



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 194

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-87931-7

## Document de recherche

# Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après l'EDTR (1993-1998)

par Xuelin Zhang

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail  
Immeuble R.-H.-Coats, 24<sup>e</sup> étage, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



*Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.*



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

# **Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après l'EDTR (1993-1998)**

**par Xuelin Zhang**

**N° 194**

**11F0019MIF N° 194  
ISSN : 1205-9161  
ISBN : 0-662-87931-7**

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail  
Immeuble R.-H.-Coats, 24<sup>e</sup> étage, Ottawa, K1A 0T6

**Comment obtenir d'autres renseignements :**  
Service national de renseignements : 1 800 263-1136  
Renseignements par courriel : [linfostats@statcan.ca](mailto:linfostats@statcan.ca)

**décembre 2002**

Je voudrais remercier Garnett Picot de m'avoir encouragé dans mes travaux. Je voudrais également remercier Michael Baker, René Morissette, Marie Drolet et Chris Minns de leurs commentaires et suggestions. Toutes les erreurs sont les miennes.

Le présent document représente les vues des auteurs et ne reflète pas nécessairement celles de Statistique Canada.

*Also available in English*

## **Table des matières**

I. Introduction .....	1
II. Un aperçu de la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés .....	2
III. Le modèle empirique et la stratégie relative à l'estimation.....	5
IV. Résultats empiriques .....	7
1. Statistiques descriptives .....	7
2. Résultats des estimations : Incidences de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience de travail.....	8
3. Certains résultats des simulations.....	10
4. Incidence élevée des études.....	15
5. Les effets d'autres variables sur la progression de la rémunération .....	16
V. Sommaire et conclusion .....	16
Bibliographie .....	25

## **Résumé**

La progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés présente un intérêt public particulier à la lumière du progrès technologique axé sur une main-d'œuvre qualifiée. Il existe deux points de vue conflictuels en ce qui concerne la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés. Certains estiment que l'expérience de travail est le moteur de la croissance de la rémunération des employés peu qualifiés, ce qui fait que les politiques en vigueur devraient encourager les travailleurs à participer au marché du travail et ainsi accumuler de l'expérience. D'autres soulignent que les travailleurs peu qualifiés sont surtout condamnés à des emplois sans possibilité d'avancement pour lesquels la rémunération est stagnante et que des politiques devraient faciliter le chalandage d'emploi (le changement d'emplois et d'employeurs).

La vérification de l'hypothèse selon laquelle les travailleurs peu qualifiés sont condamnés à des emplois sans possibilité d'avancement se fait principalement au moyen de la durée d'occupation de l'emploi. Si l'incidence de la durée est zéro, on ne peut pas rejeter l'hypothèse. À partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) des années 1993 à 1998, on a évalué un modèle de capital humain élargi de la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés. Pour comparer les mécanismes de progression de la rémunération des travailleurs dont le degré de spécialisation diffère, il a fallu également évaluer le modèle qui s'applique aux travailleurs hautement qualifiés. Le résultat empirique suppose que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des travailleurs peu qualifiés, diffère considérablement de zéro. Cela va à l'encontre de l'opinion selon laquelle les travailleurs peu qualifiés sont condamnés à des emplois sans possibilité d'avancement. On a également constaté que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à celle de l'expérience totale sur le marché du travail dans le cas des travailleurs peu qualifiés. Cette constatation appuie la notion selon laquelle le capital humain que les travailleurs peu qualifiés acquièrent en entreprise compense leur faible potentiel de capital humain général. De plus, en accumulant du capital humain en entreprise, les travailleurs peu qualifiés améliorent grandement leurs possibilités de revenus.

**Mots-clés :** travailleurs peu qualifiés, progression de la rémunération, capital humain en entreprise, durée d'occupation de l'emploi, hétérogénéité latente

Classification JEL : J31, J41, C23.

## **I. Introduction**

À l'instar des autres nations industrialisées, le Canada a connu des changements technologiques rapides au cours des deux dernières décennies. Les économistes postulent souvent que ce progrès technologique a entraîné une fluctuation de la demande en faveur d'une main-d'œuvre qualifiée, ce qui constitue un facteur clé de l'explication des résultats professionnels divergents des travailleurs ayant un niveau de compétence différent<sup>1</sup>. L'évolution du marché du travail a notamment accru de façon importante l'« incidence des compétences », ce qui nous a amené à avoir des inquiétudes à l'égard des possibilités de revenus des travailleurs peu qualifiés<sup>2</sup> et nous a incité à étudier le mécanisme de la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés.

Dans un ouvrage précurseur sur la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés, Gladden et Taber (2000) établissent un lien entre deux points de vue conflictuels : la progression de la rémunération des mères pauvres et bénéficiaires de l'aide sociale et la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés. D'une part, on souligne que les travailleurs à faible salaire sont souvent condamnés à des emplois sans possibilité d'avancement pour lesquels la rémunération demeure stagnante. D'autre part, on postule que le manque d'expérience empêche les travailleurs ainsi défavorisés, d'augmenter leurs revenus. Leur étude a révélé que certains, mais non l'ensemble, des travailleurs peu qualifiés sont condamnés à des emplois sans possibilité d'avancement et que, même si l'expérience de travail aide, ce n'est pas une panacée. Les auteurs ont également constaté qu'une part considérable de la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés était attribuable aux changements d'emploi. En conclusion, les auteurs prétendent qu'il faut encourager les travailleurs peu qualifiés à travailler pour accumuler de l'expérience et à chercher de meilleurs emplois (nouveaux employeurs), et qu'il faut les protéger contre les mises à pied.

Comme leurs données sur la rémunération se fondent sur les revenus annuels et le nombre d'heures travaillées par année, les auteurs ne sont pas en mesure d'évaluer les effets des caractéristiques relatives aux emplois observées, comme la durée d'occupation de l'emploi, sur la progression de la rémunération. Pour la même raison, ils ne peuvent pas tenir compte de l'effet de l'hétérogénéité latente des emplois. Ainsi leurs estimations des répercussions de l'expérience de travail et des changements d'emploi<sup>3</sup> sont vraisemblablement biaisées. Dans le présent document, on tente d'étudier les mécanismes de progression de la rémunération chez les jeunes travailleurs canadiens en fonction de leurs niveaux de compétences à partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR), de 1993 à 1998. Le modèle empirique est plus flexible que celui de Gladden et Taber (2000) puisque l'EDTR permet de tenir compte des caractéristiques liées aux travailleurs et aux emplois. La technique d'estimation se fonde sur les travaux d'Altonji et Shakotko (1987). Ces derniers ont permis de développer la procédure d'estimation des moindres carrés généralisée des variables instrumentales (MCGVI) proposée par Hausman et Taylor (1981). Grâce à cette procédure, on peut obtenir des estimations efficaces à partir de la corrélation entre le travailleur et l'emploi des effets latents de l'appariement des emplois et des travailleurs. Les incidences de l'expérience de travail totale et de l'expérience de travail en entreprise (c'est-à-dire, la durée d'occupation de l'emploi) sont

---

<sup>1</sup> Voir par exemple, Juhn, Murphy et Pierce (1993).

<sup>2</sup> D'après des données américaines, les salaires réels des hommes moins instruits aux États-Unis (de 10 à 12 ans de scolarité) ont diminué de plus de 20 % depuis la fin des années 1970 (Beaudry et Green (1997)).

<sup>3</sup> De même que d'autres coefficients.

définies de manière distincte. En outre, le modèle permet d'établir une corrélation entre un certain nombre de variables explicatives clés, comme l'expérience de travail, la durée d'occupation d'emploi, le nombre d'années d'études, le statut à temps plein ou à temps partiel, le statut syndical et le statut d'étudiant, d'une part, et les effets latents des travailleurs et des emplois et le terme d'erreur idiosyncratique, d'autre part.

Les études de Altonji et Shakotko (1987) et de Light et McGarry (1998) révèlent que l'incidence de l'expérience professionnelle est supérieure à l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi. Topel (1991) montre que, en revanche, la rémunération augmente selon l'ancienneté même après avoir tenu compte de l'expérience professionnelle. Cette étude confirme que pour les hommes hautement qualifiés, l'incidence de l'expérience professionnelle est supérieure à celle de la durée d'occupation de l'emploi. Mais dans le cas des travailleurs peu qualifiés, hommes et femmes, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience professionnelle. Cependant, dans le cas des femmes hautement qualifiées, le résultat est un peu contrarié. Les résultats laissent entendre que le capital humain que les travailleurs peu qualifiés acquièrent en entreprise peut compenser leur faible capital humain général. De plus, les travailleurs peu qualifiés ont considérablement intérêt à conserver leur emploi plutôt qu'à changer d'emploi fréquemment.

Le reste du document est structuré comme suit. À la section II, on décrit les données et on résume la progression de la rémunération observée dans l'échantillon. À la section III, on définit le modèle de rémunération et on aborde des questions relatives à l'estimation. À la section IV, on présente les résultats empiriques, et à la dernière section, on trouve le résumé et les conclusions.

## **II. Un aperçu de la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés**

Pour que la présente étude puisse être comparée à celle de Gladden et Taber (2000), il faut que la population cible soit composée de jeunes travailleurs qui étaient âgés de 16 à 30 ans en 1993<sup>4</sup>. L'une des principales difficultés que pose l'étude du mécanisme de progression de la rémunération des travailleurs ayant des niveaux de compétences différents, est de différencier qui sont les travailleurs peu qualifiés et les travailleurs hautement qualifiés. Gladden et Taber (2000) définissent les travailleurs peu ou moyennement qualifiés comme étant ceux qui ont fait 12 ans d'études ou moins (les décrocheurs et les diplômés des études secondaires). La présente étude a repris la même méthode en considérant les diplômés d'études secondaires et les personnes qui n'avaient pas de diplôme d'études secondaires comme étant les travailleurs moins ou peu qualifiés<sup>5</sup>, et les personnes comptant des études postsecondaires comme étant des travailleurs hautement qualifiés, ou des travailleurs qualifiés tout simplement. Il faut convenir que le niveau d'instruction de certains travailleurs peut changer au fil du temps. Pour simplifier,

---

<sup>4</sup> La source principale de Gladden et Taber (2000) est la *U.S. National Longitudinal Study of Youth (NLSY)*, qui a commencé en 1979 auprès de jeunes âgés de 14 à 22 ans. Leur deuxième source de données est le supplément de données démographiques du mois de mars à la *Current Population Survey (CPS)* dans le cas des personnes nées entre 1957 et 1964 (qui avaient entre 14 et 22 ans en 1979). L'EDTR recueille des renseignements sur l'emploi des personnes âgées de 16 à 69 ans. Pour que l'échantillon soit raisonnablement grand, on a prélevé l'échantillon de travail parmi les personnes âgées de 16 à 30 ans en 1993. L'avantage de mettre l'accent sur les jeunes travailleurs est qu'on peut obtenir davantage de renseignements exacts concernant l'expérience de travail et la durée d'occupation de l'emploi que dans le cas de travailleurs plus âgés.

