Des régressions de gains sur données empilées, à partir de l'enquête Génération 98, sont estimées en adoptant plusieurs spécifications de l'expérience et en traitant, le cas échéant, son endogénéité. En examinant les rôles de l'ancienneté et de l'expérience comme supports de révélation de l'information, nous nous interrogeons sur l'existence d'un apprentissage qui serait plutôt de nature asymétrique. Enfin, on se demandera si l'intensité de l'apprentissage pourrait varier selon le signalement initial produit par le diplôme terminal. On s'attend à ce que des diplômes plus sélectifs livrent une information fiable dès l'insertion de leurs détenteurs, réduisant l'importance des apprentissages futurs.

Au total, les résultats empiriques ne confortent que partiellement le modèle de discrimination statistique envers les femmes avec apprentissage des employeurs. Si l'éducation apparaît mieux valorisée à l'embauche pour les femmes que pour les hommes, c'est le cas aussi de caractéristiques productives réputées plus difficilement observables et corrélées négativement avec le niveau d'éducation. En revanche, ces dernières sont davantage prises en compte avec l'expérience pour les femmes, conformément aux hypothèses du modèle, conduisant à un effet salarial dépréciateur de plus forte ampleur que pour leurs homologues masculins. On vérifie en outre que l'effet de l'éducation avec l'expérience s'amortit dès lors que ces attributs productifs difficilement observables à l'embauche sont pris en compte dans la formation des salaires.

De surcroît, les résultats mettent en évidence que l'ancienneté dans l'entreprise – l'expérience dans l'emploi courant – serait porteuse d'un enrichissement informationnel plus conséquent pour les femmes que les expériences professionnelles précédentes, suggérant qu'une partie de l'information reste privée. Il en va autrement pour les hommes, puisque l'expérience d'emplois antérieurs et celle accumulée dans l'emploi courant semblent jouer des rôles comparables en matière d'apport de nouvelles informations productives.

En distinguant les diplômes finaux selon le caractère professionnel ou général des enseignements et la sélectivité du cursus, il semble que l'apprentissage varie légèrement en étant de moindre ampleur pour les sortants des diplômes les plus professionnalisés et sélectifs. Toutefois, les écarts de valeurs des coefficients ne ressortent pas significativement différents et ne permettent pas de conclure.

Ces éléments de résultats invitent à l'avenir à poursuivre les investigations en explicitant davantage les contextes de révélation de l'information qui peuvent grandement varier selon la nature des postes occupés et à se doter d'indicateurs continus plus pertinents pour représenter des attributs productifs qui seraient difficilement observables lors de l'entrée sur le marché du travail.

Des versions antérieures de ce travail ont été communiquées aux 28èmes *Journées de Microéconomie Appliquée (JMA)*, Sousse les 2 et 3 juin 2011 et à la 23ème conférence annuelle de la *Society for the Advancement of Socio-Economics (SASE)*, Madrid du 23 au 25 juin 2011.

SOMMAIRE

INTRODUCTION	5
1. APPROCHE THÉORIQUE DE L'APPRENTISSAGE DES EMPLOYEURS	6
2. SPÉCIFICATIONS EMPIRIQUES DU MODÈLE	9
3. LES DONNÉES : L'ENQUÊTE GÉNÉRATION 98 ET SES RÉINTERROGATIONS	12
4. RÉSULTATS	16
4.1. Un apprentissage plutôt asymétrique ?.....	21
4.2. Un apprentissage variable en fonction du type de diplôme de fin d'études ?.....	24
5. CONCLUSION	26
RÉFÉRENCES	29
ANNEXE	33

INTRODUCTION

Les approches de la discrimination statistique renvoient à l'existence d'une différence de traitement en raison d'une incertitude de nature statistique sur la productivité d'un groupe, dit minoritaire (Aigner et Cain, 1977). Si l'espérance de productivité est plus imprécise pour les membres appartenant à celui-ci, ces derniers pourront éprouver plus de difficultés à rentabiliser leurs mobilités (Oettinger, 1996) ou la firme se retrouver contrainte dans la réalisation des meilleurs appariements (Lundberg, 1991). Il s'en suit une moindre rémunération en moyenne pour les membres du groupe minoritaire.

Dans le cas de la France, compte tenu des écarts de salaire à l'embauche constatés entre hommes et femmes possédant le même passé en termes de capital socio-culturel et scolaire (Leminez et Roux, 2002 ; Dupray et Moullet, 2004, 2005), on peut supposer que celles-ci sont potentiellement exposées à une discrimination de nature statistique¹. Cette dernière peut relever d'anticipations plus incertaines des employeurs sur leur attachement à l'emploi ou d'une variance plus grande de leurs productivités à productivité moyenne donnée etc... Ici, on se focalisera sur une « discrimination par défaut d'information », tentative pour traduire la notion de « screening discrimination », pour la première fois exposée par Cornell et Welch (1996). Cette forme de discrimination retient que les productivités sont distribuées de manières identiques entre hommes et femmes mais que les signaux de productivité sont plus bruyants au sein du second groupe qu'au sein du groupe masculin.

A partir d'évaluations sur les productivités individuelles collectées auprès d'employeurs, Pinkston (2003) met ainsi en évidence que la rémunération à l'embauche des femmes dépend moins de leurs signaux initiaux de productivité que celle des hommes et que l'impact de la performance productive individuelle sur le salaire s'accroît davantage avec l'ancienneté pour elles que pour eux.

Le propos ici est donc de tester l'existence d'une telle forme de discrimination pour les femmes en prenant appui sur le modèle d'apprentissage par les employeurs initié par Farber and Gibbons (1996) puis repris et développé par Altonji et Pierret (1997, 2001). L'idée est que la productivité des individus est imparfaitement observée à l'embauche et que les employeurs parviennent à obtenir de nouvelles informations via l'expérience des individus, et ce faisant, actualisent leurs évaluations productives en comptant davantage sur ces nouvelles informations que sur les signaux d'éducation.

L'approche de la discrimination statistique à partir d'un cadre d'apprentissage sur les productivités individuelles avec l'expérience professionnelle revient à faire l'hypothèse d'un traitement différencié selon les groupes dans la prise en charge des signaux de productivité à l'embauche. En se plaçant à l'entrée sur le marché du travail, l'idée est que si l'éducation a un rôle de signalement de la productivité individuelle, laquelle est inobservable (ou imparfaitement observable) *a priori* par les employeurs, ce rôle devrait graduellement diminuer avec l'expérience à mesure que les employeurs sont en capacité de parfaire leur évaluation initiale à partir de nouvelles mesures de la productivité et dès lors que ces apports informationnels sont corrélés à l'information initiale livrée par le signal éducatif. Une condition implicite à ce raisonnement est que le signal éducatif de productivité ne soit pas parfait, au sens où il permettrait de discriminer entre des catégories d'individus parfaitement homogènes du point de vue de leur capacités productives, sans quoi les informations acquises par la suite ne feraient que confirmer l'appréciation initiale en ne modifiant pas l'effet salarial de l'éducation.

Cette approche appelle une démarche empirique qui renvoie aux travaux de Layard et Psacharopoulos (1974), lesquels ont proposé de tester l'existence d'un signal éducatif en évaluant comment son rendement évolue avec le temps passé sur le marché du travail. Les travaux plus récents de Jaeger et Page (1997), Belman et Heywood (1997) ou Frazis (2002) confirment l'existence de tels effets de signalement ou de parchemin dans le cas des États-Unis.

¹ Les disparités de salaire entre hommes et femmes en cours de carrière ont par ailleurs été largement documentées (Havet, 2004, Meurs et Ponthieux, 2006).

Le premier point de cet article rappelle la logique du modèle de Altonji et Pierret (2001), on esquisse alors un modèle théorique à partir duquel des implications testables empiriquement sont dégagées. Nous en dérivons en particulier des hypothèses sur l'existence d'un apprentissage qui serait plutôt de nature asymétrique et d'effets d'apprentissage variables selon le type de diplôme de fin d'études détenu par les individus. Dans un deuxième temps, on détaille les données et spécifications utilisées pour les traitements empiriques. Les résultats sont exposés dans la partie suivante avant de les discuter et d'en livrer les principaux enseignements dans un point de conclusion.

1. APPROCHE THÉORIQUE DE L'APPRENTISSAGE DES EMPLOYEURS

Le modèle d'Altonji et Pierret (2001) permet d'élucider comment le rendement de l'éducation évolue à mesure que les individus acquièrent de l'expérience sur le marché du travail. La démarche est de régresser les salaires sur deux types de variables, les une accessibles à l'employeur à l'embauche, les autres qualifiées de difficilement observables, les unes et les autres étant corrélées à la productivité individuelle non observable *a priori*. Le fait que ces deux mesures soient corrélées entre elles permet de prédire qu'avec l'accroissement de l'expérience professionnelle et l'arrivée de nouvelles informations sur la véritable productivité individuelle, le rendement des premières devrait diminuer tandis que celui des secondes, - dimensions difficilement observables *a priori* par les employeurs - devrait s'accroître. Ces auteurs ont ainsi suggéré d'évaluer la qualité des signaux de productivité de différents groupes de travailleurs à partir des écarts mesurés dans l'influence de l'arrivée de nouvelles informations productives sur les salaires des membres de ces groupes. La conséquence en est que ces effets salariaux en cours d'expérience devraient être amplifiés pour les individus appartenant au groupe dont les signaux de productivité sont à l'origine davantage entachés d'erreur. Il s'en suit que l'apprentissage informationnel, c'est-à-dire la prise en compte de « l'arrivée » de nouvelles informations sur les productivités individuelles avec l'expérience devrait avoir un plus grand impact salarial au sein du groupe correspondant, dit « minoritaire ». En effet, le déficit d'information initiale² pour ce groupe fait que les employeurs ont plus à apprendre des performances des membres de celui-ci que de celles relatives au groupe majoritaire dont les compétences productives sont mieux évaluées initialement.

On testera ici s'il existe une différence entre hommes et femmes dans la qualité des signaux individuels transmis sur le marché au moment de l'entrée dans la vie active sous l'hypothèse que les employeurs discriminent statistiquement les femmes à l'embauche mais réévaluent leur jugement à mesure qu'ils recueillent de l'information sur leur productivité avec l'expérience professionnelle.

² Le déficit initial d'information peut être davantage perçu qu'intrinsèque. Cela sera le cas si les employeurs n'accordent pas le même crédit à une information comme l'éducation compte tenu d'autres attributs des personnes comme par exemple le sexe.

Encadré 1: Un modèle d'apprentissage avec signal éducatif

Soit I_{0i} un indice de productivité individuelle difficile à observer à l'entrée sur le marché du travail. On reprend ci-dessous dans les grandes lignes la présentation adoptée par Pinkston (2006) à partir des approches de Altonji et Pierret (1997, 2001).

Soit φ le Log de la productivité réelle de l'individu i , $\varphi_i \sim N(p_i, \sigma_\varphi^2)$.

Supposons que l'indice de productivité dévie de φ selon un terme d'erreur dont la variance σ_{ij}^2 est plus importante pour un des groupes j , dit minoritaire que pour l'autre. On retient par ailleurs pour simplifier que la productivité du groupe minoritaire φ n'est pas différente ni en moyenne, ni en variance de celle du groupe majoritaire³. On a $I_{0i} = \varphi_i + \varepsilon_{0i}$ avec $\varepsilon_{0i} \sim N(0, \sigma_{ij}^2)$ et indépendant de φ pour chaque groupe j .

En supposant que le salaire du travailleur en Log est égal à la productivité espérée en Log, on obtient - par commodité, l'indice i pour les individus est laissé de côté dans les écritures qui suivent :

$$W_0 = E(\varphi/I_0) = (\sigma_{ij}^2 / (\sigma_{ij}^2 + \sigma_\varphi^2)) \cdot p + (\sigma_\varphi^2 / (\sigma_{ij}^2 + \sigma_\varphi^2)) \cdot I_0 = \alpha_{p0} p + \alpha_{I0} I_0 \quad (1)$$

Il apparaît immédiatement que la rémunération des membres du groupe minoritaire caractérisés par une variance σ_{ij}^2 plus élevée que pour l'autre groupe, dépendra davantage de la productivité moyenne du groupe que de sa propre information concernant sa productivité véhiculée par I_0 : $\alpha_{p0} > \alpha_{I0}$.

Une fois les travailleurs sur le marché, on peut supposer que les employeurs reçoivent des signaux complémentaires avec l'expérience t , relatifs à la productivité réelle des individus, I_{ti} avec : $I_{ti} = \varphi_i + v_{ti}$ où $v_{ti} \sim N(0, \sigma_v^2)$ où v , ε et φ sont indépendants entre eux.