<sup>5</sup> Comme l'accent est mis sur les jeunes travailleurs, le fait d'inclure les diplômés d'études secondaires dans la catégorie des travailleurs peu qualifiés élargit de façon raisonnable l'échantillon des travailleurs peu qualifiés.

la présente étude porte sur les travailleurs dont le niveau de compétences est stable de sorte que les travailleurs peu qualifiés ne puissent pas progresser vers les groupes de travailleurs hautement qualifiés<sup>6</sup>.

L'échantillon final de l'étude est composé de 6 651 travailleurs et de 31 182 enregistrements salariaux. En plus des considérations susmentionnées, les critères suivants nous ont permis d'établir l'échantillon final. (1) Les personnes qui travaillent dans les industries de l'agriculture et de la pêche, représentant 2,5 % des enregistrements initiaux, sont exclues. (2) Les personnes pour lesquelles on n'a pas de renseignements sur leur niveau d'instruction (environ 1 % des enregistrements) sont exclues. (3) Les emplois pour lesquels nous n'avons pas de date de début sont exclus, car la durée d'occupation de l'emploi ne peut pas être calculée. Ils représentent environ 13 % des enregistrements initiaux<sup>7</sup>. (4) Les emplois qui ont pris fin l'année où ils ont commencé sont également exclus. Comme l'EDTR ne fournit qu'un enregistrement salarial pour chacun des emplois qui a pris fin en cours d'année, les moyennes salariales qui s'appliquent aux emplois correspondent aux rémunérations pour ces emplois, ce qui ne nous donne pas de renseignements utiles une fois que les rémunérations sont différenciées des moyennes. Cela représente 5 % des enregistrements initiaux. On trouve au tableau 1 un compte détaillé de l'échantillon.

<b>Tableau 1. Répartition de l'échantillon selon le sexe et le niveau de compétences</b>			
	Nombre de personnes		Nombre d'enregistrements
<b>Hommes</b>			
Peu qualifiés	1 527		6 126
Hautement qualifiés	1 846		9 575
<b>Femmes</b>			
Peu qualifiées	1 176		4 356
Hautement qualifiées	2 102		11 125
<b>Total</b>	<b>6 651</b>		<b>31 182</b>

Les moyennes du logarithme du taux salarial horaire entre 1993 et 1998 pour l'échantillon ci-dessus figurent au tableau 2<sup>8</sup>. Le tableau (partie I) montre que les femmes peu qualifiées ont connu une baisse de rémunération de près de 5 % durant cette période, tandis que les trois autres groupes de travailleurs ont connu une hausse salariale considérable au cours de la même période. Ce sont les hommes hautement qualifiés qui ont connu la meilleure augmentation, soit 18 % (changement dans les moyennes du logarithme du taux salarial horaire réel). Ils sont suivis des

<sup>6</sup> Toutefois, nous permettons aux travailleurs de changer leurs niveaux d'études dans les limites de leurs niveaux de compétences. Ainsi, un travailleur ayant moins d'un diplôme d'études secondaires peut obtenir un diplôme d'études secondaires au cours de la période d'échantillonnage; et un travailleur ayant fait des études universitaires peut obtenir un diplôme plus tard. Environ un travailleur sur quatre âgé de 16 à 30 ans en 1993 dont le niveau de scolarisation se situait au niveau des études secondaires avait entamé des études postsecondaires en 1998.

<sup>7</sup> Même s'il s'agit ici d'une portion relativement importante, les moyennes d'échantillon (écarts-types) des variables concernées sont à la hausse ou à la baisse juste avant et après l'élimination. Par exemple, la rémunération horaire moyenne (en logarithme) pour l'ensemble des travailleurs en 1998 (en dollars courants) est établie à 2,6373 avant l'élimination, et à 2,6388 après l'élimination, tandis que les écarts-types correspondants sont 0,4687 et 0,4684, respectivement.

<sup>8</sup> Les taux du salaire horaire sont corrigés en fonction des dollars constants de 1993.

femmes hautement qualifiées, avec une progression de 12 %, et des hommes peu qualifiés, avec une augmentation de 10 %.

<b>Tableau 2. Moyennes du logarithme du taux de rémunération horaire selon le sexe et le niveau de compétences (en dollars de 1993)</b>					
<b>I. Moyenne du taux de rémunération toutes les observations</b>					
	Hommes			Femmes	
	Peu qualifiés	Hautement qualifiés		Peu qualifiées	Hautement qualifiées
1993	2,30	2,52		2,17	2,38
1994	2,37	2,60		2,18	2,41
1995	2,35	2,60		2,16	2,40
1996	2,38	2,64		2,13	2,44
1997	2,38	2,64		2,11	2,46
1998	2,40	2,70		2,13	2,50
1993-1998	0,10	0,18		-0,04	0,12
Nombre d'enregistrements salariaux	6 126	9 575		4 356	11 125
<b>II. Panel équilibré (travailleurs)</b>					
1993	2,32	2,54		2,17	2,40
1998	2,55	2,77		2,31	2,57
1993-1998	0,23	0,23		0,14	0,17
Nombre de travailleurs	507	785		358	867

Les résultats ci-dessus doivent être interprétés avec circonspection puisque les travailleurs de chaque groupe ne sont pas exactement les mêmes au début et à la fin des périodes de comparaison. Après la première année, des nouveaux travailleurs peuvent joindre le panel et d'autres qui faisaient partie du panel initial peuvent ne plus être sur le marché du travail. Si les travailleurs ne sont pas homogènes au sein de leur groupe de compétences selon le sexe, les décrocheurs et les nouveaux venus entraîneront des estimations biaisées. Par exemple, si les retraits de travailleurs peu qualifiés sont attribuables à leurs faibles résultats professionnels, et que ceux qui demeurent dans le panel sont ceux qui performaient le mieux, les gains observés sur le plan de la rémunération du groupe au cours de l'ensemble de la période seront supérieurs aux gains réels. Pour étudier la question, on calcule aussi les taux d'augmentation de la rémunération pour les travailleurs visés par l'EDTR qui avaient un emploi en 1993 et en 1998 (le panel est équilibré pour ce qui est des travailleurs, mais déséquilibré pour ce qui est des enregistrements salariaux). La situation n'est plus du tout la même. D'après la partie II du tableau 2, la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés est très similaire à celle des travailleurs hautement qualifiés, même si le niveau de rémunération des travailleurs hautement qualifiés demeure supérieur à celui des travailleurs peu qualifiés.

On ne sait pas trop lequel des deux panels du tableau 2 reflète la véritable progression de la rémunération. Si les travailleurs sont homogènes pour ce qui est de leur rendement sur le marché du travail à l'intérieur de leur propre groupe de compétences selon le sexe, les résultats du panel 1 peuvent être plus près de la véritable progression de la rémunération que les résultats du panel 2 du tableau 2. Autrement, le panel 2 donne de meilleures estimations de cette progression.



Bien entendu, il se peut que les deux situations décrites au tableau 2 soient fausses. On devra tenir davantage compte des caractéristiques relatives aux emplois et aux travailleurs, de même que d'autres sources de variations de la rémunération afin d'évaluer avec exactitude la progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés.

### **III. Le modèle empirique et la stratégie relative à l'estimation**

Le modèle empirique selon lequel on présume que le travailleur  $i$  a touché un taux salarial horaire de  $w_{ijt}$  pour l'emploi  $j$  au moment  $t$ , est établi selon l'équation suivante.

$$w_{ijt} = \mathbf{X}_{ijt}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

où  $\boldsymbol{\beta}$  est un vecteur de coefficients  $k \times 1$ ,  $\varepsilon_{ijt}$  est le terme d'erreur idiosyncratique,  $\alpha_i$  et  $\delta_{ij}$  constituent les effets latents des caractéristiques relatives aux travailleurs et aux emplois qui ne varient pas dans le temps. Les composantes d'erreur  $\varepsilon_{ijt}$ ,  $\alpha_i$ , et  $\delta_{ij}$  sont présumées être distribuées de manière indépendante. Elles ont toutes une moyenne de 0 et leurs variances sont  $\sigma_\varepsilon^2$ ,  $\sigma_\alpha^2$  et  $\sigma_\delta^2$ , respectivement.  $\mathbf{X}_{ijt}$  est un vecteur  $1 \times k$  qui renferme des variables du capital humain, telles que l'expérience, la durée d'occupation de l'emploi et le nombre d'années d'études. D'autres contrôles inclus sont le statut syndical, le statut de travailleur à temps plein, le statut d'étudiant, la taille de l'entreprise, le travailleur en région rurale, l'année, la région et 15 variables fictives sur l'industrie<sup>9</sup>. Toutes les variables explicatives varient dans le temps.

Les variables du capital humain : le statut syndical, le statut d'étudiant et le statut de travailleur à temps plein, peuvent être en corrélation avec une ou l'ensemble des composantes d'erreur du modèle. Altonji et Shakotko (1987) prétendent que la durée d'occupation de l'emploi peut être en corrélation avec les caractéristiques latentes du travailleur et de l'emploi. Les bons appariements des emplois ont tendance à durer plus longtemps et, du coup, la qualité latente de l'appariement est en corrélation positive avec la durée d'occupation de l'emploi. Sans tenir compte de la qualité latente de l'appariement, l'effet estimatif de la durée de l'occupation du travail sera biaisé vers le haut. En revanche, les travailleurs hautement motivés sont plus susceptibles de toucher des salaires élevés et ont moins tendance à être mis à pied, et les travailleurs qui touchent des salaires élevés comparativement à leurs homologues ne quitteront pas leur travail. En ne tenant pas compte de l'hétérogénéité latente des travailleurs, on a tendance à fausser vers le haut le coefficient de la durée d'occupation de l'emploi dans la régression par les moindres carrés ordinaires (MCO). Les mêmes arguments s'appliquent aussi à l'expérience, bien qu'indirectement, puisque l'expérience de travail constitue la somme des durées d'occupation des anciens emplois. Le niveau d'instruction est une autre variable que l'on prétend souvent être endogène dans le modèle du capital humain. Les études demandent moins d'efforts aux personnes dont les capacités sont supérieures et, du coup, celles-ci ont tendance à avoir un niveau d'instruction plus élevé et à toucher des revenus supérieurs pour un nombre donné d'années d'études. De plus, on peut prétendre que les décisions de devenir membre d'un syndicat ou de passer d'un emploi à temps partiel à un emploi à temps plein peuvent être endogènes. Si les travailleurs sont au courant des avantages salariaux qu'offre un emploi syndiqué ou des avantages des employés à temps plein et que (les derniers, non syndiqués ou à temps partiel, ne sont pas satisfaits de leur salaire actuel), ils pourront de manière éclairée décider de devenir membres d'un syndicat ou à passer d'un emploi à temps partiel à un emploi à temps plein.

<sup>9</sup> Les statistiques descriptives sont présentées en annexe (tableau A1).

Pareillement, un travailleur peu scolarisé peut ne pas être satisfait de son revenu actuel et décider d'améliorer ses compétences en retournant aux études.

La corrélation entre les variables explicatives ci-dessus et les composantes d'erreur peut être traitée par le biais d'une procédure d'estimation des variables instrumentales (VI). Puisque ces variables explicatives varient dans le temps, les candidats naturels de leurs VI sont les écarts de leurs moyennes propres à l'emploi. Par construction, ces VI sont fortement en corrélation avec les variables explicatives endogènes, tout en ne l'étant pas du tout avec les composantes latentes<sup>10</sup>. Grâce à ces variables instrumentales, les estimations des VI pour  $\beta$  sont cohérentes<sup>11</sup>, et des estimations cohérentes pour  $\sigma_\varepsilon^2$ ,  $\sigma_\alpha^2$  et  $\sigma_\delta^2$  peuvent être calculées en fonction de ces estimations des VI<sup>12</sup>.

Cependant, les estimations des VI ne sont pas sans biais. De plus, nos observations se fondent à la fois sur le travailleur et les emplois qu'il a eus au fil du temps. La fenêtre d'observation n'est pas la même pour tous les travailleurs et ceux-ci peuvent avoir un nombre différent d'emplois. Un travailleur peut avoir plus d'un emploi en même temps, et ces différents emplois peuvent durer pendant un nombre différent de périodes. C'est pourquoi la matrice des covariances des termes d'erreur est propre à la personne. En général, si on observe que le travailleur  $i$  a des emplois  $J_i$  au cours des périodes  $T_i$ , la matrice des covariances est la suivante :

$$\Omega_i = \sigma_\alpha^2 \mathbf{I}_i \mathbf{I}_i' + \sigma_\delta^2 \mathbf{G}_i \mathbf{G}_i' + \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I}_i$$

où  $\mathbf{I}_i$  est le vecteur des unités  $T_i \times 1$ ,  $\mathbf{G}_i$  est une matrice  $T_i \times J_i$  dont l'élément  $tj^{\text{ème}}$  est l'unité si l'emploi  $j$  est tenu au moment  $t$  et est autrement 0, et  $\mathbf{I}_i$  est une matrice d'identité de l'ordre de  $T_i$ <sup>13</sup>. Pour obtenir des estimations efficaces de  $\beta$ , il faut appliquer la procédure d'estimation des moindres carrés généralisée (MCG). Mais contrairement au cas où l'effet latent de l'emploi est présumé être 0, dans le cadre duquel on peut obtenir les estimations MCG au moyen de la transformation  $\theta$  habituel<sup>14</sup>, on doit procéder à la transformation pour chaque travailleur séparément. Par exemple, dans le cas simple où l'on observe à l'égard d'un travailleur des taux salariaux pour deux emplois, la matrice des covariances est la suivante :

<sup>10</sup> On se sert également des études des parents et des mesures de l'état de santé du travailleur comme instruments supplémentaires. Cependant, les résultats empiriques sont essentiellement les mêmes avec ou sans instruments supplémentaires.

<sup>11</sup> Hausman et Taylor (1981).

<sup>12</sup> La procédure des VI nous donne une estimation valide de la somme des composantes de la variance. Au moyen des estimations des VI pour les  $\beta$  avec écarts, des moyennes propres à l'emploi,  $\sigma_\varepsilon^2$  peut être obtenu. En utilisant ces  $\beta$  avec les écarts des moyennes propres à la personne, on peut calculer  $\sigma_\delta^2$ . À partir de ces deux estimations de variance et de la somme des composantes de la variance, on obtient  $\sigma_\alpha^2$ . Ces estimations nous permettent d'établir la matrice des covariances nécessaire à la procédure d'estimation des moindres carrés généralisée des variables instrumentales.

<sup>13</sup> Pour plus de renseignements sur la structure de la covariance, voir Altonji et Shakotko (1987). Light et McGarry (1998) se sont également servis de cette structure d'erreur dans leur étude sur la mobilité de l'emploi et la rémunération.

<sup>14</sup> Dans ce cas, la matrice des covariances est  $\sigma_\alpha^2 \mathbf{I}_i \mathbf{I}_i' + \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I}_i$ . Bien que les dimensions de cette matrice soient différentes pour les différents travailleurs dans un panel non équilibré, les éléments de la diagonale pour l'ensemble des travailleurs sont  $\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$ , et les éléments hors diagonale sont simplement  $\sigma_\alpha^2$ .

$$\begin{bmatrix} \sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\delta}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 & \sigma_{\alpha}^2 \\ \sigma_{\alpha}^2 & \sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\delta}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 \end{bmatrix}.$$

Mais si les deux observations des salaires s'appliquent au même emploi (qui doit nécessairement couvrir deux périodes), la matrice des covariances sera plutôt :

$$\begin{bmatrix} \sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\delta}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 & \sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\delta}^2 \\ \sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\delta}^2 & \sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\delta}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 \end{bmatrix}.$$

Par conséquent, la matrice de la transformation dépend non seulement du nombre d'observations concernées pour chaque travailleur, mais également du nombre d'emplois tenus par chaque travailleur et la durée de chaque emploi.

À partir d'une estimation cohérente de la matrice des covariances obtenue par l'entremise de la procédure des VI et des variables initiales transformées, la procédure d'estimation des VI est encore une fois appliquée au modèle transformé. Cet estimateur est appelé l'estimateur des moindres carrés généralisé des variables instrumentales (MCGVI)<sup>15</sup>. C'est cohérent et asymptotiquement efficace. On évalue un certain nombre de spécifications différentes du modèle salarial. Les spécifications différentes reposent sur la façon dont les variables explicatives potentielles sont en corrélation avec les termes d'erreur latents.

## **IV. Résultats empiriques**

### **1. Statistiques descriptives**

Les statistiques descriptives pour les variables employées dans les régressions se trouvent au tableau A1 en annexe. Les logarithmes du salaire horaire moyen des hommes hautement qualifiés et des hommes peu qualifiés sont de 2,63 et 2,36, respectivement, soit une différence d'environ 26 % entre les deux. La différence correspondante entre les femmes peu qualifiées et les femmes hautement qualifiées est d'environ 29 %. L'âge moyen des hommes hautement qualifiés (peu qualifiés) est de 27,5 ans (23,1 ans), tandis que l'âge moyen des femmes hautement qualifiées (peu qualifiées) est de 27,1 ans (25 ans). L'expérience de travail totale des hommes peu qualifiés et hautement qualifiés est à peu près identique (soit 5,9 ans contre 5,7 ans), tandis que l'expérience de travail des femmes hautement qualifiées est quelque peu supérieure à celle des femmes peu qualifiées (5,1 ans contre 4,7 ans). Le nombre moyen d'années d'études des travailleurs hautement qualifiés est d'environ quatre ans supérieur à celui des travailleurs peu qualifiés (15 ans contre 11 ans). La durée moyenne d'occupation de l'emploi des travailleurs hautement qualifiés n'est que légèrement supérieure à celle des travailleurs peu qualifiés (la différence est d'environ 0,2 an pour les hommes et 0,4 an pour les femmes). Les travailleurs hautement qualifiés sont plus susceptibles d'être syndiqués que les travailleurs peu qualifiés, en particulier chez les femmes (25 % contre 14 %). Il est intéressant de noter que les travailleurs hautement qualifiés sont plus susceptibles que les travailleurs peu qualifiés de s'inscrire à des cours (à temps partiel ou à temps plein) à un moment ou à un autre (24 % contre 13,5 % chez les hommes, et 25 % contre 18 % chez les femmes).

<sup>15</sup> Altonji et Shakotko (1987).

Dans l'ensemble des branches d'activité, les hommes peu qualifiés sont plus susceptibles de travailler dans les secteurs de la fabrication et de la construction, tandis que leurs homologues hautement qualifiés sont plus susceptibles de travailler dans les secteurs de la fabrication et du commerce de détail. Plus de 40 % des femmes peu qualifiées travaillent dans les secteurs du commerce de détail et des services hôteliers, tandis que plus de 40 % des femmes hautement qualifiées travaillent dans les secteurs des services sociaux, du commerce de détail et des services commerciaux. Enfin, un peu moins du tiers des travailleurs hautement qualifiés travaillent dans les entreprises les plus grandes (1 000 employés ou plus), tandis que plus du tiers des hommes peu qualifiés travaillent dans des entreprises comptant moins de 20 employés.