On suppose ici que l'information est publique au sens où cette information devient accessible de la même façon à l'ensemble des entreprises du marché. Par ailleurs, l'hypothèse implicite est aussi que la variance de v_t ne diffère pas avec les années ni entre groupes. L'arrivée d'information est donc semblable pour les deux groupes.

Pour Lange (2007), implicitement avec le temps, σ_v^2 devrait tendre vers 0. Il introduit ainsi un ratio : $\sigma_{ij}^2 / (\sigma_{ij}^2 + \sigma_v^2)$ qui représente la vitesse d'apprentissage de l'employeur sur la productivité des salariés. A partir des données du NLSY, il montre que l'apprentissage des employeurs se concentre en début d'expérience professionnelle et que la réduction d'incertitude ainsi permise s'opère principalement au cours des dix premières années de vie professionnelle.

Le signal de productivité pour un groupe j est donc actualisé à la période t comme suit :

$$S_{ij} = (\sigma_v^2 / (t\sigma_{ij}^2 + \sigma_v^2)) \cdot I_{0j} + \sum_{\tau=1}^t (\sigma_{ij}^2 / (t\sigma_{ij}^2 + \sigma_v^2)) \cdot I_{t\tau} = \varphi + \mu_{ij} \quad (2)$$

$$\text{où } \mu_{ij} \sim N(0, \sigma_{ij}^2) \text{ et } \sigma_{ij}^2 = \sigma_{ij}^2 \sigma_v^2 / (t\sigma_{ij}^2 + \sigma_v^2) \quad (3)$$

L'espérance de gain connaissant S_{ij} vaudra alors :

$$E(\varphi/S_{ij}) = (\sigma_{ij}^2 / (\sigma_{ij}^2 + \sigma_\varphi^2)) \cdot p + (\sigma_\varphi^2 / (\sigma_{ij}^2 + \sigma_\varphi^2)) \cdot S_{ij} = \alpha_{pj} p + \alpha_{Ij} S_{ij} \quad (4)$$

C'est la variance des signaux actualisés σ_{ij}^2 qui permet de dégager des prédictions sur l'évolution des coefficients α avec l'expérience. Comme dans (1), α_{pj} croît avec σ_{ij}^2 alors que α_{Ij} décroît.

³ Cette double hypothèse pourrait être relâchée car sans influence sur la portée des prédictions dérivées.

⁴ Ou encore $E(\varphi/I_0) = r^2 \varphi I_0 + (1 - r^2 \varphi I) \varphi$ selon la théorie des distributions dans le cas de la loi Normale.

En particulier, α_{pj} devrait se réduire avec l'expérience et α_{lj} s'accroître dès lors que $d\sigma_j^2/t < 0$. Enfin, compte tenu du signe négatif de la dérivée seconde de σ_j^2 par rapport à t et σ_j^2 , il apparaît que α_{pj} devrait diminuer plus vite et α_{lj} augmenter plus vite avec l'expérience pour le groupe minoritaire que pour l'autre.

L'introduction d'un signal éducatif E , aisément observable par le marché permet d'inférer de la même façon comment son impact est susceptible d'être modifié avec l'expérience à mesure que l'information sur le signal « bruyant » est actualisée.

Soit $f(E) = \varphi + \eta$ où $\eta \sim N(0, \sigma^2_E)$ avec η indépendant de φ , de ε et des v_i .

De surcroît, on suppose que $f(E)$ et σ^2_E sont invariants entre les groupes et avec l'expérience professionnelle. Pour simplifier admettons que $f(E) = E$.

Il en ressort que :

$$E(\varphi / S_{ij}, E) = \alpha_{pj} p + \alpha_{Ej} E + \alpha_{Sj} S_{ij}$$

Comme précédemment, le premier coefficient est plus grand pour le groupe désavantagé, décroît avec t et de façon plus prononcée pour ce groupe. L'importance relative du dernier coefficient (par rapport à celui de l'éducation) est à l'inverse initialement plus faible pour le groupe minoritaire, s'accroît en valeur absolue avec t et davantage pour le groupe minoritaire. Les effets sur α_{Ej} qui concerne le signal éducatif dont l'information productive est non biaisée et indifférenciée entre les groupes, sont analogues à ceux relatifs à α_{pj} . L'impact initial de E sur le salaire (α_{E0j}) sera plus fort pour le groupe désavantagé compte tenu que l'autre signal de productivité I_0 pour ce groupe est moins précis. En outre, cette importance devrait décroître avec l'expérience et plus rapidement pour le groupe minoritaire.

A partir de ces éléments théoriques, il est possible de dériver un modèle économétrique et d'en tirer des hypothèses sur la valeur des coefficients avec l'expérience. Il faut pour cela trouver une variable *proxy* de I , soit R cette variable, qui soit corrélée à la productivité individuelle et avec l'éducation mais difficilement observable par les employeurs. Par ailleurs, il faut que σ^2_R et la covariance de R et de la productivité φ soient constantes avec l'expérience et que, $\sigma^2_{R\varphi} / \sigma^2_R$ soit identique pour les deux groupes j distingués – ce qui n'interdit pas que la variance de R puisse diverger entre les deux groupes de même que pour la moyenne de R .

Les prédictions théoriques faites plus haut admettaient implicitement que I et E étaient corrélées positivement à φ , la productivité individuelle réelle. Les prédictions tiennent toujours si I est corrélé négativement à φ et E . Cela sera le cas ici lorsque nous présenterons ci-dessous les indicateurs testés pour donner un contenu à R .

On peut dériver des considérations sur le modèle d'apprentissage (cf. encadré 1) une équation en forme réduite où la dépendante est le Log de salaire que l'on régresse sur une constante, une fonction $H(t)$ qui décrit l'évolution de la productivité avec l'expérience, où E spécifie les années d'études et R vaut pour un indicateur de productivité difficile à observer à l'embauche pour les employeurs mais dont l'information est susceptible de s'actualiser avec l'expérience t acquise sur le marché du travail.

$$W = \text{constante} + H(t) + \gamma_0 E + \gamma_t E.t + \beta_0 R + \beta_t R.t + v \quad (5)$$

On comparera les coefficients estimés à partir du modèle (5) avec une spécification qui ne retient que la variable éducation et son interaction avec l'expérience.

En effet, l'interaction entre R et t a vocation à représenter le flux d'informations productives accessibles avec l'expérience. En son absence, le coefficient de l'interaction de E et t ne devrait pas

changer. Toutefois, si d'autres dimensions que celles de nature informationnelle sur la productivité individuelle contribuent à rendre positif l'interaction entre E et t, alors l'introduction de R et t devrait simplement impliquer une baisse de la valeur du coefficient de E.t.

Finalement, on peut à ce stade résumer les hypothèses de la façon suivante :

- E devrait plus peser à l'embauche sur le salaire du groupe minoritaire et l'impact relatif de R par rapport à E, toujours à l'embauche, devrait y être plus faible que pour le groupe majoritaire.
- L'interaction de R et t devrait croître en valeur absolue avec l'expérience et jouer sensiblement plus fortement pour le groupe désavantagé.
- Le coefficient de E croisée avec t devrait diminuer dès lors que la spécification intègre l'interaction entre R et t.

2. SPÉCIFICATIONS EMPIRIQUES DU MODÈLE

Si la variable d'éducation ne fait pas problème dans les travaux empiriques (elle est mesurée la plupart du temps par la durée de formation initiale standard correspondant au plus haut niveau de diplôme, démarche qui sera suivie ici), le choix de la variable R est moins évident et souvent dicté par les données utilisées.

Dans de nombreux travaux sur données américaines, notamment à partir du NSLY (Farber et Gibbons, 1996 ; Altonji et Pierret, 2001 ; Pinkston, 2006 ; Lange 2007 ; Arcidiacono, Bayer and Hizmo, 2010) c'est le résultat au test AFQT (Armed Forces Qualification Test) qui représente la variable individuelle corrélée avec la productivité et difficilement observable⁵. Certains auteurs ont aussi testé d'autres variables supposées corrélées à la productivité individuelle mais également jugées peu observables par les employeurs : c'est le cas des niveaux de salaire des frères et sœurs de l'intéressé, du niveau d'éducation du père de ceux-ci ou d'une information relative à l'environnement socio-culturel familial de la personne comme le fait de posséder une carte de bibliothèque à l'âge de 14 ans. On pourrait ajouter le temps que les parents consacrent à leurs enfants, notamment dans le suivi de leurs études, comme facteur de développement du capital humain (Bloemen & Stanca, 2008) ou la richesse des parents qui impacte le développement de l'enfant (Auginbaugh, Gittleman, 2003) et de fait, sont susceptibles d'influer sur leur performance professionnelle future.

Le plus haut niveau d'éducation du père ou de la mère est également en mesure d'être mobilisé compte tenu de son impact sur le niveau d'études des enfants et sur les compétences développées pendant les études (Place et Vincent, 2009) et sur le marché du travail (Charrette, Meng, 1998). Cette dimension du plus haut niveau d'éducation des parents a notamment été utilisée par Bauer et Haisken-DeNew (2001) pour spécifier la variable difficilement observable corrélée à la productivité. Ces derniers ne trouvent pas alors d'effet global d'apprentissage des employeurs avec l'expérience dans le cas de l'Allemagne.

Ne disposant pas de ce genre d'informations dans les données utilisées, nous avons opté pour des informations relatives au parcours éducatif de l'individu que l'on peut supposer corrélées à leur niveau d'études lorsqu'ils entrent sur le marché du travail et à leur capacité productive. On a ainsi élaboré un indicateur composite combinant des attributs qui limitent la réussite scolaire du jeune et sont potentiellement corrélés à une moindre performance sur le marché du travail. Celui-ci prend en

⁵ Le terme « difficilement » pouvant renvoyer simplement au fait que les employeurs sont illégitimes à réclamer de telles informations lorsqu'ils recrutent un candidat. La non observabilité par les employeurs du résultat de ce test est discutée de manière approfondie par Lang (2007).

compte l'âge à l'entrée en sixième⁶, l'origine rurale de la résidence à ce moment et le motif « lassitude » d'arrêt des études. Il prend des valeurs allant de -1 à 4, 4 indiquant la capacité la plus faible de réussite aux études et de performance dans l'emploi – par hypothèse la productivité est croissante avec le niveau de diplôme acquis dans une logique de capital humain. On s'attend donc à ce que la révélation avec l'expérience de l'information inhérente aux composantes de cet indicateur ait un impact négatif sur le niveau de salaire.

En parallèle, on a testé un simple indicateur en continu allant de -2 à 3, croissant avec les années de retard à l'entrée en sixième (11 ans étant considéré comme l'âge normal). Certes, on pourrait arguer qu'un redoublement peut se déduire de l'âge auquel on obtient un diplôme mais des détours par différentes filières, notamment dans le supérieur, peuvent aussi causer un retard sans pour autant être assimilables à des redoublements. En conséquence, l'effectivité des redoublements comme leur positionnement dans le cursus ne sont pas *a priori*, identifiables.

La lassitude rend compte d'une variable non observée de motivation, de persévérance ou de ténacité pour accomplir et réussir un objectif contraignant, comme l'obtention d'un diplôme. Des travaux sur les jeunes d'origine rurale (Arrighi, 2004), on sait qu'ils privilégient des études courtes et une insertion en milieu rural qui ne leur offre pas forcément les meilleures opportunités de carrière. La poursuite d'études longues passe en effet pour ces jeunes par des mobilités géographiques significatives auxquelles ils ne sont pas forcément prêts à consentir.

Il faut ensuite convenir de l'idée que la qualité de ces informations puisse différer entre les groupes à l'entrée sur le marché du travail, ou ce qui revient au même que ces informations puissent être décodées et interprétées différemment. Deux arguments théoriques ont principalement été mis en avant, celui de langages et de modes de communication de nature spécifique au sein des groupes ethniques ou de genre différents qui feraient que l'information productive sur un groupe serait plus aisément accessible par les membres de celui-ci (Lang, 1986). Lundberg et Startz (1983) insistent sur des différences de confrontation des employeurs aux membres du groupe majoritaire et à ceux du groupe minoritaire respectivement, les laissant plus démunis face à ces derniers dans la construction de correspondances entre signaux d'aptitudes et productivités effectives⁷. En dépit des progrès culturels et sociaux, on peut également supposer l'existence d'inférences de certains employeurs à propos d'une plus forte hétérogénéité des motivations professionnelles et des rapports au travail au sein du groupe minoritaire. On pourrait invoquer le statut de pourvoyeur de ressources par son travail relevant d'un sens commun social qui va plus de soi pour un groupe que pour un autre, en l'occurrence par construction historique et sociale pour les hommes davantage que pour les femmes⁸. Au total, si les dimensions difficilement observables à l'embauche permettent d'informer la continuité du rapport à l'exercice d'une activité professionnelle, leur révélation aura potentiellement plus de portée pour les femmes que pour les hommes.