## **2. Résultats des estimations : Incidences de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience de travail**

Trois différentes spécifications du modèle sont évaluées séparément pour les hommes et les femmes peu qualifiés. À des fins de comparaison, le modèle est également évalué pour les hommes et les femmes qualifiés. Les résultats des estimations se trouvent aux tableaux A2 à A5. Les premières colonnes de ces tableaux donnent les estimations selon la méthode des MCO. Les colonnes 2 à 4, sous les titres MCGVI-1, MCGVI-2 et MCGVI-3, présentent les estimations des moindres carrés généralisées des variables instrumentales. À la colonne sous la rubrique MCGVI-1, on présume que les variables et les carrés de l'expérience et de la durée d'occupation de l'emploi, le nombre des années d'études, le statut syndical, le statut d'étudiant et le statut à temps plein sont des variables endogènes. À la colonne sous la rubrique MCGVI-2, on exclut des variables endogènes, le statut syndical, le statut d'étudiant et le statut à temps plein, et à la colonne MCGVI-3, on présume que sont endogènes seulement la variable et le carré de la durée d'occupation de l'emploi. Cette dernière spécification est celle qui se compare le mieux aux estimations MCGVI d'Altonji et Shakotko (1987).

À des fins de comparaison, les résultats des estimations selon la méthode des MCO sont résumés ci-dessous. Y font suite des discussions détaillées des résultats des estimations MCGVI pour chaque groupe de travailleurs. Les estimations selon la méthode des MCO du modèle confirment un certain nombre de faits stylisés, comme la faible rémunération dans les secteurs du commerce de détail et de l'hébergement (la branche d'activité de référence est celle de la fabrication), la rémunération supérieure des travailleurs mariés comparativement aux travailleurs célibataires, un avantage de salaire syndical appréciable et un effet évident sur la taille de l'employeur. L'estimation selon la méthode des MCO de l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience de travail pour ces quatre groupes. La différence est particulièrement évidente dans le cas des travailleurs peu qualifiés. L'incidence estimative de la durée d'occupation de l'emploi des hommes peu qualifiés est de 5,4 %, alors que l'incidence estimative de leur expérience de travail n'est pas significativement différente de zéro. Tandis que l'incidence estimative de la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des femmes peu qualifiées est de 11 %, l'incidence estimative de leur expérience de travail est négative et vraisemblablement fautive. Cela n'est pas étonnant puisque l'estimation selon la méthode des MCO ne tient pas compte du problème endogène potentiel et que l'hétérogénéité latente n'est pas neutralisée, ce qui fait que les chiffres sont vraisemblablement biaisés et incohérents.

Le tableau A2 fournit des estimations pour les hommes peu qualifiés. Les résultats se fondent sur 1 527 personnes et 6 126 enregistrements salariaux. Les estimations des coefficients clés sont très semblables d'une spécification à l'autre. Les coefficients sur la durée d'occupation de l'emploi (0,0515, 0,0517 et 0,0548 sous les rubriques MCGVI-1, MCGVI-2 et MCGVI-3, respectivement)

sont supérieurs aux coefficients correspondants sur l'expérience de travail (0,0298, 0,0351 et 0,0243) pour ce groupe de travailleurs. Les coefficients sur le carré de la durée d'occupation de l'emploi pour les trois spécifications (-0,0329, -0,0344, -0,0374) indiquent que le salaire augmente avec la durée d'occupation de l'emploi à un rythme qui ralentit toujours. Alors que les coefficients sur le carré de l'expérience sont tous négatifs, ils ne diffèrent pas de zéro de façon significative sous les rubriques MCGVI-1 et MCGVI-3. Il n'y a que MCGVI-2 qui produise un coefficient significativement différent de zéro, mais son ampleur est relativement faible (-0,0072). Il en est ainsi puisque notre échantillon est composé de jeunes travailleurs et que les estimations ont saisi la portion ascendante de la pente du profil des revenus selon l'âge.

Les résultats pour les hommes qualifiés se trouvent au tableau A3. Le tableau illustre que les estimations MCGVI de l'incidence de l'expérience de travail sont supérieures à celles de l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi. Les coefficients sur l'expérience sont 0,0651, 0,0714 et 0,0581 pour les trois spécifications. Ils sont de loin supérieurs aux estimations correspondantes pour la durée d'occupation de l'emploi (0,0135, 0,012 et 0,0235). Contrairement à ce qu'on avait observé pour les hommes peu qualifiés, on constate que les estimations ci-dessus varient considérablement d'une spécification à l'autre, vraisemblablement compte tenu d'une hétérogénéité plus forte chez les hommes qualifiés. De fait, les variances estimatives des caractéristiques latentes relatives aux employés et aux emplois ( $\sigma^2_\alpha$  et  $\sigma^2_\delta$ ) pour les hommes qualifiés sont toutes supérieures sur le plan quantitatif à celles qui concernent les hommes peu qualifiés dans les trois spécifications (voir les tableaux A2 et A3). En revanche, les coefficients relatifs au carré de l'expérience (-0,0134, -0,0166, et -0,013) et les coefficients relatifs au carré de la durée d'occupation de l'emploi (-0,0118, -0,0155 et -0,018) indiquent que l'expérience de travail et la durée d'occupation de l'emploi ont moins d'incidence (tous les coefficients ci-dessus diffèrent significativement de 0). Cependant, on peut observer que ces coefficients des carrés de l'expérience et de la durée d'occupation de l'emploi sont très près, et qu'aucun d'eux ne comporte une ampleur très importante.

Le tableau A4 renferme les estimations qui s'appliquent aux femmes peu qualifiées. On obtient les mêmes résultats en comparant l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi et l'incidence de l'expérience de travail que dans le cas des hommes peu qualifiés. Pour les trois spécifications, on a estimé les coefficients de l'expérience de travail comme étant 0,0229, 0,0233 et 0,0226, tandis que les coefficients correspondants de la durée d'occupation de l'emploi sont 0,0325, 0,0451 et 0,0512 (tous les six sont significatifs au niveau de 1 %). Manifestement, les trois spécifications fournissent des estimations très semblables pour les coefficients sur l'expérience, mais les estimations de l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi varient considérablement. Cela ne devrait toutefois pas influencer sur les estimations globales de l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi, puisque le coefficient à l'égard du carré de la durée d'occupation de l'emploi (-0,0169, -0,0273 et -0,0303) a une valeur négative importante quand le coefficient relatif à la durée d'occupation de l'emploi augmente (0,0325, 0,0451 et 0,0512).

Enfin, les résultats concernant les femmes qualifiées (tableau A5) sont quelque peu inégaux. On ne sait pas vraiment si l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à celle de l'expérience de travail, ou vice-versa. En outre, les estimations qui s'appliquent aux trois spécifications comportent des variations considérables, même si les coefficients relatifs à l'expérience et au carré de la durée d'occupation de l'emploi peuvent réduire les écarts.

On peut examiner, en ce qui a trait aux résultats ci-dessus, la sensibilité des estimations. Soulignons, à titre de conclusion générale, que les estimations selon la méthode des MCO sont

très robustes, tandis que les estimations MCGVI le sont moins. Alors que les estimations selon la méthode des MCO de quatre différentes spécifications confirment que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience de travail pour tous les travailleurs, les estimations MCGVI produisent parfois des résultats opposés. Cependant, une caractéristique particulière des estimations MCGVI est que, alors que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est inférieure à l'incidence de l'expérience au sein de chacun des groupes, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des travailleurs peu qualifiés est supérieure à l'incidence de la durée d'occupation qui s'applique aux travailleurs qualifiés. Dans un cas extrême où l'on présume que logarithme du salaire dépend seulement de l'expérience, de la durée d'occupation et de leurs carrés, cette caractéristique est très bien illustrée. Dans le tableau A6, les coefficients relatifs à l'expérience pour les hommes qualifiés et les travailleurs peu qualifiés sont très près (0,34 contre 0,33 à l'égard de l'expérience, -0,12 à l'égard du carré de l'expérience pour les deux groupes). Le coefficient à l'égard de la durée d'occupation de l'emploi se chiffre à 0,13 dans le cas des hommes peu qualifiés, ce qui est plus du double du coefficient qui s'applique aux hommes qualifiés (0,06), tandis que les coefficients sur le carré de la durée d'occupation de l'emploi s'élèvent à -0,1 (pour les hommes peu qualifiés) et à -0,07 (pour les hommes qualifiés), respectivement. Dans le cas des femmes, le tableau indique clairement que l'incidence de l'expérience de travail est supérieure dans le cas des femmes qualifiées que dans le cas des femmes peu qualifiées, et que la durée d'occupation de l'emploi est plus importante pour les femmes peu qualifiées que pour les femmes qualifiées. Alors même si l'incidence estimative de l'expérience peut s'avérer supérieure à celle de la durée d'occupation de l'emploi dans différentes spécifications, on voit clairement que pour les travailleurs peu qualifiés, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à celle des travailleurs qualifiés, tandis que pour les travailleurs qualifiés, l'incidence de l'expérience de travail est supérieure à celle des travailleurs peu qualifiés.

### **3. Certains résultats des simulations**

Pour tenir compte du volet non linéaire des effets de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience de travail sur le salaire, on calcule les effets partiels sur le taux salarial évalué à la moyenne et diverses valeurs précises de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience. Les tableaux 3, 4 et 5 présentent les effets bruts calculés de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience du travail sur le taux salarial (en fonction des spécifications MCGVI-1, MCGVI-2 et MCGVI-3, respectivement). Les estimations des variances et des covariances de ces coefficients servent à calculer les erreurs-types de ces effets partiels.

Année	Hommes peu qualifiés		Hommes hautement qualifiés		Femmes peu qualifiées		Femmes hautement qualifiées	
	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.
1	0,0449 (0,0046)	0,0289 (0,0052)	0,0111 (0,0043)	0,0625 (0,0050)	0,0291 (0,0052)	0,0231 (0,0062)	0,0363 (0,0037)	0,0431 (0,0046)
2	0,0384 (0,0043)	0,0280 (0,0056)	0,0088 (0,0041)	0,0598 (0,0048)	0,0257 (0,0049)	0,0234 (0,0059)	0,0319 (0,0035)	0,0427 (0,0043)
3	0,0318 (0,0050)	0,0271 (0,0048)	0,0064 (0,0048)	0,0571 (0,0047)	0,0224 (0,0057)	0,0237 (0,0057)	0,0276 (0,0041)	0,0422 (0,0042)
4	0,0252 (0,0042)	0,0262 (0,0047)	0,0041 (0,0041)	0,0544 (0,0046)	0,0190 (0,0047)	0,0240 (0,0055)	0,0233 (0,0034)	0,0418 (0,0041)
5	0,0186 (0,0058)	0,0254 (0,0047)	0,0017 (0,0058)	0,0517 (0,0047)	0,0156 (0,0067)	0,0243 (0,0055)	0,0189 (0,0049)	0,0413 (0,0041)
6	0,0121 (0,0045)	0,0245 (0,0047)	-0,0007 (0,0047)	0,0490 (0,0048)	0,0122 (0,0052)	0,0246 (0,0059)	0,0146 (0,0039)	0,0409 (0,0043)
Moyenne <sup>16</sup>	0,0301 (0,0042)	0,0246 (0,0047)	0,0054 (0,0041)	0,0499 (0,0047)	0,0221 (0,0047)	0,0242 (0,0055)	0,0255 (0,0034)	0,0413 (0,0041)

Le tableau 3 montre que, pour les hommes peu qualifiés, l'effet moyen de la durée d'occupation de l'emploi sur le logarithme du salaire est supérieur à celui de l'expérience de travail (0,030 contre 0,025). Cela signifie que l'incidence d'une année supplémentaire dans la durée d'occupation de l'emploi correspond à environ la moitié d'un point de pourcentage supérieur à l'incidence d'une année supplémentaire d'expérience. Cependant, les incidences moyennes de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience dans le cas des femmes peu qualifiées sont presque les mêmes (0,022 contre 0,24). En revanche, l'incidence moyenne de l'expérience dans le cas des travailleurs qualifiés (hommes et femmes) est supérieure à l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi, en particulier dans le cas des hommes qualifiés. La différence montre clairement que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des hommes qualifiés, soit 0,0054, comporte une erreur-type de 0,0041. Cependant, quand on fait le calcul en remontant aux trois premières années dans le cas des hommes peu qualifiés et aux deux premières années dans le cas des femmes peu qualifiées, on peut observer que les incidences de la durée d'occupation de l'emploi sont supérieures aux incidences de l'expérience de travail. Dans le cas des travailleurs qualifiés, on constate que le mécanisme de progression de la rémunération diffère passablement des travailleurs peu qualifiés. Dans le cas des travailleurs qualifiés, l'expérience de travail joue un rôle beaucoup plus important que la durée d'occupation de l'emploi dans leur processus de formation de la rémunération, tandis que pour les travailleurs peu qualifiés, la durée d'occupation de l'emploi peut influencer également sinon plus que le total de l'expérience sur le marché du travail.

En fonction des résultats des estimations de MCGVI-2, le tableau 4 montre que, dans le cas des travailleurs peu qualifiés, l'incidence moyenne de la durée d'occupation de l'emploi n'est que légèrement supérieure à l'incidence de l'expérience de travail, tandis que les différences entre les incidences moyennes pour les travailleurs qualifiés sont très évidentes. Au cours des trois premières années, en revanche, les travailleurs peu qualifiés ont intérêt à conserver le même

<sup>16</sup> Les moyennes de la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des hommes et des femmes peu qualifiés, des hommes et des femmes hautement qualifiés s'élèvent à 3,25, 3,09, 3,41 et 3,49 ans, respectivement. Les moyennes correspondantes de l'expérience de travail sont les suivantes : 5,85, 4,70, 5,66 et 5,13 ans. Voir le tableau A1 en annexe.

employeur puisque l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience de travail au cours des premières années. Là encore, le tableau 4 montre que les mécanismes de progression de la rémunération qui s'appliquent aux travailleurs qualifiés et peu qualifiés diffèrent considérablement. L'expérience de travail contribue à la croissance de la rémunération dans une proportion nettement supérieure que la durée d'occupation de l'emploi dans le cas des travailleurs qualifiés, tandis que le rôle de la durée d'occupation de l'emploi est pour l'essentiel aussi important que l'expérience, et surtout au cours des premières années d'emploi.

**Tableau 4 . Effets de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience : IVGSL-2 (erreur-type entre parenthèses)**

Année	Hommes peu qualifiés		Hommes hautement qualifiés		Femmes peu qualifiées		Femmes hautement qualifiées	
	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.
1	0,0448 (0,0045)	0,0337 (0,0053)	0,0089 (0,0044)	0,0680 (0,0051)	0,0396 (0,0055)	0,0239 (0,0068)	0,0345 (0,0035)	0,0470 (0,0045)
2	0,0380 (0,0043)	0,0322 (0,0050)	0,0058 (0,0042)	0,0647 (0,0049)	0,0342 (0,0052)	0,0246 (0,0065)	0,0303 (0,0035)	0,0451 (0,0043)
3	0,0311 (0,0050)	0,0308 (0,0049)	0,0027 (0,0050)	0,0614 (0,0047)	0,0287 (0,0062)	0,0252 (0,0062)	0,0261 (0,0039)	0,0431 (0,0041)
4	0,0242 (0,0042)	0,0294 (0,0047)	-0,0004 (0,0042)	0,0580 (0,0047)	0,0233 (0,0051)	0,0259 (0,0060)	0,0219 (0,0032)	0,0412 (0,0040)
5	0,0173 (0,0059)	0,0279 (0,0047)	-0,0035 (0,0060)	0,0547 (0,0047)	0,0178 (0,0073)	0,0265 (0,0060)	0,0177 (0,0046)	0,0393 (0,0040)
6	0,0105 (0,0046)	0,0265 (0,0048)	-0,0065 (0,0048)	0,0514 (0,0049)	0,0123 (0,0057)	0,0271 (0,0061)	0,0135 (0,0035)	0,0374 (0,0041)
Moyenne	0,0293 (0,0031)	0,0268 (0,0029)	0,0014 (0,0030)	0,0526 (0,0034)	0,0282 (0,0037)	0,0263 (0,0040)	0,0240 (0,0039)	0,0391 (0,0026)

Enfin, d'après les résultats fondés sur MCGVI-3 (tableau 5), la durée d'occupation de l'emploi joue un rôle encore plus important que dans le cas des deux autres spécifications. L'effet moyen de la durée d'occupation de l'emploi qui est supérieur à l'effet moyen de l'expérience pour l'ensemble des femmes et des hommes peu qualifiés l'est encore plus ici que dans les spécifications précédentes. Dans le temps, cette spécification indique que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est toujours supérieure à l'effet de l'expérience jusqu'à la quatrième année d'occupation de l'emploi et d'expérience, alors que les résultats fondés sur les deux autres modèles montrent que l'effet de la durée d'occupation de l'emploi est supérieur à l'effet de l'expérience jusqu'à la deuxième ou troisième année d'emploi.



<b>Tableau 5. Effets de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience : MCGVI-3</b> (erreur-type entre parenthèses)								
Année	Hommes peu qualifiés		Femmes peu qualifiées		Hommes hautement qualifiés		Femmes hautement qualifiées	
	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.	Durée	Exp.
1	0,0473 (0,0045)	0,0240 (0,0036)	0,0199 (0,0043)	0,0555 (0,0038)	0,0451 (0,0059)	0,0233 (0,0041)	0,0485 (0,0037)	0,0274 (0,0031)
2	0,0398 (0,0039)	0,0237 (0,0035)	0,0163 (0,0041)	0,0529 (0,0039)	0,0391 (0,0045)	0,0239 (0,0036)	0,0426 (0,0035)	0,0276 (0,0027)
3	0,0324 (0,0033)	0,0234 (0,0033)	0,0127 (0,0040)	0,0503 (0,0041)	0,0330 (0,0038)	0,0246 (0,0031)	0,0368 (0,0034)	0,0279 (0,0023)
4	0,0249 (0,0029)	0,0231 (0,0032)	0,0091 (0,0040)	0,0477 (0,0043)	0,0270 (0,0032)	0,0252 (0,0027)	0,0309 (0,0035)	0,0281 (0,0020)
5	0,0174 (0,0026)	0,0228 (0,0032)	0,0055 (0,0041)	0,0451 (0,0045)	0,0209 (0,0030)	0,0259 (0,0023)	0,0250 (0,0037)	0,0283 (0,0018)
6	0,0099 (0,0026)	0,0225 (0,0033)	0,0019 (0,0044)	0,0425 (0,0048)	0,0148 (0,0031)	0,0266 (0,0021)	0,0191 (0,0040)	0,0285 (0,0017)
Moyenne	0,0305 (0,0019)	0,0226 (0,0017)	0,0011 (0,0030)	0,0434 (0,0021)	0,0325 (0,0018)	0,0257 (0,0024)	0,0339 (0,0023)	0,0283 (0,0018)

En résumé, nos résultats montrent que la durée d'occupation de l'emploi a un effet supérieur sur les salaires des travailleurs peu qualifiés. Dans le cas des hommes qualifiés, la durée d'occupation de l'emploi ne joue qu'un faible rôle tandis que l'expérience de travail constitue le principal moteur de l'augmentation du salaire. Cependant, dans le cas des femmes qualifiées, le résultat est quelque peu inégal.