Sur le plan empirique, dans un premier temps, l'expérience potentielle puis effective nous servira de support au mécanisme d'arrivée des informations en accord avec une perspective où les nouvelles informations productives révélées sur le marché sont publiques.

Cependant, si on adopte un cadre d'information asymétrique mis en exergue entre autres par les approches de Greenwald (1986), Milgrom et Oster (1987), Katz et Ziderman (1990) ou Waldman (1996), on peut supposer que l'ancienneté dans un emploi permet à l'employeur courant de disposer

⁶ Des études ont montré que le retard à l'entrée en sixième était prédictif d'un taux d'échec plus important dans le supérieur et d'arrêts d'études précoces (Coudrin, 2006 ; Lemaire et al. 2007).

⁷ Cet argument peut avoir une certaine portée lorsque la minorité en question est apparue récemment sur le marché du travail ou certains segments d'emplois, mais elle semble moins fondée pour la plupart des secteurs et des professions lorsqu'on considère la population féminine, notamment parmi les jeunes générations.

⁸ Il serait d'ailleurs plus juste d'évoquer le statut inverse d'homme ou de femme au foyer, moins socialement acceptable dans le premier cas que dans le second. L'interruption effective de l'activité professionnelle dans les premières années suivant la naissance des enfants demeure socialement plus envisageable pour les femmes que pour les hommes.

d'un avantage dans la collecte de nouvelles informations productives et qu'il récupère à cet égard une information privée par rapport à celle accessible pour le marché. De surcroît, depuis les travaux de Waldman (1984), les contributions de Bernhardt et Scoones (1993), Bernhardt (1995), ont mis en lumière comment une information favorable de nature privée pouvait être manipulée stratégiquement par l'employeur, de façon à conserver ses meilleurs éléments et à ne pas favoriser d'enchères dans les propositions salariales concurrentes. Il en ressort qu'il peut exister un découplage entre l'acquisition de nouvelles informations sur les productivités individuelles par l'employeur et le niveau de leur reconnaissance salariale si celui-ci cherche à préserver son avantage informationnel. Cette objection a potentiellement moins d'incidence pour nous, puisque l'information véhiculée par la variable de retard scolaire simple ou par la variable combinée est plutôt négative et donc moins exposée à un usage stratégique⁹. En d'autres termes, l'employeur n'a pas de raison d'éviter d'exprimer par le salaire l'accès à une information débouchant sur une révision à la baisse de l'évaluation productive initiale.

Des modèles d'information asymétriques testables empiriquement ont depuis été proposés par Schönberg (2007) et Pinkston (2009) et suivant les travaux d'Altonji et Pierret, ils basent en partie leur test empirique sur les effets de l'ancienneté comparativement à ceux de l'expérience antérieure sur le rendement de l'éducation et celui de l'indicateur de productivité initialement difficilement observable.

Dans ce cadre, on peut tenter d'adopter une nouvelle spécification de (5) où l'expérience effective est divisée en deux composantes : l'ancienneté chez l'employeur courant, a et l'expérience professionnelle acquise auprès d'autres employeurs et donc nette de la dernière expérience, $(t-a)$ ¹⁰.

$$W = c + H(t) + \sum \delta X + \gamma_0 E + \gamma_{tn} E.(t-a) + \gamma_{ta} E.a + \beta_0 R + \beta_{tn} R.(t-a) + \beta_{ta} R.a + v \quad (6)$$

où c est la constante, X renvoie à l'ensemble des autres caractéristiques contrôlées dans le modèle et où $H(t)$ exprime le trend d'évolution de la productivité avec l'expérience.

On peut à partir de là, porter un premier diagnostic sur la portée davantage publique ou privée des informations productives. Si cette information est de nature avant tout privée, alors $\beta_{ta} > \beta_{tn}$ et à la limite, $\beta_{tn} = 0$ et $\gamma_{ta} > \gamma_{tn}$ avec $\gamma_{tn} \geq 0$. Si l'information est publique, les valeurs des coefficients des interactions avec l'ancienneté d'une part, avec l'expérience nette d'autre part, ne devraient pas être significativement différentes entre elles.

Remarquons que cette expérience nette se compose à la fois d'expériences acquises auprès d'employeurs précédents et de mobilités, c'est-à-dire de transitions entre ces épisodes d'emploi. En effet, plus les mobilités ont été nombreuses, plus est élevée la probabilité que l'ancienneté dans l'emploi courant soit courte, et donc que l'expérience nette soit importante. Si l'information acquise via l'ancienneté est rendue publique avec la mobilité, l'ajout d'interactions entre le nombre d'employeurs et les variables d'éducation et de productivité inobservée devraient présenter un effet similaire à celui reposant sur la composante « anciennetés antérieures » et ne devraient pas modifier les effets d'interaction avec la variable globale d'expérience nette, $(t-a)$.

Dans le cas contraire, cela concorderait avec l'hypothèse d'un apprentissage de nature plutôt asymétrique.

A cet effet, on examinera les coefficients de l'équation (7) qui seront comparés à ceux de l'équation(6).

⁹ Rien n'empêcherait en théorie de concevoir une utilisation stratégique d'une information défavorable mais la rationalité de l'employeur par rapport à la dissimulation de celle-ci serait plus difficile à construire et de fait, à notre connaissance, les modèles d'asymétrie d'information sur le marché du travail se placent implicitement dans une perspective où l'information privée est favorable.

¹⁰ Spécification aussi testée par Bauer et Haisken-Denew (2001).

$$W = c + H(t) + \sum \delta X + \gamma_0 E + \gamma_{tn} E.(t-a) + \gamma_{ta} E.a + \gamma_m M + \beta_0 R + \beta_{tn} R.(t-a) + \beta_{ta} R.a + \beta_m M + v \quad (7)$$

En présence de M qui traduit le nombre de changements d'employeurs, la composante (t-a) ne reflète plus que la partie durée passée en emploi de l'expérience professionnelle antérieure.

Enfin, en prenant le contre-pied de la remarque conclusive de Schönberg (2007) selon laquelle la meilleure preuve de l'absence d'apprentissage asymétrique est que les mobiles ne sont pas négativement sélectionnés, on examinera ce qu'il en est pour notre cohorte de jeunes français en début de carrière. Pour ce faire, les distributions des valeurs des indicateurs de productivité inobservée et de l'éducation seront examinées en fonction du nombre d'employeurs, proxy de l'importance des mobilités au sein du parcours sur le marché du travail.

Une autre interrogation en suspens, est celle du rythme avec lequel de nouvelles informations productives non décelables au départ se révèlent avec l'expérience passée en emploi.

Arcidiacono *et al.* (2010) montrent que l'apprentissage n'intervient pas forcément à la même vitesse selon le signal éducatif véhiculé par le diplôme. Les diplômés délivrés à l'issue de cursus assurant un meilleur tri et dont la reconnaissance sur le marché du travail est excellente suffiraient à prédire la compétence productive de leurs détenteurs comparativement à d'autres diplômes aux enseignements et transferts de savoirs plus hétérogènes ou moins poussés. Ce résultat coïncide avec les prédictions du modèle d'apprentissage de Habermalz (2010) étendu à la prise en compte de différentes capacités d'attention que l'employeur peut déployer selon le type de travailleur auquel il a affaire. Le modèle prédit ainsi que l'employeur va consacrer une attention, et donc faire montre d'une capacité d'apprentissage plus importante, envers les salariés qui contribuent le plus directement à l'activité et aux profits de l'entreprise. La traduction pratique en est que deux individus présentant des « halos » d'incertitude comparables sur leur productivité seront ainsi traités différemment si l'un est recruté par exemple sur un poste d'encadrement ou de chef de projet et l'autre sur un poste moins qualifié avec peu de responsabilités. Il en découle que les individus recrutés pour occuper des postes sensibles aux niveaux de qualification élevés feraient l'objet d'efforts d'apprentissage plus importants, c'est bien ce que met en évidence Galindo-Rueda (2003) pour les cols blancs sur le marché du travail britannique¹¹.

En accord avec ces développements, on pourra comparer ce qu'il en est d'années d'études obtenues à l'issue de cursus sélectifs et professionnalisés comme les DUT-BTS et diplômes des grandes écoles en France et ce qu'il en est pour les titulaires de diplômes du secondaire général ou universitaires de filières peu spécialisées. Si les résultats s'accordent à ceux de Arcidiacono *et al.* (2010), on devrait constater que l'effet salarial avec l'expérience de la variable non observée est plus sensible pour les diplômés de sortie dont l'effet de signalement est le moins marqué, c'est-à-dire ceux des filières générales et particulièrement lorsqu'ils sont de niveaux modestes.

3. LES DONNÉES : L'ENQUÊTE GÉNÉRATION 98 ET SES RÉINTERROGATIONS

L'analyse est conduite à partir de l'enquête *Génération 98* réalisée par le Céreq (Centre d'études et de recherche sur l'emploi et les qualifications). Elle comporte quatre interrogations successives, en 2001, 2003, 2005 et 2008. Elle interroge à chacune de ces dates une population de jeunes sortis du système éducatif en 1998, représentative de l'ensemble des sortants de tous niveaux et spécialités de formation initiale en France métropolitaine. Il s'agit d'une enquête rétrospective, les individus interrogés

¹¹ Les derniers travaux sur la question vont plus loin en mettant en évidence que l'apprentissage est variable selon le type d'emploi d'affectation (Mansour, 2012) et le type de compétence requise dans l'emploi (Light and McGee, 2012).

décrivant *mois par mois* à l'aide d'un calendrier professionnel la situation dans laquelle ils se trouvent (emploi, chômage, inactivité...) depuis leur sortie de formation initiale jusqu'à la date d'interrogation. Le premier emploi obtenu après la sortie du système éducatif de même que l'emploi décrit aux dates d'interrogation bénéficient d'une information détaillée.

La quatrième interrogation au printemps 2008 permet d'élargir la fenêtre d'observation au-delà de l'entrée dans la vie active et d'éclairer les débuts de carrière en essayant de saisir certains déterminants qui président à leur différenciation. A cette étape, la population interrogée pour la quatrième fois est restreinte à 11 000 individus alors qu'en 2001 près de 55 000 jeunes furent enquêtés¹². L'enquête couvrant les dix premières années de vie active permet ainsi d'observer les effets salariaux, dans un temps suffisamment long, des caractéristiques productives des individus, de leur niveau d'études ainsi que d'autres caractéristiques, variables *proxy* de leurs aptitudes, et peu observables par les employeurs.

Notre contribution portant sur les effets de l'expérience au sens large sur l'impact salarial de l'éducation et des aptitudes des individus dans un cadre comparatif hommes-femmes, la population étudiée est restreinte à celle en emploi appartenant au secteur privé, et travaillant à temps plein. On limite ainsi les effets d'hétérogénéité qui ne manqueraient pas de poser problème si les emplois publics et les temps partiels étaient inclus dans l'analyse.

On restreint également la population aux individus présents en emploi au moins trois fois. Plus précisément, on retient les jeunes dont le premier emploi à temps plein dans le secteur privé débute avant janvier 2001¹³ (et qui n'ont jamais travaillé ou été stagiaires en cours d'études chez cet employeur¹⁴) et qui est au minimum observé à l'interrogation de 2005 (après 7 ans de vie active) ou à l'interrogation de 2008 (soit après 10 ans d'expérience). L'échantillon de travail est donc tel que l'information sur un premier emploi obtenu avant 2001 soit disponible pour tous et tel qu'à la dernière observation, l'individu compte au moins sept années de présence théorique sur le marché du travail, de façon à ce que les effets de l'expérience puissent être examinés sur un horizon suffisant. Les estimations sont donc précédées à chaque fois d'une équation de sélection selon la méthode d'Heckman en deux étapes, tenant compte de cette double contrainte: temporelle pour les présences et de statut d'emploi, puisqu'on ne travaille que sur les salariés dans le privé à temps plein. Certaines caractéristiques non observées peuvent en effet à la fois contribuer à cette sélection et expliquer les niveaux de salaire. De ce fait, et compte tenu de l'importance, parmi les femmes, du travail à temps partiel et des emplois dans la sphère publique - 37 % d'entre elles travaillent dans la Fonction Publique à 3 ans, 42 % après 10 ans de vie active, l'effectif féminin se retrouve fortement écrêté. Partant d'un échantillon de 63 014 individus-années, où les femmes représentent plus de 47 % de l'effectif; on aboutit à un échantillon final de 17 970 observations dont seulement 5 334 pour la population féminine. Le tableau 1 ci-dessous renseigne sur la constitution du panel construit sur la base des différentes interrogations de l'enquête.