Néanmoins, chez les travailleurs qui conservent leur emploi, la durée d'occupation de l'emploi et l'expérience de travail évoluent en même temps. Il serait plus réaliste de permettre à la durée d'occupation de l'emploi et à l'expérience de travail de varier en même temps. De la sorte, on pourrait comparer la progression du salaire chez les personnes dont la durée d'occupation de l'emploi est plus longue et chez celles dont la durée d'occupation de l'emploi est plus courte au sein de chaque groupe de travailleurs. Dans ce qui suit, on a calculé le salaire prévu à la fin de chaque année pour les deux types de travailleurs : ceux qui passent d'un emploi à l'autre et ceux qui conservent leur emploi. Dans la catégorie des personnes qui changent d'emploi, on retrouve les personnes qui changent d'employeur au début de chaque année, tandis que dans la catégorie des personnes qui gardent leur emploi, on trouve les personnes qui conservent le même emploi tout le temps. Dans les deux cas, on ne constate aucune interruption de travail. On a présumé que les travailleurs avaient commencé leur emploi en même temps et qu'ils n'avaient aucune expérience de travail antérieure<sup>17</sup>. Leur expérience de travail sera identique, mais la durée d'occupation de l'emploi différera : la personne qui change d'emploi a toujours une durée d'occupation d'un an, tandis que la personne qui garde le même emploi verra la durée d'occupation de son emploi et de son expérience augmenter d'un an à la fin de chaque année. Toutes les autres variables sont établies selon les moyennes de l'échantillon. Au tableau 6, on trouve la progression de la rémunération à troisième, cinquième, dixième et quinzième années

<sup>17</sup> On peut tirer la même conclusion si on suppose que les travailleurs avaient déjà de l'expérience. Par exemple, on peut calculer la progression de la rémunération des personnes qui ne quittent pas leur emploi et des personnes qui changent d'emploi comptant cinq ans d'expérience de travail. De même, la progression de la rémunération des personnes qui changent fréquemment d'emploi et des personnes qui changent rarement d'emploi peuvent être calculées. Dans le premier cas, les durées d'occupation de l'emploi seront nécessairement brèves, tandis que dans le dernier cas, les durées d'occupation de l'emploi seront nécessairement longues.

d'emploi pour les personnes qui changent d'emploi et les personnes qui gardent leur emploi à partir des estimations des trois spécifications.

<b>Tableau 6. Progression de la rémunération pour les personnes qui changent d'emploi et les personnes qui gardent leur emploi</b>								
	Hommes peu qualifiés		Femmes hautement qualifiés		Hommes peu qualifiées		Femmes hautement qualifiées	
	Chang.	Gard.	Chang.	Gard.	Chang.	Gard.	Chang.	Gard.
<b><u>MCGVI-1</u></b>								
Rémunération à la fin de la première année	2,17		2,05		2,36		2,23	
Progression de la rémunération à								
3 ans	5,6	13,3	5,6	10,8	12,0	13,7	8,5	14,9
5 ans	10,9	23,6	10,5	19,4	22,8	25,4	16,9	27,9
10 ans	22,5	36,3	22,9	35,6	45,3	45,8	37,0	52,0
15 ans	31,9	29,9	36,5	44,5	61,1	54,1	56,1	64,1
<b><u>MCGVI-2</u></b>								
Rémunération à la fin de la première année	2,20		2,08		2,67		2,27	
Progression de la rémunération à								
3 ans	6,5	14,0	4,9	11,8	13,0	14,1	9,0	15,1
5 ans	12,3	24,5	10,1	19,4	24,6	25,7	17,3	27,7
10 ans	24,5	36,9	24,1	37,7	47,8	43,3	34,5	48,5
15 ans	33,4	28,4	40,2	42,2	63,3	45,3	47,3	53,3
<b><u>MCGVI-3</u></b>								
Rémunération à la fin de la première année	2,27		2,09		2,43		2,29	
Progression de la rémunération à								
3 ans	4,7	12,7	4,8	12,6	10,6	13,8	5,5	14,1
5 ans	9,4	22,3	9,8	23,4	20,1	25,2	11,2	25,9
10 ans	20,4	32,7	23,6	39,7	39,4	42,8	25,6	45,4
15 ans	31,2	24,2	38,8	42,8	52,0	45,0	40,5	50,5

La rémunération des travailleurs qui changent d'emploi et des personnes qui gardent leur emploi est la même à la fin de la première année, car ils ont tous les deux un an d'expérience de travail et une durée d'occupation d'emploi d'un an. Mais au fil du temps, la rémunération des travailleurs qui changent d'emploi et ceux qui gardent leur emploi commencera par diverger, puis par converger. Sous la spécification MCGVI-1, si un homme peu qualifié conserve le même emploi, sa rémunération annuelle augmentera de 13,3 % en trois ans. Mais s'il change d'emploi chaque année, sa rémunération n'augmentera que de 5,6 %. Le revenu que touche le travailleur qui garde son emploi est donc de 7,7 % supérieur à ce qu'il aurait touché s'il avait changé d'emploi tous les ans. On appelle cela le gain salarial supplémentaire ou l'augmentation supplémentaire d'un travailleur qui conserve son emploi (le travailleur qui garde son emploi) plutôt que de changer d'emploi tous les ans (le travailleur qui change d'emploi). La hausse de la rémunération supplémentaire dans le cas du travailleur qui garde son emploi se chiffrerait à 7,6 % sous MCGVI-2 et à 8,0 % sous MCGVI-3 en trois ans. La cinquième et la dixième années, les gains supplémentaires des personnes qui gardent leur emploi variaient de 12,4 % à 12,9 %, et de 12,3 % à 13,8 %, respectivement. La hausse maximale supplémentaire obtenue par les hommes peu qualifiés se situe entre 15 % et 16 % s'ils gardent le même emploi pendant sept à huit ans, période après laquelle les gains supplémentaires commencent à diminuer jusqu'à atteindre 0 (autour de la quatorzième année d'emploi). Dans le cas des femmes peu qualifiées, les résultats laissent croire que la hausse de la rémunération supplémentaire obtenue par une personne qui garde son emploi varie de 4,5 % à 6,6 % en trois ans, de 9,9 % à 11,9 % en cinq

ans, et de 8,3 % à 10,8 % en 10 ans. C'est vers la septième à la neuvième année d'emploi qu'on remarque un plateau des gains supplémentaires. La hausse supplémentaire maximale obtenue par une personne qui garde son emploi se situe autour de 17 %, puis elle diminue pour atteindre 0 vers la seizième année d'emploi.

Dans le cas des hommes qualifiés, la hausse supplémentaire obtenue par le travailleur qui garde son emploi est limitée. Le gain supplémentaire maximum s'élève à environ 5 %. On peut l'atteindre vers la cinquième année d'emploi, puis elle diminue pour atteindre 0 immédiatement après. En revanche, la hausse de la rémunération supplémentaire dans le cas des femmes qualifiées suit la même courbe que pour les femmes et les hommes peu qualifiés qui conservent leur emploi. Les gains supplémentaires en trois ans d'emploi varient de 6,1 % à 8,5 %. Ils varient de 10,4 % à 14,7 % en cinq ans, de 14 % à 20 % en dix ans, et de 7 % à 10 % en quinze ans d'emploi. Les gains supplémentaires maximum que les femmes qualifiées qui gardent leur emploi peuvent obtenir s'élèvent à environ 14 % à 20 %; on peut l'atteindre entre la neuvième et la dixième années d'emploi.

L'exercice ci-dessus, conditionnel aux caractéristiques de l'employé et de l'emploi, montre que les travailleurs peu qualifiés pourraient augmenter leur rémunération plus rapidement s'ils conservaient le même emploi pendant une longue période plutôt que de passer fréquemment d'un emploi à un autre. Dans le cas des travailleurs peu qualifiés ne comptant aucune expérience de travail antérieure et des femmes qualifiées, la durée optimale d'occupation de l'emploi se situe autour de huit à neuf ans. La rémunération supplémentaire se situe entre 15 % et 20 % s'ils gardent leur emploi jusqu'à la durée optimale plutôt que de changer d'emploi tous les ans. Cependant, plus l'expérience générale de travail s'accumule, plus l'effet direct de la durée d'occupation de l'emploi sur la progression de la rémunération s'amenuise.

En fonction des résultats ci-dessus, il est raisonnable de conclure que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience totale sur le marché du travail dans le cas des travailleurs peu qualifiés au cours des premières années d'emploi. Les jeunes travailleurs peu qualifiés (qui ont habituellement peu d'expérience de travail) peuvent augmenter leurs possibilités de revenus de 15 % à 20 % en conservant leur emploi pendant huit à neuf ans plutôt qu'en changeant d'emploi tous les ans.

#### **4. Incidence élevée des études**

Les estimations de l'incidence des études dans la présente étude varient entre 13 % et 18 % pour les hommes et entre 13 % et 16 % pour les femmes. Ces chiffres sont relativement élevés comparativement à la plupart des études sur l'incidence des études<sup>18</sup>. Cela vaut la peine de souligner que l'échantillon de la présente étude saisit la portion ascendante de la pente du profil de la rémunération selon l'âge. Les travailleurs de l'échantillon sont jeunes et ont une expérience relativement faible et homogène sur le marché du travail (voir le tableau A1 en annexe). Il n'est pas surprenant de constater la contribution élevée du capital humain général, par exemple le nombre d'années d'études, à la progression de la rémunération chez les jeunes travailleurs. Sur le plan empirique, les estimations se fondent sur l'estimation des VI. On sait très bien que les estimations des VI concernant l'incidence des études sont presque toujours supérieures aux estimations correspondantes produites selon la méthode MCO; leur incidence élevée dans le présent travail compare passablement bien aux autres études fondées sur les VI. Par exemple, les

<sup>18</sup> Cards (1999) résume un nombre important d'études sur l'incidence des études. Les estimations selon la méthode MCO varient de 5 % à 11 %, tandis que les estimations des VI varient entre 6 % et 15 %.

estimations de Hausman et Taylor (1981), qui se fondent sur un échantillon aléatoire de la Panel Study on Income Dynamics (PSID) de 750 hommes âgés de 25 à 55 ans en 1968 et en 1972, varient de 12,5 % à 21,7 %.

Pour voir la sensibilité de l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience relativement à l'incidence des études, certaines versions restreintes du modèle de la rémunération, où l'incidence des études est fixée à 8 % et à 10,5 %, sont également évaluées<sup>19</sup>. Sous réserve de la restriction, la principale constatation selon laquelle l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est supérieure à l'incidence de l'expérience totale sur le marché du travail dans le cas des hommes peu qualifiés tient toujours, tout comme l'opposé dans le cas des hommes hautement qualifiés. Par exemple, si on établit l'incidence des études à 10,5 % dans le cas des hommes peu qualifiés, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi et de l'expérience de travail devient 8,4 % et 7,5 %, respectivement, tandis que si l'incidence de leurs études est établie à 8 %, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi et l'incidence de l'expérience deviennent 7,4 % et 6,2 %, respectivement. Cependant, quand on réduit l'incidence des études à 8 % ou à 10,5 % dans le cas des femmes peu qualifiées, l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi est inférieure à l'incidence de l'expérience<sup>20</sup>.