Pour le premier emploi obtenu après la fin des études, on compte 4 133 individus observés dont 30,4 % de femmes (cf. Tableau 1). En 2001, trois ans après la sortie de formation initiale, 3 681 individus sont en emploi à temps plein dans le privé, dont près de 30 % de femmes. Enfin, au bout de 10 ans d'expérience sur le marché du travail, la population observée compte 2 546 individus (14,2 % de l'ensemble des observations), avec une proportion de femmes un peu plus faible qu'aux vagues précédentes. L'infléchissement notable du nombre d'individus observés en 2008 s'explique par l'attrition et la baisse sensible de la taille de la population enquêtée.

¹² Notons que l'écart d'observations ne correspond pas à l'attrition car seule une partie de la population enquêtée en première vague (à trois ans), environ 33 000 individus, a été enquêtée à cinq ans, où seulement environ 22 000 jeunes ont répondu.

¹³ Pour que l'information sur ce premier emploi soit bien distincte de celle obtenue via la description de l'emploi détenu à la première vague d'enquête, au printemps 2001.

¹⁴ Ceci afin de ne pas fausser l'évaluation à l'embauche des effets en considération. Une connaissance préalable du candidat par l'employeur a par exemple toutes les chances de diminuer à la fois la portée du signal éducatif et le potentiel informationnel des caractéristiques difficilement observables à l'embauche.

Tableau 1

Part des femmes et populations du panel

Dates d'observation	1 ^{er} emploi	2001	2003	2005	2008
Part des femmes (%)	30,4	29,6	30,1	29,4	28,6
Nombre d'individus	4 133	3 681	3 691	3 919	2 546
Part dans le panel (%)	23,0	20,5	20,5	21,8	14,2

Source : Génération 98, interrogations 2001, 2003, 2005, 2008

Champ : Jeunes en emploi à temps plein dans le secteur privé, dont le premier emploi a débuté avant janvier 2001 et observés au moins pendant 7 ans de vie active.

Les données de chaque vague sont empilées de sorte que l'on obtient de trois à cinq observations par individu. Pour chacun, on calcule son expérience effective sur le marché du travail qui est la durée cumulée des séquences d'emploi effectuées à chaque date d'interrogation. Pour les hommes comme pour les femmes, ce temps passé en emploi est en moyenne de 4,1 années (cf. Tableau 2) sur l'ensemble des observations individuelles. Cette durée plutôt modeste s'explique par le fait que le salaire du premier épisode d'emploi est celui perçu à l'embauche, et donc précédé d'une expérience professionnelle nulle par définition¹⁵. L'expérience potentielle correspond à la durée théorique d'emploi possible entre le mois suivant le mois de sortie du système scolaire et le mois d'enquête, quelle que soit la vague concernée. Elle inclut donc notamment le temps passé au chômage, en inactivité ou en formation et reprise d'études tout au long du parcours. Cette expérience potentielle ou théorique est en moyenne pour les deux sexes de plus de six mois supérieure à l'expérience effective. Enfin, on distingue l'expérience effective et l'expérience effective nette de la durée de l'ancienneté dans l'emploi occupé au moment de l'interrogation. L'ancienneté moyenne est de 2,6 ans pour les salariés masculins contre 2,8 années pour leurs homologues féminins, écart qui se retrouve dans l'expérience nette plus importante pour les hommes.

Les salaires des individus sont exprimés en euros constants 2008, ils correspondent à la rémunération mensuelle nette, primes incluses¹⁶. Le salaire moyen des hommes dépasse celui des femmes de près de 9 %. La durée de scolarité est définie comme le nombre d'années nécessaires pour atteindre le plus haut diplôme obtenu à partir de l'âge de 6 ans. Les femmes obtiennent en moyenne des diplômes plus élevés que les hommes et passent ainsi, toujours en moyenne, une année de plus dans le système éducatif.

Le retard scolaire est mesuré à l'entrée en classe de sixième. Si les femmes font des études plus longues, elles redoublent aussi moins souvent que les hommes dans l'enseignement élémentaire : le retard scolaire à l'entrée dans l'enseignement secondaire est de l'ordre de 0,13 années pour les premières et de 0,3 années en moyenne pour les seconds. L'indicateur composite (IC) qui accorde un poids plus important au fait d'avoir connu un redoublement – mais qui ne tient pas compte du nombre d'années de retard – qu'aux deux autres paramètres, reflète aussi cet écart à l'avantage des femmes, puisqu'une valeur haute de l'indicateur manifeste une moindre performance productive.

¹⁵ Insérer quelques mois de stages en cours d'études comme éléments contributifs de l'expérience professionnelle ne change rien à la teneur des résultats.

¹⁶ L'absence d'information sur le nombre effectif d'heures de travail ne nous permet pas de calculer des taux de salaire horaires.

Tableau 2

Moyennes et écart types des variables centrales de l'analyse

	Hommes	Femmes
Salaire mensuel net (euros constants 2008)	1 654,2 (870,5)	1 523,4 (633,3)
Log du salaire mensuel net (euros constants 2008)	7,331 (0,377)	7,264 (0,343)
Durée de scolarité (Education)	12,56 (2,53)	13,6 (2,19)
Retard scolaire en classe de 6 ^{ème}	0,30 (0,62)	0,13 (0,54)
Indicateur composite (IC)	1,22 (1,21)	0,93 (1,11)
Expérience potentielle en années	4,703 (3,31)	4,618 (3,27)
Expérience effective (totale) en années	4,124 (3,24)	4,106 (3,23)
Expérience effective nette en années	1,683 (2,06)	1,49 (1,91)
Ancienneté dans l'emploi (années)	2,618 (2,69)	2,805 (2,77)
Nombre de présences dans le panel	4,49 (0,63)	4,37 (0,67)
Nombre d'observations	12 636	5 334

Source : Génération 98, interrogations 2001, 2003, 2005, 2008

Champ : Jeunes en emploi à temps plein dans le secteur privé, dont le premier emploi a débuté avant janvier 2001 et observés au moins pendant 7 ans de vie active.

Les modèles estimés sont des régressions sur données empilées, puisque les données individuelles à chaque vague d'enquête – et du premier emploi - ont été couplées. A l'instar d'Altonji et Pierret, on travaille avec le logarithme des salaires et non directement en niveaux comme Farber et Gibbons (1996). A côté de la durée des études et des variables de productivité inobservée, des dimensions classiques contribuant à la détermination des salaires sont contrôlées comme celles caractérisant l'emploi occupé : le contrat de travail (cdd, intérim, contrats aidés), le secteur d'activité (5 modalités), la taille de l'entreprise (3 modalités) et le nombre de formations continues obtenues dans l'entreprise. On retient aussi au titre des variables indépendantes, le temps cumulé passé en formation hors entreprise depuis l'entrée sur le marché du travail, le temps cumulé en reprise d'études ainsi qu'un trend temporel d'expérience (variables dichotomiques des dates d'interrogation). Il est crucial d'intégrer dans les modèles les occasions d'accroissement du capital humain hors et au sein des emplois occupés au risque sinon que l'impact de l'expérience reflète essentiellement des apports nouveaux en capital humain et non principalement de l'apport informationnel. Par ailleurs, l'accumulation en cours d'expérience de nouvelles compétences pourrait être corrélée (négativement ici) avec le signal productif initial difficilement observable. L'effet de l'éducation pourrait en être aussi affecté puisqu'elle renverrait à des gains de productivité, de manière directe mais aussi indirecte, en permettant l'allocation dans des emplois offrant de nouvelles opportunités d'extension de son capital humain. Dans la même logique, les variables de trend temporel servent à contrôler le rythme d'accroissement de la productivité avec les années d'expérience.

En outre, l'expérience a d'abord été introduite avec son carré et son cube de façon à se rapprocher des spécifications empiriques le plus souvent adoptées dans la littérature. Mais les coefficients de l'expérience au deuxième et au troisième degré n'étant jamais significatifs, on a seulement conservé l'expérience. Par ailleurs, il est tenu compte de la discontinuité de l'expérience au travers de variables

comptant le nombre d'épisodes d'emplois et le nombre de séquences de chômage depuis la sortie du système éducatif, cette dernière dimension pouvant informer sur le degré « d'employabilité » ou de performance productive des individus.

Enfin, le fait d'avoir des enfants et le lieu de résidence (Paris, Ile de France, province) constituent des dimensions classiques prises en compte dans les équations de gains.

Les variables retenues dans l'équation de sélection sont l'âge au 31 décembre 1998, les années d'études, la spécialité du diplôme (tertiaire, industrielle ou académique), la présence d'enfant et le motif *lassitude* d'arrêt des études.

4. RÉSULTATS

Les estimations des équations de salaire intégrant l'expérience professionnelle théorique ou potentielle comme révélateur d'informations productives, portant séparément sur les hommes et sur les femmes, sont rapportées dans le tableau 3. Elles sont réalisées pas à pas en introduisant d'abord seulement les variables de productivité observables, notamment l'éducation et son interaction avec l'expérience, puis en ajoutant alternativement une des deux spécifications de la composante productive difficilement observable à l'entrée sur le marché du travail. Dans ces deux dernières spécifications, le rendement salarial de la variable inobservée introduite seule représente son effet initial (à l'entrée dans la vie active). Les résultats complets des estimations (ensemble des coefficients) pour la spécification 3 sont livrés en annexe¹⁷.

Remarquons tout d'abord que les termes correcteurs de la sélection sont positifs et toujours significatifs, conformément à l'intuition, avec des niveaux d'incidence toujours plus élevés pour les hommes que pour les femmes.

Quelque soit la spécification, le rendement d'une année d'études additionnelle pour les femmes dépasse celui des hommes. La variable d'éducation, totalement observable et connue initialement des employeurs est donc en moyenne mieux valorisée à l'embauche parmi la population féminine que masculine. Les employeurs s'appuieraient donc davantage, pour fixer le salaire des femmes, sur l'information publique qu'est le niveau d'études, principale source d'information « fiable » pour cette population dont les autres signaux productifs seraient davantage entachés d'erreur.

¹⁷ Les résultats complets de l'ensemble des estimations sont disponibles auprès des auteurs.

Tableau 3

Expérience théorique – Log du salaire net mensuel en euros constants 2008

Variables explicatives Spécification	Hommes			Femmes		
	1	2	3	1	2	3
Education	0,0556** * (0,0017)	0,0557*** (0,0018)	0,0553** * (0,0018)	0,0715** * (0,0025)	0,0705*** (0,0026)	0,0664*** (0,0028)
Education x Expérience	0,0016** * (0,00026)	0,00129** * (0,00028)	0,001*** (0,0003)	0,0007* (0,00041)	0,00039 (0,00043)	0,00021 (0,0005)
Retard scolaire		0,0041 (0,007)			-0,005 (0,0111)	
Retard scolaire x Expérience.		-0,0039 *** (0,0012)			-0,0052 *** (0,00197)	
Indicateur composite (IC)			-0,0004 (0,0035)			-0,0137** (0,0053)
IC x expérience			- 0,0033** * (0,0007)			-0,0037*** (0,0009)
Mills ratio	0,22 *** (0,0206)	0,223*** (0,0206)	0,206*** (0,0204)	0,114*** (0,0309)	0,122 *** (0,031)	0,0589 * (0,032)
R ²	0,522	0,523	0,526	0,525	0,53	0,536
Observations			12 636			5 334

Significativité : ***, à 1 % d'erreur, ** à 5 %, * à 10 %

Notes : Ecarts-types entre parenthèses. La méthode Huber / White est appliquée au calcul des écarts-types pour corriger de l'hétéroscédasticité des résidus liée au fait que l'on dispose de plusieurs observations par individu.

Toutes les régressions incluent également le fait d'avoir ou non des enfants, le lieu de résidence (Paris, Ile de France, province), le contrat de travail (cdi, cdd, intérim, contrats aidés), le secteur d'activité, la taille de l'entreprise, le temps cumulé passé en formation, en reprise d'études et le nombre de formations suivies dans l'entreprise courante ainsi que le trend temporel (variables dichotomiques des dates d'interrogation), l'expérience professionnelle, le nombre de séquences d'emploi et le nombre de séquences de chômage depuis la sortie du système éducatif.