### **5. Les effets d'autres variables sur la progression de la rémunération**

Les effets des autres variables explicatives sur le modèle de rémunération sont passablement stables d'une spécification à l'autre. On peut les résumer comme suit :

- (a) Les hommes, indépendamment de leur niveau de compétences, touchent un avantage de salaire syndical d'environ 7 %, tandis que les femmes touchent un avantage supérieur (de 11 % à 15 %).
- (b) En général, les travailleurs à temps plein touchent un salaire horaire supérieur, bien que cela soit inégal dans le cas des femmes hautement qualifiées.
- (c) Les travailleurs mariés ont un salaire horaire supérieur, indépendamment de leur sexe et de leur niveau de compétences. Mais le salaire horaire des hommes mariés peu qualifiés peut être supérieur de 15 % à celui de leurs homologues non mariés.
- (d) Les travailleurs des secteurs du commerce de détail, des services hôteliers et des autres services gagnent beaucoup moins que les travailleurs des secteurs de la fabrication.
- (e) Les travailleurs qui ont un emploi dans de grandes entreprises (les entreprises comptant 500 employés ou plus et celles comptant plus de 1 000 employés) touchent un avantage de salaire d'environ 10 %. L'avantage établi selon la taille de l'entreprise dans le cas des travailleurs hautement qualifiés est supérieure à celle qui s'applique aux travailleurs peu qualifiés.

## **V. Sommaire et conclusion**

Dans un contexte de progrès technologique axé sur une main-d'œuvre qualifiée, il est important de comprendre le mécanisme de progression de la rémunération chez les travailleurs peu qualifiés dans le but d'élaborer des politiques qui visent à améliorer leurs possibilités de revenus. À partir des données extraites de l'EDTR de 1993 à 1998, on a estimé un modèle de capital

<sup>19</sup> Les estimations médianes résumées dans Card (1999) se situent environ à 10,5 %.

<sup>20</sup> On peut obtenir les résultats sur demande.

humain élargi de progression de la rémunération qui s'applique aux jeunes travailleurs comptant différents niveaux de compétences. Le modèle empirique permet d'établir une corrélation entre, d'une part, quelques variables explicatives importantes comme l'expérience de travail, la durée d'occupation de l'emploi et le nombre d'années d'études et, d'autre part, les caractéristiques latentes relatives aux travailleurs et la qualité de l'appariement des emplois. Le modèle est évalué au moyen de la procédure MCGVI mise en œuvre par Altonji et Shakotko (1987), ce qui constitue un prolongement des travaux de Hausman et Taylor (1981). Les estimateurs sont conformes et asymptotiquement efficaces.

L'étude révèle que l'incidence de la durée d'occupation de l'emploi diffère considérablement de 0. Contrairement au cas des travailleurs qualifiés, la durée d'occupation de l'emploi a un effet supérieur sur l'augmentation du salaire que l'expérience totale sur le marché du travail chez tous les travailleurs peu qualifiés. Dans le cas des femmes qualifiées, toutefois, la durée d'occupation de l'emploi peut jouer un rôle plus grand que l'expérience de travail. D'après les résultats, on peut remplacer le faible capital humain général des travailleurs peu qualifiés par le capital humain qu'ils acquièrent en entreprise. Par exemple, les travailleurs peu qualifiés qui n'avaient aucune expérience de travail antérieure peuvent toucher une rémunération supplémentaire de 15 % à 20 % s'ils gardent leur emploi pendant environ huit à neuf ans plutôt que de changer d'emploi tous les ans.

Les résultats permettent également d'expliquer, du moins en partie, la différence importante dans la progression de la rémunération observée dans les panels équilibrés et non équilibrés de travailleurs (tableau 2). En comparant les deux panels, on observe que les travailleurs qui se situent dans le panel équilibré sont ceux dont la durée d'occupation de l'emploi est la plus longue, tandis que les travailleurs qui se trouvent dans le panel non équilibré sont ceux dont les durées d'occupation de l'emploi sont relativement courtes. De fait, les moyennes dans le panel équilibré sont de 4,2 ans pour les hommes peu qualifiés, de 3,8 ans dans le cas des hommes qualifiés et des femmes peu qualifiées, et de 4,1 ans pour les femmes qualifiées<sup>21</sup>. Les moyennes correspondantes sont de 3,3, 3,1, 3,4 et 3,5 ans quand on inclut tous les travailleurs (le panel non équilibré, voir le tableau A1). Les durées d'occupation d'emploi prolongées des travailleurs qui se trouvent dans le panel équilibré peuvent jouer un rôle important dans l'explication de la progression de la rémunération supérieure observée à l'égard de ces travailleurs.

Une des limites de l'étude est que la taille de l'échantillon ne nous permet pas d'établir d'interactions significatives entre la durée d'occupation de l'emploi, d'une part, et les branches d'activité ou les professions, d'autre part. Cela nous aurait permis de mieux comprendre la progression de la rémunération dans le contexte de dualité du marché du travail<sup>22</sup>.

---

<sup>21</sup> Le calcul de l'auteur s'applique aux travailleurs visés à la partie II du tableau 1.

<sup>22</sup> Dickens et Lang (1985).

## Annexe A. Statistiques descriptives et principaux résultats des estimations

### Tableau A1. Moyenne et écart-type des variables employées

Variables	Hommes peu qualifiés		Hommes qualifiés		Femmes peu qualifiées		Femmes qualifiées	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Rémunération	2,364	0,414	2,625	0,472	2,147	0,385	2,436	0,449
Expérience	5,85	4,908	5,658	4,22	4,697	4,563	5,132	3,91
Expérience <sup>2</sup>	5,831	7,344	4,982	6,098	4,288	6,425	4,162	5,213
Durée d'occupation de l'emploi	3,254	3,299	3,407	3,06	3,088	3,298	3,491	3,263
Durée d'occupation de l'emploi <sup>2</sup>	2,146	4,079	2,097	3,53	2,041	4,054	2,284	3,933
Nombre d'années d'études	11,208	1,511	15,161	2,661	11,262	1,59	14,989	2,269
Syndicat	0,233	0,423	0,27	0,444	0,144	0,351	0,251	0,433
Temps plein	0,904	0,295	0,928	0,259	0,728	0,445	0,819	0,385
Étudiant	0,135	0,342	0,244	0,43	0,182	0,386	0,246	0,431
Région rurale	0,195	0,396	0,132	0,339	0,206	0,405	0,124	0,329
Travailleur marié	0,405	0,491	0,476	0,499	0,517	0,5	0,533	0,499
Atlantique	0,081	0,273	0,073	0,261	0,093	0,29	0,086	0,281
Ontario	0,367	0,482	0,38	0,485	0,366	0,482	0,354	0,478
Québec	0,201	0,401	0,238	0,426	0,175	0,38	0,254	0,435
Prairies	0,223	0,419	0,176	0,381	0,205	0,403	0,175	0,38
C.-B.	0,124	0,33	0,132	0,338	0,162	0,369	0,131	0,337
Foresterie	0,018	0,133	0,009	0,096	0,005	0,072	0,003	0,05
Extraction minière	0,024	0,153	0,016	0,127	0,004	0,064	0,006	0,074
Fabrication	0,229	0,42	0,214	0,41	0,141	0,348	0,085	0,279
Construction	0,149	0,356	0,084	0,278	0,008	0,089	0,009	0,092
Transport	0,068	0,252	0,043	0,202	0,006	0,077	0,013	0,115
Communication	0,026	0,159	0,034	0,181	0,012	0,107	0,022	0,146
Commerce de gros	0,099	0,299	0,077	0,266	0,037	0,188	0,034	0,182
Commerce de détail	0,16	0,367	0,148	0,355	0,212	0,409	0,131	0,337
Finances	0,02	0,139	0,027	0,162	0,056	0,229	0,085	0,28
Immobilier	0,006	0,078	0,008	0,092	0,007	0,083	0,019	0,138
Secteurs commerciaux	0,028	0,164	0,074	0,262	0,043	0,203	0,106	0,307
Secteur public	0,024	0,154	0,069	0,254	0,037	0,189	0,066	0,248
Services d'enseignement	0,003	0,052	0,042	0,201	0,019	0,138	0,077	0,266
Services sociaux	0,01	0,097	0,026	0,159	0,066	0,248	0,182	0,386
Services hôteliers	0,085	0,279	0,069	0,253	0,23	0,421	0,093	0,29
Autres services	0,045	0,207	0,053	0,224	0,11	0,313	0,069	0,253
1993	0,15	0,357	0,127	0,333	0,164	0,37	0,129	0,335
1994	0,161	0,368	0,146	0,353	0,156	0,363	0,151	0,358
1995	0,164	0,371	0,163	0,369	0,159	0,366	0,165	0,371
1996	0,172	0,378	0,171	0,376	0,163	0,369	0,174	0,379
1997	0,178	0,382	0,186	0,389	0,178	0,383	0,185	0,388
1998	0,174	0,38	0,207	0,405	0,181	0,385	0,196	0,397
Taille de l'entreprise : < 20	0,358	0,48	0,22	0,414	0,295	0,456	0,269	0,443
Taille de l'entreprise : 20 à 99	0,201	0,401	0,198	0,398	0,182	0,386	0,178	0,383
Taille de l'entreprise : 100 à 499	0,114	0,318	0,149	0,356	0,111	0,314	0,132	0,338
Taille de l'entreprise : 500 à 999	0,066	0,248	0,088	0,283	0,072	0,259	0,08	0,272
Taille de l'entreprise : >=1000	0,228	0,42	0,324	0,468	0,304	0,46	0,323	0,468
Taille de l'échantillon	6 126		9 575		4 356		11 125	