Toutefois, la prise en compte de la dimension supposée difficile à identifier à l'embauche et de son interaction avec l'expérience théorique montre des effets partiellement en accord avec les hypothèses. En effet, pour ce qui est de la variable de retard scolaire, elle ne paraît pas jouer de rôle significatif à l'embauche pour les femmes comme pour les hommes. En revanche, l'impact négatif de l'indicateur composite se révèle significatif seulement pour les femmes en venant tempérer l'appréciation productive transmise par le diplôme. Cependant, l'impact de l'indicateur non observé ne s'épuise pas à l'embauche pour les femmes puisque son interaction avec l'expérience montre un effet négatif de plus forte ampleur pour elles que pour eux. Il en est de même du retard scolaire dont la pénalisation avec l'expérience est 1,3 fois plus forte pour les femmes que pour les hommes.

En d'autres termes, la variable supposée difficilement observable par les employeurs, bien que mobilisée dès l'embauche pour les femmes s'agissant de l'indicateur composite, voit son contenu informationnel révélé avec les années d'expérience et amender l'évaluation initiale principalement portée par le niveau de diplôme et selon une intensité plus forte pour les femmes que pour les hommes. Par ailleurs, on vérifie bien que le rendement des années d'études avec l'expérience diminue lorsqu'on prend en compte l'interaction de la caractéristique réputée peu observable avec l'expérience. Les interactions non significatives entre éducation et expérience pour les femmes le redeviennent dès lors qu'on tient compte de l'expérience professionnelle effective (cf. Tableau 4).

Si toutes les conditions théoriques d'une discrimination statistique à l'encontre de la population active féminine en début de carrière ne sont donc pas vérifiées, les résultats mettent néanmoins en lumière

que la prise en compte sur le salaire de la dimension productive réputée difficile à observer à l'embauche est plus importante pour les actifs de sexe féminin. En d'autres termes, et malgré les valeurs moyennes plus faibles de ces indicateurs pour elles que pour eux, les résultats suggèrent un traitement différencié, selon le sexe des candidats, de l'information transmise aux employeurs via la révélation de l'information apportée par ces paramètres. En conséquence, l'apprentissage des employeurs sur les composantes de la productivité individuelle peu accessibles directement à l'embauche serait plus déterminant pour la formation des salaires des femmes que pour leurs homologues masculins.

Le tableau 4 rapporte les résultats d'estimation lorsque l'on reconduit l'analyse précédente en recourant à une mesure plus précise de l'expérience sur le marché du travail, c'est à dire en utilisant l'expérience effectivement réalisée (le temps réellement passé en emploi depuis la fin des études) plutôt que la durée potentielle.

Toutefois, une difficulté est que l'expérience effective peut apparaître comme une variable endogène dans la mesure où elle est susceptible d'informer aussi les employeurs sur les performances productives des individus. En d'autres termes, elle ne permettrait pas uniquement de traduire l'effet du temps dans le processus d'apprentissage par les employeurs puisqu'elle serait elle-même porteuse d'informations sur les productivités des individus. On a donc procédé à une estimation par variable instrumentale (spécification 3-IV, dans le tableau 4) pour la spécification qui intègre l'indicateur composite (IC) en traitant seulement l'interaction avec l'éducation puisque l'exogénéité de l'effet croisé de IC avec l'expérience effective n'est pas rejeté au vu du test de Durbin-Wu-Hausman. Suivant la démarche d'Altonji et Pierret (2001), c'est l'expérience théorique qui nous sert d'instrument pour l'expérience effective.

Les résultats de ces estimations confirment la plupart des résultats dégagés précédemment. Le rendement de l'éducation à l'embauche apparaît toujours plus élevé pour les femmes que pour les hommes ainsi que le rendement de l'éducation avec l'expérience effective. Or, pour ce qui est de ce dernier résultat, l'inverse semblait validé à partir du croisement avec l'expérience théorique, où le coefficient pour les femmes n'était significatif que dans un cas sur trois (cf. Tableau 3). Ces résultats sont le signe d'une évaluation de l'éducation par les employeurs sans doute davantage en lien avec la continuité professionnelle et l'attachement à l'emploi pour les femmes que pour les hommes. Pourtant, en moyenne, expérience théorique et expérience effective n'apparaissent pas plus proches pour ces derniers.

Tableau 4

Régressions avec l'expérience effective sur le Log du salaire net mensuel en euros constants 2008

Variables explicatives	Hommes				Femmes			
	1	2	3	3 (IV) a	1	2	3	3 (IV) a
Education	0,052*** (0,0017)	0,0513*** (0,0018)	0,0512*** (0,0018)	0,055*** (0,0019)	0,0621*** (0,0025)	0,0609*** (0,0027)	0,0572*** (0,0028)	0,677 *** (0,003)
Education x Exp. vraie	0,0027*** (0,00028)	0,0025*** (0,00031)	0,0022*** (0,00032)	0,0012*** (0,0004)	0,0033*** (0,0005)	0,00285** * (0,0005)	0,0026*** (0,0005)	-0,00042 (0,0007)
Retard scolaire		-0,0069 (0,066)				-0,0145 (0,01)		
Retard scolaire x Exp. vraie		-0,0018 (0,0012)				-0,0038 * (0,002)		
Indicateur composite (IC)			-0,006 * (0,0036)	-0,002 (0,003)			- 0,0197*** (0,0052)	-0,011** (0,005)
IC x expérience			- 0,0023*** (0,0007)	- 0,0033*** (0,0007)			- 0,0027*** (0,0009)	- 0,0048*** (0,001)
Expérience effective	0,0146*** (0,0052)	0,0169 *** (0,0056)	0,0241*** (0,0059)	0,037*** (0,007)	-0,0132 (0,0087)	-0,006 (0,009)	-0,0005 (0,0095)	0,038 *** (0,011)
Mills Ratio	0,219*** (0,02)	0,221 *** (0,021)	0,204 *** (0,02)	0,205 (0,02)	0,119 *** (0,031)	0,12 *** (0,031)	0,06 *** (0,031)	0,06* (0,032)
R ²	0,524	0,525	0,527	0,527	0,53	0,532	0,539	0,537
N	12 636	12 636	12 636	12 636	5334	5334	5334	5334

Significativité : ***, à 1 % d'erreur, ** à 5 %, * à 10 %.

Notes : Les écarts types corrigés du fait que l'on dispose de plusieurs observations par individu par la méthode Huber/White figurent entre parenthèses. Outre les variables présentées, les spécifications incluent le même jeu de variables que celles mentionnées sous le tableau 3.

(IV) : l'expérience effective a été instrumentée par l'expérience théorique.

L'effet à l'embauche de l'indicateur composite reste plus important pour les femmes que pour les autres, que l'on considère les résultats par les MCO ou la méthode par variable instrumentale (IV) en deux étapes. Toutefois, l'hypothèse d'un apprentissage via une plus forte prise en compte du contenu informationnel de l'indicateur composite avec l'expérience pour les femmes que pour les hommes est confirmée et de manière plus nette avec la spécification (IV). En outre, l'effet du retard scolaire avec l'expérience effective n'est plus significatif pour les hommes alors qu'il le demeure pour les femmes.

De la même manière que précédemment, l'introduction de la variable réputée difficilement observable à l'embauche et de son interaction avec l'expérience fait baisser significativement l'impact salarial de l'éducation avec l'expérience, en particulier pour les femmes, conformément aux hypothèses. Cet effet de l'éducation disparaît même (pour les femmes) avec la spécification qui instrumente l'expérience (dernière colonne du tableau 4).

A nouveau, les résultats vont plutôt dans le sens d'un phénomène d'apprentissage des employeurs avec l'expérience, qui semble plus accentué pour la main d'œuvre féminine que masculine. Que ce mécanisme reflète un déficit d'information à l'embauche plus important du côté des femmes passant par une incertitude plus grande des employeurs sur leurs performances productives ou résulte de la présomption de rapports à l'activité professionnelle plus hétérogènes parmi les femmes, les données ne permettent pas de trancher.

En revanche, ces résultats manifestent un traitement différencié – plus pénalisant pour les femmes - accordé à une information de part et d'autre de même nature. Celui-ci serait une preuve indirecte d'une forme de discrimination statistique à l'embauche pratiquée à l'encontre des femmes.

Tableau 5

Régressions avec les variables d'interaction en classes sur le Log du salaire net mensuel en euros constants 2008

	Hommes		Femmes	
	1 - c	2 - c	1 - c	2 - c
Edu x [0 ; 2 ans]	0,057 *** (0,0014)	0,054 *** (0,0015)	0,067*** (0,0022)	0,061 *** (0,0022)
Edu x]2; ; 4 ans]	0,061 *** (0,0013)	0,059 *** (0,0014)	0,073*** (0,0019)	0,066*** (0,002)
Edu x]4; 6 ans]	0,065 *** (0,0013)	0,062 *** (0,0014)	0,076*** (0,0019)	0,069*** (0,002)
Edu x]6 ; 9 ans]	0,068 *** (0,0015)	0,064 *** (0,0015)	0,081*** (0,0022)	0,073*** (0,0022)
Edu x]9 ans et +	0,073 *** (0,0019)	0,068 *** (0,0019)	0,087*** (0,0032)	0,078 *** (0,003)
IC x [0 ; 2 ans]		0,00007 (0,0037)		-0,011 ** (0,0057)
IC x]2; ; 4 ans]		-0,0186 *** (0,004)		-0,035 *** (0,006)
IC x]4; 6 ans]		-0,0207 *** (0,004)		-0,038 *** (0,006)
IC x]6 ; 9 ans]		-0,022 *** (0,004)		-0,037 *** (0,0067)
IC x]9 ans et +		-0,0317 *** (0,0056)		-0,048 *** (0,009)
Mills ratio	0,22 *** (0,02)	0,20 *** (0,02)	0,119 *** (0,031)	0,06 ** (0,031)
R ²	0,524	0,527	0,528	0,538

Significativité : ***, à 1 % d'erreur, ** à 5 %, * à 10 %.

Notes : Ecart-types entre parenthèses. La méthode Huber / White est appliquée au calcul des écart-types pour corriger de l'hétéroscédasticité des résidus liée au fait que l'on dispose de plusieurs observations par individu.

Toutes les régressions incluent également l'expérience professionnelle effective, le fait d'avoir ou non des enfants, le lieu de résidence (Paris, Ile de France, province), le contrat de travail (cdi, cdd, intérim, contrats aidés), le secteur d'activité, la taille de l'entreprise, le temps cumulé passé en formation, en reprise d'études et le nombre de formations suivies dans l'entreprise courante, le nombre de séquences d'emploi et le nombre de séquences de chômage depuis la sortie du système éducatif ainsi que le trend temporel (variables dichotomiques des dates d'interrogation).

L'estimation d'équations où des intervalles d'expérience effective sont considérés plutôt qu'une expérience en continu (cf. Tableau 5), permet d'examiner si l'apprentissage supposé des employeurs sur la composante réputée difficile à observer immédiatement à l'embauche s'opère essentiellement en tout début de vie professionnelle en accord avec les constats de Lang (2007) pour les Etats-Unis. A cet égard, il apparaît que l'effet négatif de l'indicateur composite a tendance à s'intensifier avec l'expérience contribuant à abaisser le rendement des années d'études.

L'écart entre hommes et femmes au regard de l'impact de ces dimensions est confirmé de même que la prise en compte dès les deux premières années d'expérience de l'indicateur IC pour les femmes alors que sa prise en compte salariale ne se révèle qu'au-delà de deux années d'expérience pour les hommes. Le rendement des années des études bien qu'affecté par l'introduction de l'indicateur composite n'en présente pas moins un trend d'effets plutôt croissants avec l'expérience.

On ne peut exclure que les résultats soient compatibles avec des effets d'allocation de l'éducation donnant à élargir ou restreindre les opportunités ultérieures d'avancement professionnel, en cohérence

avec une approche hédonique des gains (Hanchane et Moullet, 2000). Dans ce cadre, l'effet apparent d'apprentissage masquerait des considérations variables de l'éducation ou de dimensions corrélées à la productivité individuelle selon le poste occupé dans l'organisation ; les efforts d'information sur la performance étant sans doute renforcés pour des postes à responsabilités à haute valeur ajoutée, en accord avec les hypothèses du modèle d'Habermalz (2010).

4.1. Un apprentissage plutôt asymétrique ?

L'étape suivante consiste à distinguer, au sein de l'expérience effective des individus, le temps passé dans l'emploi observé à chaque date d'enquête et l'expérience antérieure accumulée dans des emplois situés dans d'autres entreprises. L'hypothèse sous-jacente est que le temps que mesure l'ancienneté dans l'emploi serait un temps d'apprentissage plus favorable (l'apprentissage des capacités non observées des salariés serait plus rapide) comparativement à l'expérience effective antérieure où une partie des compétences des individus resterait opaque. Afin de pouvoir être testée, cette proposition doit être complétée par un corollaire, le fait que cet apprentissage de composantes de la productivité transparaisse directement dans les niveaux de salaires, ce qui a toutes chances de se vérifier compte tenu des variables de productivité non observées retenues.

De la même façon que pour l'expérience effective, il convient de tester l'endogénéité des variables d'ancienneté et d'expérience nette. Dès lors que la mobilité externe est prise en compte au travers du nombre de séquences d'emploi connues par les salariés, des tests DWH ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'exogénéité de l'expérience nette et de l'ancienneté. La raison sous-jacente est qu'il n'existe pas de rapport systématique et univoque entre les conditions favorisant telle combinaison d'expérience professionnelle antérieure et d'ancienneté, dans la réalisation de son parcours et celles qui déterminent les niveaux de salaires.

Pour simplifier, nous nous limiterons ici à l'analyse de l'indicateur composite et de ses interactions.

Nous avons d'abord procédé comme précédemment en introduisant les interactions de l'éducation, cette fois avec l'ancienneté dans l'emploi courant et l'expérience nette de cette ancienneté sans tenir compte, dans un premier temps, de l'interaction entre éducation et mobilités (Tableau 6).

Nous retrouvons un différentiel de l'effet de l'éducation à l'avantage des femmes à l'embauche. L'expérience nette ne contribue significativement au salaire que pour les hommes alors que le rendement de l'ancienneté apparaît systématiquement négatif, de même que le nombre de mobilités.

L'interaction entre éducation et ancienneté est dans tous les cas d'un meilleur rapport que celle entre éducation et expérience professionnelle nette, chez les femmes comme chez les hommes¹⁸ ; on notera que les effets d'interaction sont toutefois plus forts pour les femmes. Par ailleurs, le nombre de changements d'emplois est pénalisant pour les hommes comme pour les femmes.

L'introduction de l'indicateur composite et de ses interactions montre comme auparavant qu'il n'est considéré à l'embauche que pour les candidatures féminines. La comparaison des coefficients des variables d'interaction met sans ambiguïté en évidence pour les femmes un mécanisme de révélation jouant uniquement par le biais de l'ancienneté. L'influence des caractéristiques de productivité sous-jacentes à cet indicateur sont inopérantes à l'embauche pour les hommes mais se révèlent et opèrent aussi bien avec l'accumulation d'expérience qu'avec l'ancienneté.

Le fléchissement des effets de l'éducation croisée avec les variables temporelles d'expérience nette et d'ancienneté est confirmé, en particulier pour cette dernière, en présence des mêmes variables temporelles croisées avec IC.

¹⁸ Résultat corroboré de manière très claire lorsque l'ancienneté est introduite en classes d'intervalles.

L'introduction des interactions de l'éducation et de l'indicateur composite avec le nombre de changements d'emplois permet de tester si l'information révélée au cours des expériences antérieures est de nature plutôt publique ou plutôt privée. Si les coefficients sont significatifs et négatifs alors il existerait bien des transferts d'information avec la mobilité allant dans le sens d'une information publique.

Des spécifications 3, il ressort que l'impact salarial de l'éducation avec la mobilité est négatif pour les hommes comme pour les femmes, avec une intensité plus forte pour les premiers. Le croisement de l'éducation avec la variable d'expérience antérieure nette (c'est à dire ici à la fois de l'ancienneté et des mobilités) contribue dès lors davantage aux salaires que son croisement avec l'ancienneté courante – l'écart entre les deux coefficients est plus substantiel pour les hommes.

La dernière spécification (Tableau 6) qui introduit l'interaction de IC avec la mobilité éclaire l'absence de transfert d'information avec les changements d'employeurs, alors que les autres coefficients d'interaction et l'impact de IC à l'embauche présentent des coefficients quasiment inchangés par rapport à la spécification 2.

En accord avec l'hypothèse d'information privée, il semble que ce soit plus particulièrement l'ancienneté dans l'emploi courant (celui pour lequel le salaire est observé) qui permet de mieux révéler l'information productive sous-jacente, au moins pour les femmes.

L'hypothèse selon laquelle l'ancienneté, davantage que l'expérience professionnelle passée, autoriserait un meilleur apprentissage par les employeurs de l'hétérogénéité individuelle peu observable à l'embauche semble d'autant plus validée qu'à la fois la mobilité et l'expérience antérieure ne conduisent pas à dévoiler les informations sur la productivité comprises dans l'indicateur composite.

L'estimation d'effets croisés avec une variable catégorielle d'ancienneté (tableau non reproduit) met en lumière un effet croissant de l'interaction de IC avec l'ancienneté - avec une incidence en moyenne deux fois plus forte pour les femmes que pour les hommes - signe que la révélation d'information est un processus qui s'exercerait petit à petit dans la durée. Cette interprétation n'exclut pas que l'information pourrait bénéficier d'une valeur croissante à mesure que l'individu évolue dans l'entreprise avec l'ancienneté vers des postes où ces composantes de la productivité deviennent discriminantes.

Pour les hommes, l'asymétrie supposée de la révélation de l'information n'est confirmée qu'au travers du coefficient de IC avec la mobilité, lequel est non significatif comme pour les femmes. En revanche, les durées antérieures passées en emploi ont quasiment autant de poids que l'ancienneté, confirmant que l'apprentissage pourrait se réaliser à la fois de manière privée et de manière publique.

Pour autant, si l'on se concentre sur les individus qui ont été mobiles mais sans avoir connu d'épisodes de chômage au cours de leur expérience passée donc avec des mobilités directes d'emploi à emploi, l'expérience nette croisée avec IC n'a plus d'incidence significative chez les hommes et seul demeure le coefficient négatif de son croisement avec l'ancienneté accréditant plutôt un mécanisme de révélation d'information de nature asymétrique¹⁹. En outre, l'interaction de IC avec la mobilité devient positive et significative comme si l'alternative au processus interne d'apprentissage porteur de signaux productifs négatifs résidait dans la mobilité externe. Cet effet positif témoigne que l'information accumulée en interne n'est pas d'emblée accessible sur le marché externe en cohérence avec l'existence d'une information qui s'acquiert et se préserve de manière privée.

¹⁹ Les résultats restent pratiquement inchangés pour les femmes.

Tableau 6

Régressions sur l'expérience effective nette et l'ancienneté dans l'emploi – Log du salaire net en euros constants 2008.

Variables explicatives	Hommes				Femmes			
	1	2	3	4	1	2	3	4
Education	0,0519 *** (0,0017)	0,0513*** (0,0019)	0,072*** (0,002)	0,071*** (0,002)	0,062 *** (0,0027)	0,057 *** (0,0029)	0,074 *** (0,003)	0,0684 *** (0,0036)
Education x Exp. nette	0,0011 ** (0,0004)	0,0007 (0,0005)	0,0067*** (0,0006)	0,006 *** (0,0007)	0,0018 ** (0,00078)	0,002 ** (0,0009)	0,0056*** (0,001)	0,0056 ** (0,0011)
Education x Ancienneté	0,0031 *** (0,00036)	0,0025*** (0,0004)	0,0027 *** (0,00035)	0,002*** (0,0004)	0,0038*** (0,00057)	0,0028 *** (0,0006)	0,0035*** (0,0006)	0,0026 *** (0,0006)
IC		-0,005 (0,0038)		-0,0076 (0,0048)		-0,02 *** (0,0006)		-0,024 *** (0,007)
IC x expérience nette		-0,002* (0,001)		-0,0024 * (0,0008)		0,0006 (0,0018)		-0,00028 (0,0002)
IC x ancienneté		-0,0026 *** (0,0008)		-0,0025*** (0,0009)		- 0,0038*** (0,0012)		-0,0037 *** (0,002)
IC x mobilités				0,0015 (0,0018)				0,0021 (0,0023)
Edu x mobilités			-0,0126 *** (0,0008)	-0,012*** (0,0009)			- 0,0076*** (0,0012)	-0,007 *** (0,0013)
Expérience nette	0,0247*** (0,0067)	0,032 *** (0,008)	-0,045 *** (0,008)	-0,036*** (0,01)	-0,0066 (0,012)	-0,0112 (0,013)	-0,055 *** (0,014)	-0,057 *** (0,165)
Ancienneté	-0,0182*** (0,0056)	-0,0077 (0,0064)	-0,012 ** (0,006)	-0,0016 (0,006)	-0,046 *** (0,009)	-0,03 *** (0,01)	-0,041 *** (0,009)	-0,025 ** (0,01)
Nombre d'emplois	-0,015*** (0,002)	-0,015*** (0,0021)	0,137 *** (0,01)	0,13*** (0,012)	-0,0165 (0,003)	-0,016*** (0,003)	0,083 *** (0,016)	0,076*** (0,0184)
Mills ratio	0,22*** (0,021)	0,2*** (0,02)	0,21*** (0,02)	0,192*** (0,02)	0,111*** (0,0308)	0,056* (0,0305)	0,116 *** (0,031)	0,061 ** (0,0305)
R ²	0,525	0,527	0,533	0,535	0,53	0,538	0,534	0,542

Significativité : ***, à 1 % d'erreur, ** à 5 %, * à 10 %.

Notes : Les écarts-types corrigés du fait que l'on dispose de plusieurs observations pour un même individu par la méthode Huber / White figurent entre parenthèses.

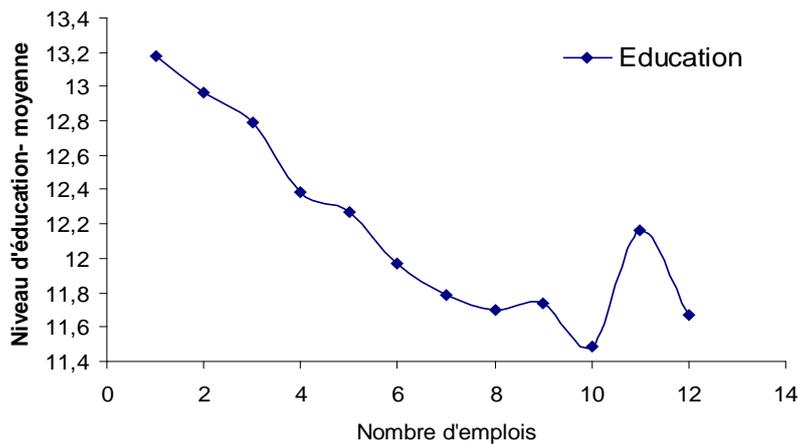
Toutes les régressions incluent également le fait d'avoir ou non des enfants, le lieu de résidence (Paris, Ile de France, province), le contrat de travail (cdi, cdd, intérim, contrats aidés), le secteur d'activité, la taille de l'entreprise, le temps cumulé passé en formation, en reprise d'études et le nombre de formations suivies dans l'entreprise courante ainsi que le trend temporel (variables dichotomiques des dates d'interrogation).

Un autre indice de l'existence d'un processus d'apprentissage de nature plutôt asymétrique consiste à apprécier si les actifs en mobilité sont plutôt sélectionnés négativement en écho à l'évidence inverse à laquelle arrive Schönberg (2007) dans le cas des Etats-Unis et des sortants de la fin du secondaire. Dans cette perspective, on a simplement examiné comment évoluaient le niveau moyen d'éducation et le niveau de l'indicateur composite pour les hommes et les femmes selon l'intensité de la mobilité. Les distributions étant du même ordre selon le sexe, les graphiques 1 et 2 portent sur hommes et femmes confondus.

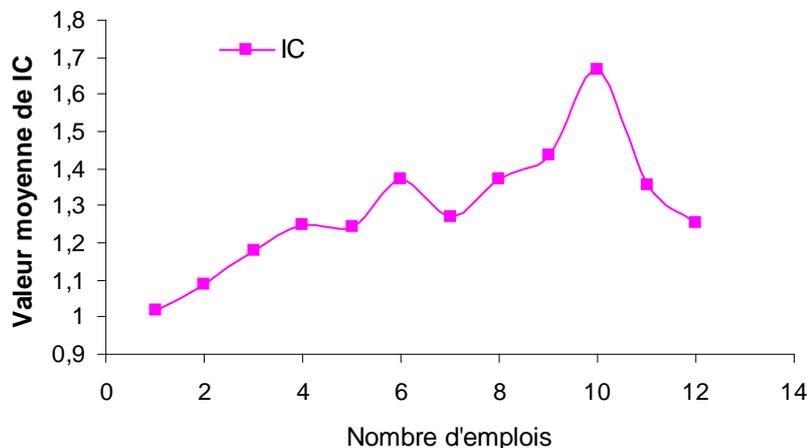
Les tendances des deux indicateurs, à la baisse pour le nombre moyen d'année d'études des individus et à la hausse pour l'indicateur composite, synonyme d'une moindre performance productive, suggèrent un mécanisme de sélection négative. Les coefficients négatifs de l'éducation croisée avec la

mobilité dans les spécifications correspondantes du tableau 6 confortent cette présomption. Ces résultats concordent avec les implications d'un schéma d'asymétrie de l'apprentissage des employeurs, de même qu'ils corroborent les prédictions d'un cadre de sélection adverse comme celui proposé par Greenwald (1986).

Graphique 1: Education selon la mobilité d'emplois



Graphique 2: valeurs de IC selon le nombre d'emplois



4.2. Un apprentissage variable en fonction du type de diplôme de fin d'études ?

La révélation de l'information ne revêt sans doute pas la même importance pour tous les types de candidats selon leur bagage éducatif. En effet, le cursus de formation est susceptible de transmettre un certain nombre d'éléments d'appréciation sur la performance productive des candidats. En conséquence, l'apprentissage ultérieur peut devenir superflu ou n'avoir qu'une incidence mineure en ne permettant d'actualiser qu'à la marge l'information productive initiale.

En stratifiant la population étudiée selon le niveau et la nature du diplôme détenu, on se propose justement de tester l'idée que l'apprentissage est plus important lorsqu'il concerne des actifs dont le diplôme de fin d'études laisse largement en suspens l'éventail des aptitudes cognitives possédées par les titulaires.

On utilise un découpage qui scinde les cursus de formation en fonction du contenu plutôt technique et professionnalisé *versus* général du diplôme terminal ou de l'année terminale correspondante en cas d'échec au diplôme. L'ensemble des niveaux de formation sont couverts par chacune de ces deux catégories de filière, même si la catégorie *professionnalisée* compte les doctorats, diplômes de troisième cycle et de grandes écoles et donc comprend davantage de « hauts diplômés » que la catégorie *générale*.

La filière dite « générale » intègre les non diplômés du secondaire, les bacheliers généraux et DEUG²⁰ ainsi que les sortants non diplômés des sections de CAP-BEP. Les sortants avec une licence générale ou une maîtrise sont aussi compris dans celle-ci.

La filière dite « professionnelle » rassemble les diplômés industriels et tertiaires du niveau V au niveau IV et les diplômés techniques et professionnalisés du niveau III (BTS, DUT, paramédical) au niveau I : grandes écoles, DESS et DEA, Doctorat.

Seuls les résultats des estimations avec l'expérience théorique sont exposés dans le tableau 7²¹.

Tableau 7
Régressions de salaire par catégorie de filière de formation

Variables explicatives	Hommes		Femmes	
	Générale	Professionnalisée	Générale	Professionnalisée
Education	0,051 *** (0,0034)	0,066*** (0,0023)	0,0399 *** (0,004)	0,091*** (0,0037)
Education x Expérience théorique	0,0016 ** (0,0005)	0,001*** (0,0004)	0,0008 (0,0007)	0,00037 (0,0006)
IC	0,005 (0,007)	-0,0039 (0,0043)	-0,019 * (0,01)	-0,006 (0,0066)
IC x expérience théorique	-0,0037 *** (0,0073)	-0,0031*** (0,0007)	-0,0038 ** (0,0018)	-0,0032*** (0,0018)
Mills ratio	-0,069*** (0,032)	0,23*** (0,024)	-0,26*** (0,052)	0,115*** (0,032)
R ²	0,517	0,55	0,484	0,57
N	3479	9059	1473	3716

Significativité : ***, à 1 % d'erreur, ** à 5 %, * à 10 %.

Notes : Les écarts-types corrigés du fait que l'on dispose de plusieurs observations pour un même individu par la méthode Huber / White figurent entre parenthèses.

Toutes les régressions incluent également le fait d'avoir ou non des enfants, le lieu de résidence (Paris, Ile de France, province), le contrat de travail (cdd, intérim, contrats aidés), le secteur d'activité, la taille de l'entreprise, le temps cumulé passé en formation, en reprise d'études et le nombre de formations suivies dans l'entreprise courante ainsi que le trend temporel (variables dichotomiques des dates d'interrogation).

²⁰ Le passage à la nomenclature LMD ayant lieu au cours de la réalisation des re interrogations de l'enquête Génération 98, nous retenons ici les intitulés de diplôme existant au moment de la sortie de formation initiale en 1998.

²¹ Ceux obtenus avec l'expérience effective ne changent pas la nature des interprétations.

On vérifie tout d'abord que l'impact salarial de l'éducation est plus important pour la catégorie réunissant les diplômés de filières techniques / professionnalisées et sélectives. Le différentiel d'effet est particulièrement sensible chez les femmes. D'ailleurs, la supériorité de l'effet de l'éducation à l'embauche chez les femmes ne se vérifie que pour la catégorie professionnalisée de formations. Pour les formations à contenu général, leur rendement est supérieur pour les hommes. En outre, l'influence de l'éducation avec l'expérience théorique n'est significative que pour les hommes, confirmant des résultats précédents.

Les coefficients obtenus pour chacune des deux filières sont assez similaires entre les deux sexes, en ce qui concerne la variable d'intérêt (IC). L'effet de l'indicateur composite à l'embauche ne se retrouve que pour les femmes munies d'un diplôme général. La présomption d'un effet d'apprentissage des employeurs (son effet négatif avec l'expérience professionnelle) est, conformément aux hypothèses, plus accentué pour les sortant(e)s avec des diplômes non ou peu professionnalisés comparativement à ceux de l'autre catégorie.

Pour autant, les écarts de coefficients de l'IC entre les deux filières d'environ 12 % restent mesurés et ne sont pas significatifs. Sans doute faudrait-il approfondir l'analyse en raisonnant avec des postes à l'embauche de nature identique. En effet, pour les raisons évoquées plus haut, la correction de l'évaluation productive initiale apportée par ces nouvelles informations aura d'autant plus de valeur que les missions et responsabilités confiées dans le cadre du poste laissent une large autonomie au salarié. L'emploi comporte alors un risque non négligeable d'aléa moral de la part du salarié.

5. CONCLUSION

Ce travail constitue à notre connaissance une des toutes premières tentatives dans le cas français de tester l'existence d'un apprentissage informationnel associé à l'hypothèse d'une discrimination statistique à laquelle seraient confrontées les femmes à l'embauche comparativement aux candidats masculins.

Dans leur ensemble, les résultats ne confortent qu'en partie les implications du modèle de discrimination statistique établi par Altonji et Pierret et repris par Pinkston, même s'il semble que l'apprentissage informationnel sur la productivité avec les années passées dans l'emploi aurait davantage de portée pour les femmes que pour les hommes.

Différencier la population selon le sexe apparaît pertinent à cet égard puisque les signaux de productivité examinés ne reçoivent pas la même évaluation à l'embauche et en cours de carrière selon que les entreprises ont affaire à un candidat ou à une candidate. Si ces dernières sont associées par hypothèse au groupe désavantagé, on trouve en effet que leur niveau d'éducation est mieux valorisé initialement à l'entrée sur le marché du travail (comparativement aux hommes). En revanche un indice composite de productivité qui lui est corrélée, réunissant des « propriétés » plus difficilement observable tel que des redoublements avant l'entrée en collège, une origine rurale ou un motif particulier d'arrêt des études n'est pas moins pris en compte pour les femmes que pour les hommes dans la formation des salaires d'embauche, tout au contraire. Cette observation contredit les implications du modèle théorique.

Cependant, les informations productives masquées dans les caractéristiques individuelles supposées difficilement observables montrent un impact salarial plus important pour les femmes que pour les hommes avec l'avancement dans la carrière, alors même qu'elles pesaient déjà plus à l'embauche. En parallèle, on vérifie, pour les deux sexes, que la prise en compte de cet indicateur dit composite réduit l'impact de l'éducation avec l'expérience en accord avec l'hypothèse d'un apprentissage des employeurs permis par l'accumulation d'expérience professionnelle et la révélation concomitante d'informations sur la productivité des individus.

En outre, on montre que le processus de révélation d'informations s'opère essentiellement *via* l'ancienneté pour les femmes, c'est-à-dire l'expérience acquise auprès du même employeur et n'est pas d'emblée rendue accessible à l'ensemble du marché. L'ancienneté dans l'entreprise serait donc porteuse d'un enrichissement informationnel plus conséquent que ce que permettent de révéler les expériences antérieures. De ce point de vue, ce résultat suggère qu'une partie de l'information acquise reste privée. Le mécanisme de sélection négative qui touche les actifs avec de multiples mobilités concorde également avec cette interprétation. Pour les hommes, l'apprentissage semble s'opérer à la fois par le biais des expériences d'emploi antérieures et par l'ancienneté accumulée dans l'emploi courant. Autrement dit, ce que les employeurs apprennent avec l'expérience sur les aptitudes productives, et en particulier quand elle se déroule dans leur entreprise, leur permet de réajuster à la baisse leur jugement initial compte tenu de l'information productive négative associée à ces caractéristiques. Le fait que ce réajustement soit accentué pour les femmes peut témoigner d'une plus grande incertitude des employeurs *ex-ante* eu égard à leurs compétences ou leurs comportements. Il conviendrait d'ailleurs de s'assurer que l'on obtiendrait des effets relatifs similaires pour hommes et femmes si les caractéristiques difficiles à observer à l'embauche étaient plutôt corrélées positivement à la performance productive. Enfin, remarquons que si certains résultats tendent à conforter l'hypothèse d'une discrimination statistique à l'embauche envers les femmes, nous n'en avons pas élucidé les répercussions sur la progression et les niveaux de salaire selon le sexe en milieu de carrière.

Par ailleurs, on s'est efforcé de tester l'hypothèse selon laquelle l'apprentissage pouvait être variable en fonction de la force de signalement, et donc la capacité de révélation des aptitudes et compétences fournies par le diplôme initial, dans la lignée des investigations de Arcidiacono et alii. (2010). Si les résultats s'accordent plutôt à l'hypothèse – un apprentissage accru au sortir des diplômes les moins sélectifs et professionnels – la faiblesse des écarts entre les coefficients estimés des variables d'intérêt pour les deux catégories agrégées de diplômés ne permet pas de conclure.

Ces premières explorations présentent plusieurs limites que nous exposons ici.

La première tient dans le côté rudimentaire de notre indicateur de propriétés individuelles difficilement observables à l'embauche. On pourra arguer du fait que ses composantes ne sont pas aussi difficiles à observer que l'on veut bien le croire. Une autre difficulté corrélatrice est la faible variance interindividuelle de cet indicateur. Une étude plus en phase avec les travaux anglo-saxons aurait avantage à disposer d'un indicateur continu tel que le résultat à un test logique ou d'intelligence comme ceux que passaient autrefois les appelés du contingent à l'occasion des 3 jours d'orientation avant d'effectuer leur service national. Mais outre des indicateurs d'aptitudes cognitives, il faudrait disposer d'indicateurs d'aptitudes sociales dont on sait qu'elles jouent un rôle dans l'efficacité des performances professionnelles, d'autant plus que leur incidence est masquée par le rôle du diplôme. (Cawley, Heckman et Vytlačil, 2001).

Une hypothèse forte du modèle est la similitude entre groupes de la révélation des informations avec l'expérience, ce qui implique aussi l'homogénéité des conditions d'arrivée de nouvelles informations sur le marché. Or, l'actualisation informationnelle de la productivité individuelle s'opère certainement à des rythmes différents selon les professions et corrélativement de manière indirecte selon le sexe des enquêtés. Cette simplification n'est donc pas conforme à la réalité comme le montre le rôle déterminant de l'ancienneté dans le cas français ou comme l'illustrent les résultats de Mansour pour les Etats-Unis (2012). Il faudrait ainsi tenir compte des contextes d'emplois qui rendent possible l'apprentissage et entreprendre un effort d'explicitation des conditions nécessaires à la transformation de l'apprentissage en salaire - ce qui ne va pas de soi lorsque les informations acquises sont favorables (corrélées positivement à la performance productive des individus) et non accessibles aux employeurs concurrents. Pour tenir compte de la diversité des pratiques des employeurs au regard de la considération d'informations productives révélées par les comportements individuels de travail, il faudrait prolonger l'analyse en identifiant les postes sur lesquels sont recrutés les candidats pour mettre en évidence des combinaisons variables de signalement initial et d'apprentissage des employeurs. Par exemple, il pourrait s'agir de procéder à des examens plus pointus sur des professions

intermédiaires et supérieures où l'éducation est à même de constituer un signal crédible de productivité susceptible de retenir l'attention des recruteurs et dans le même temps retenir des fonctions où les risques de discrimination statistique à l'embauche seraient plus marqués. Toutefois, de tels développements ne seraient envisageables qu'à condition de faire le lien entre des talents spécifiques et l'importance de ces talents dans les postes à pourvoir, à l'instar de Light et McGee (2012).

Enfin, une observation empirique qui déroge avec les prédictions théoriques est le constat de la non décroissance de l'effet de l'éducation avec l'expérience ou l'ancienneté, comme le laissent clairement entrevoir les résultats des estimations où l'expérience est introduite par intervalles. Ceci suggère un rôle allocatif du diplôme qui se déploie avec les mobilités dans l'entreprise et donne sans doute accès à de nouvelles opportunités d'accroissement des compétences. L'effet de signalement produirait donc de l'irréversibilité indépendamment des informations productives révélées par la suite, lesquelles pourraient amener l'employeur à corriger les affectations initiales. On retrouve ici la spécificité française du crédit élevé dont bénéficie le diplôme de formation initiale sur le marché du travail.

RÉFÉRENCES

- Aigner, D.J., Cain, G.G. (1977). Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 30(2), 175-187.
- Altonji, J. Pierret, C.R. (1997). Employer learning and the signalling value of education. *NLS-Discussion Paper*, 97-35.
- Altonji, J. Pierret, C.R. (2001). Employer learning and statistical discrimination. *Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 313-350.
- Auginbaugh, A. Gittleman, M. (2003). Does money matter? A comparison of the effect of income on child development in the United States and Great Britain. *Journal of Human Resources*, 38(2), 416-440.
- Arcidiacono, P., Bayer, P., Hizmo, A. (2010). Beyond signalling and human capital: education and the revelation of ability. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2, 76-104.
- Arrighi, J-J (2004). Les jeunes dans l'espace rural : une entrée précoce sur le marché du travail ou une migration probable. *Formation Emploi*, 87, 63-78.
- Bauer, T.K., Haisken-DeNew, J.P. (2001). Employer learning and the returns to schooling. *Labour Economics*, 8, 161-180.
- Belman, D., Heywood, J.S. (1997). Sheepskin effects by cohort: implications of job matching in a signalling model. *Oxford Economic Papers*, 49, 623-637.
- Bernhardt, D., Scoones, D. (1993) Promotion, turnover and preemptive wage offers. *American Economic Review*, 83, 771-791.
- Bernhardt, D. (1995) Strategic promotion and compensation. *Review of Economic Studies*, 62, 315-338.
- Bloemen, H.G., Stancanelli, E.G.F (2008). How do parents allocate time? The effects of wages and income. *IZA, Discussion Papers Series*, n° 3679.
- Cawley, J., Heckman, J., Vytlačil, E. (2001). Three observations on wages and measured cognitive ability. *Labour Economics*, 8, 419-442.
- Charette, M. Meng, R. (1998). The determinants of literacy and numeracy, and the effect of literacy and numeracy on labour market outcomes. *Canadian Journal of Economics*, 31(3), 495-517.
- Cornell, B., Welch, I. (1996). Culture, information and screening discrimination. *Journal of Political Economy*, 104, 542-571.
- Coudrin, C. (2006). Devenir des élèves neuf ans après leur entrée en sixième. *Note d'Information du Ministère de l'Education Nationale*, 06.11, avril.
- Dupray, A., Moullet, S. (2004). Femmes à l'entrée du marché du travail : un retard salarial en partie inexpliqué. *Céreq, Notes Emploi Formation n°12*, mars.
- Dupray, A., Moullet, S. (2005). Les salaires des hommes et des femmes. Des progressions particulièrement inégales en début de vie active. *Céreq BREF n°219*, mai.
- Farber, H.S., Gibbons, R. (1996). Learning and wage dynamics. *Quarterly Journal of Economics*, 111, 1007-1047.
- Frazis, H. (2002). Human capital, signalling and the pattern of returns to education. *Oxford Economic Papers*, 54, 298-320.

- Greenwald, B. (1986). Adverse selection in the labour market. *Review of Economic Studies*, 53, 325-347.
- Habermalz, S. (2010). Rational inattention and employer learning. *IZA Discussion Papers Series* n°5311.
- Havet, N. (2004). Ecart salarial et disparités professionnelles entre sexes : développements théoriques et validité empirique. *L'Actualité économique* 80(1), 5-39.
- Jaeger, D., Page, M. (1996). Degrees matter: new evidence on sheepskin effects in the return to education. *Review of Economic and Statistics*, 69, 175-8.
- Katz, E Ziderman, A (1990). Investment in general training: the role of information and labour mobility. *The Economic Journal*, 100, 1147-58.
- Lang, K. (1986). A language theory of discrimination. *Quarterly Journal of Economics*, 101(2), 363-382.
- Lange, F. (2007). The speed of employer learning. *Journal of Labor Economics*, 25(1), 1-35.
- Layard, R., Psacharopoulos, G. (1974). The screening hypothesis and the returns to education. *Journal of Political Economy*, 82, 985-998.
- Lemaire, S., Guyon, V., Murat, F. (2007). Un élève sur deux entrés en 6^{ème} en 1995 fait des études dix ans plus tard. *Insee Premières*, n°1158, septembre.
- Leminez, S., Roux, S. (2002). Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi. *Economie et Statistique*, 351, 31-63.
- Light, A., McGee, A. (2012). Employer learning and the “importance” of skills. *IZA Discussion Paper Series*, n°6623.
- Lundberg, S.J., Startz, R. (1983). “Private discrimination and social intervention in competitive labor markets”. *American Economic Review*, 73(3), 340-347.
- Lundberg, S.J. (1991). The enforcement of equal opportunity laws under imperfect information: affirmative action and alternatives. *Quarterly Journal of Economics*, 106, 309-326.
- Meurs, D. , Ponthieux, S. (2006) L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? *Economie et Statistique*, 398-399, 99-129.
- Mansour, H. (2012). Does employer learning vary by occupation ? *Journal of Labor Economics*, 30(2), 415-444.
- Milgrom, P., Oster, S. (1987). Job discrimination, market forces and the invisibility hypothesis. *Quarterly Journal of Economics*, 102, 453-476.
- Oettinger, G.S. (1996) Statistical discrimination and the early career evolution of the black-white wage gap. *Journal of Labor Economics*, 14(1), 52-77.
- Pinkston J.C. (2003). Screening Discrimination and the Determinants of Wages. *Labour Economics*, 10/6, 643-58.
- Pinkston, J.C. (2006). A test of screening discrimination with employer learning. *Industrial and Labor Relations Review*, 59(2), 267-284.
- Pinkston, J.C. (2009). A model of asymmetric employer learning with testable implications. *Review of Economic Studies*, 76, 367-394.
- Place D., Vincent B. (2009). L'influence des caractéristiques sociodémographiques sur les diplômés et les compétences. *Economie et Statistique*, 424-425, 125-147.
- Schönberg, U. (2007). Testing for asymmetric employer learning. *Journal of Labor Economics*, 25, 651-691.

- Waldman M. (1984). Job assignments, signaling and efficiency. *Rand Journal of Economics*, 2, 255-267.
- Waldman M. (1996). Asymmetric learning and the wage productivity relationship. *Journal of Economic Behavior and Organizations*, 31, 419-429.

ANNEXE

Tableau A

Moyennes des variables de contrôle des régressions de salaire

	Hommes	Femmes
Avoir un enfant ou plus	18,6 %	26,6 %
<u>Contrat de travail :</u>		
CDI	73,1 %	72,1 %
CDD - saisonnier	11,2 %	15,3 %
Intérim	12,9 %	8,7 %
Contrats aidés	2,8 %	3,9 %
<u>Lieu de résidence :</u>		
Paris	5,5 %	7,8 %
Ile de France	11,1 %	12,5 %
Province	83,4 %	79,7 %
<u>Taille de l'entreprise :</u>		
Moins de 50 salariés	43,4 %	42,8 %
Entre 50 et 500	32,8 %	33,4 %
Plus de 500	23,8 %	23,8 %
<u>Secteur d'activité :</u>		
Agriculture	2,0 %	1,0 %
Industrie	35,1 %	22,3 %
Service	46,4 %	71,9 %
Construction	13,3 %	2,2 %
Autres	3,2 %	2,6 %
Nombre de séquence d'emploi	2,44	2,38
Nombre de séquence de chômage	0,68	0,89
Nombre de mois en reprise d'études	0,20	0,41
Nombre de mois passés en formation (hors formation en entreprise)	0,55	0,52
Nombre de formations à l'initiative de l'entreprise	0,74	0,76
Nombre d'observations	12 636	5 334

Source : Génération 98, interrogations 2001, 2003, 2005, 2008

Champ : Jeunes en emploi à temps plein dans le secteur privé, dont le premier emploi a débuté avant janvier 2001 et observés au moins pendant 7 ans de vie active.

Résultats complets du tableau 3 (modèle 3)

	Hommes	Femmes
Education	0,0553 *** (0,0018)	0,0664*** (0,0028)
Exp.théorique*Education	0,001*** (0,0003)	0,00021 (0,00046)
Expérience	0,0467 *** (0,004)	0,0319 *** (0,0053)
Indicateur Composite	-0,0004 (0,0035)	-0,0137** (0,0053)
Exp.théorique*IC	-0,0033 *** (0,00067)	-0,0037*** (0,00096)
Enfants	0,0414 *** (0,0072)	-0,0289 *** (0,01)
Paris	Réf.	Réf.
Idf	-0,0603 *** (0,0136)	-0,0448*** (0,0164)
Province	-0,208 ** (0,0124)	-0,195*** (0,014)
CDI	réf.	Réf.
CDD	-0,066 *** (0,00796)	-0,0594 *** (0,01)
Contrat aidé	-0,28 *** (0,0187)	-0,308 *** (0,0197)
Interim	-0,0487 ** (0,0076)	-0,035 *** (0,0126)
Taille d'entreprise (50 à 500 en référence)		
Moins de 50	-0,107 ** (0,0066)	-0,0897 *** (0,009)
Plus de 500	-0,0481 ** (0,0066)	-0,0388 *** (0,009)
Secteur d'activité (Services en référence)		
Agriculture	-0,0745 ** (0,0174)	-0,0346 (0,03)
Industrie	0,0414 ** (0,0056)	0,0369*** (0,0083)
Secteur inconnu	0,0612 ** (0,0156)	0,0518 ** (0,0239)
B.T.P.	0,046 *** (0,007)	0,0013 (0,02)
Année d'observation (premier emploi en référence)		
2001	-0,035 ** (0,0154)	0,0065 (0,021)
2003	-0,076 *** (0,026)	0,0072 (0,035)
2005	-0,125 *** (0,0396)	0,004 (0,054)
2008	-0,228 *** (0,057)	-0,046 (0,077)
<i>Variables de formation en cours e vie active</i>		
Mois passés en reprise d'études	0,0029 * (0,0016)	0,0035 *** (0,0011)
Mois en Formation hors Entreprise	0,00189 *** (0,0009)	-0,0033 ** (0,0015)

	0,0174 ***	0,0212 ***
Nombre d'épisodes de chômage	(0,0028)	(0,0038)
	-0,015 ***	-0,016 ***
Nombre d'employeurs	(0,003)	(0,0038)
	-0,0016	-0,0093 ***
Terme correcteur de sélection	(0,0018)	(0,0024)
	0,206 ***	0,0589 *
Constante	(0,0204)	(0,0319)
	6,519 ***	6,414 ***
	(0,034)	(0,068)
R ²	0,526	0,536
N	12 636	5 334

Écarts-types entre parenthèses

Seuils de significativité: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

(a) : FPCE : Formations professionnelles continues en entreprise

ISSN : 1776-3177
Marseille, 2012.