**Tableau A2. Hommes peu qualifiés (N=6126)**

Variable	MCO		MCGVI-1		MCGVI-2		MCGVI-3	
	est.	er. type	est.	er.type	est.	er.type	est.	er.type
Expérience de travail	0,0027	0,0027	0,0298***	0,0056	0,0351***	0,0057	0,0243***	0,0039
Expérience de travail <sup>2</sup> /10	0,0053***	0,0019	-0,0044	0,0033	-0,0072**	0,0033	-0,0015	0,0025
Durée d'occupation de l'emploi	0,0541***	0,0036	0,0515***	0,0049	0,0517***	0,0049	0,0548***	0,0052
Durée d'occupation de l'emploi <sup>2</sup> /10	-0,0284***	0,0027	-0,0329***	0,0036	-0,0344***	0,0038	-0,0374***	0,004
Nombre d'années d'études	0,0141***	0,0026	0,1781***	0,0044	0,1672***	0,005	0,161***	0,002
Membre d'un syndicat	0,1659***	0,01	0,0732***	0,016	0,0706***	0,012	0,0909***	0,0123
Travailleur à temps plein	0,0232	0,0142	0,0059	0,019	0,0538***	0,0186	0,0939***	0,0131
Inscrit aux études	-0,146***	0,0134	0,0442*	0,024	-0,298*	0,0166	-0,0442***	0,0144
Région rurale	0,01	0,0095	0,0234	0,015	0,0321**	0,0144	0,0417***	0,0137
Travailleur marié	0,153***	0,0088	0,1464***	0,014	0,1449***	0,0138	0,1659***	0,0124
Atlantique	-0,208***	0,0145	-0,0806***	0,03	-0,0549*	0,0286	-0,0549**	0,0237
Québec	-0,107***	0,0105	0,0777***	0,024	0,1016***	0,0215	0,0986***	0,0173
Prairies	-0,070***	0,0099	-0,0275	0,024	0,0038	0,0222	0,0021	0,0166
Colombie-Britannique	0,1493***	0,0122	0,172***	0,028	0,2138***	0,0264	0,2162***	0,0209
Exploitation forestière et foresterie	0,234***	0,0285	0,2508***	0,041	0,2771***	0,038	0,3435***	0,0372
Extraction minière, exploitation de carrières et exploitation de puits de pétrole	0,2732***	0,0248	0,3439***	0,041	0,3746***	0,0398	0,3740***	0,0388
Construction	0,103***	0,0127	0,0897***	0,025	0,1173***	0,0231	0,1702***	0,0182
Transport et entreposage	0,012	0,016	0,0131	0,032	0,0506*	0,0305	0,0906***	0,0254
Communication et services publics	-0,116***	0,024	-0,0481	0,047	-0,0514	0,0472	-0,191	0,0418
Commerce de gros	-0,08***	0,014	-0,0389	0,027	-0,0047	0,0263	0,0182	0,022
Commerce de détail	-0,248***	0,0123	-0,2525***	0,026	-0,2030***	0,0251	-0,1703***	0,0184
Finances et assurance	-0,107***	0,0279	-0,066	0,051	-0,0364	0,0499	-0,0647	0,0468
Immobilier et agents d'assurance	-0,0228	0,0478	0,2038***	0,065	0,2291***	0,0621	0,2505***	0,0596
Service commercial	-0,0504**	0,0233	-0,1158***	0,036	-0,0948***	0,035	-0,0689**	0,0333
Service gouvernemental	0,0472*	0,0244	-0,0539	0,039	-0,0026	0,0366	0,0776**	0,0344
Service d'enseignement	-0,012	0,0696	0,0572	0,12	0,0795	0,12	0,0634	0,117
Services de santé et de service social	-0,113***	0,0379	-0,069	0,052	-0,0044	0,0521	-0,0878*	0,0479
Hébergement et restauration	-0,277***	0,0155	-0,2716***	0,03	-0,2049***	0,0288	-0,1778***	0,0215
Autres services	-0,239***	0,0191	-0,1761***	0,03	-0,1120***	0,0282	-0,1027***	0,0241
1994	0,0815***	0,0129	0,0816***	0,012	0,0841***	0,0126	0,1156***	0,0116
1995	0,0409***	0,0129	0,0258**	0,013	0,0545***	0,0142	0,0691***	0,0119
1996	0,0529***	0,0128	0,029**	0,014	0,0318**	0,0145	0,0556***	0,0126
1997	0,0241*	0,0128	0,0144	0,015	0,151	0,0148	0,0243*	0,0128
1998	0,0483***	0,013	0,0211	0,016	0,307*	0,0164	0,0475***	0,0136
Taille d'entreprise : 20 à 99 travailleurs	-0,0055	0,0103	-0,0105	0,013	-0,0048	0,0121	0,0022	0,0116
100 à 499	0,029*	0,0128	-0,0158	0,015	-0,0185	0,0144	0,0038	0,0138
500 à 999	0,0614***	0,0159	0,045***	0,017	0,0467***	0,0173	0,0768***	0,0168
1000 ou plus	0,0593***	0,0109	0,0305**	0,015	0,0515***	0,0141	0,0665***	0,0131
Constant	1,9772***	0,0352	0,0542***	0,018	0,0810***	0,0185	0,0964***	0,0179
$\sigma_{\alpha}^2$	--		0,0247		0,0245		0,0098	
$\sigma_{\delta}^2$	--		0,0305		0,0287		0,0287	
$\sigma_{\epsilon}^2$	--		0,0398		0,0424		0,0428	
R <sup>2</sup> ajusté	0,5423		0,928		0,933		0,945	

\*. Significatif à 10 %.  
 \*\*. Significatif à 5 %.  
 \*\*\*. Significatif à 1 %.

**Tableau A3. Hommes qualifiés(N=9575)**

Variable	MCO		MCGVI-1		MCGVI-2		MCGVI-3	
	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. Type
Expérience de travail	0,0156***	0,0029	0,0651***	0,0052	0,0714***	0,0054	0,0581***	0,0038
Expérience de travail <sup>2</sup> /10	0,0005	0,002	-0,0134***	0,0031	-0,0166***	0,0033	-0,0130***	0,0025
Durée d'occupation de l'emploi	0,0554***	0,0036	0,0135***	0,0047	0,012**	0,0048	0,0235***	0,0046
Durée d'occupation de l'emploi <sup>2</sup> /10	-0,03***	0,0031	-0,0118***	0,0039	-0,0155***	0,0042	-0,0180***	0,0036
Nombre d'années d'études	0,039***	0,0015	0,1399***	0,0025	0,1367***	0,0029	0,1282***	0,0014
Membre d'un syndicat	0,0555***	0,09	0,0709***	0,0123	0,0786***	0,0099	0,0728***	0,0098
Travailleur à temps plein	0,1041***	0,0146	0,0382***	0,0152	0,36**	0,0154	0,0675***	0,0112
Inscrit aux études	-0,144***	0,0088	-0,059***	0,0096	-0,0496***	0,0083	-0,045***	0,0076
Région rurale	0,0053	0,0108	0,0635***	0,0138	0,0756***	0,0136	0,076***	0,0135
Travailleur marié	0,1208***	0,0077	0,0505***	0,0107	0,0543***	0,0108	0,0668***	0,0097
Atlantique	-0,245***	0,0146	-0,0604***	0,0291	-0,0589**	0,0279	-0,0451*	0,0273
Québec	-0,097***	0,0093	-0,0079	0,0205	0,0068	0,0201	0,0228	0,0172
Prairies	-0,08***	0,0104	0,0522**	0,0221	0,0652***	0,0214	0,0788***	0,0209
Colombie-Britannique	0,0622***	0,0104	0,1474***	0,0229	0,1584***	0,0224	0,183***	0,0476
Exploitation forestière et foresterie	0,1149***	0,0374	0,1101**	0,055	0,1067**	0,0486	0,1519***	0,0476
Extraction minière, exploitation de carrières et exploitation de puits de pétrole	0,1409***	0,0287	0,2563***	0,0456	0,2596***	0,0447	0,2739***	0,0435
Construction	0,0476***	0,0148	0,1655***	0,0235	0,1485***	0,0228	0,2058***	0,0208
Transport et entreposage	-0,109***	0,0188	0,0761***	0,0289	0,0803***	0,0285	0,1183***	0,0268
Communication et services publics	-0,0226	0,0207	0,0396	0,0306	0,044	0,0309	0,0761***	0,0283
Commerce de gros	-0,114***	0,0149	-0,0093	0,0193	-0,0103	0,0201	0,0123	0,018
Commerce de détail	-0,259***	0,0121	-0,1272***	0,0211	-0,123***	0,022	-0,0788***	0,0176
Finances et assurance	0,1166***	0,0229	0,0813**	0,0383	0,0887**	0,0379	0,1457***	0,0347
Immobilier et agents d'assurance	-0,137***	0,039	-0,0684	0,0442	-0,095**	0,043	-0,0093	0,041
Service commercial	-0,0226	0,0153	0,0275	0,0245	0,0236	0,0258	0,0761***	0,0211
Service gouvernemental	-0,0096	0,0157	0,0038	0,0271	0,0068	0,0269	0,0482**	0,0239
Service d'enseignement	-0,0204	0,0194	-0,0492	0,0328	-0,038	0,0328	0,0074	0,0293
Services de santé et de service social	-0,115***	0,0231	0,0261	0,044	0,0217	0,0433	0,0698*	0,0409
Hébergement et restauration	-0,487***	0,0158	-0,1623***	0,025	-0,1683***	0,0256	-0,12***	0,0223
Autres services	-0,19***	0,0174	-0,0661***	0,025	-0,0682***	0,0254	-0,0329	0,0221
1994	0,043***	0,0134	0,0207**	0,0101	0,0276***	0,0098	0,0612***	0,0091
1995	0,042***	0,0131	-0,0042	0,0109	0,0055	0,0109	0,039***	0,0095
1996	0,064***	0,013	0,0001	0,0123	0,0174	0,0123	0,0378***	0,0103
1997	0,0555***	0,0128	-0,0264*	0,014	-0,0091	0,0139	0,0115	0,0111
1998	0,0928***	0,0126	-0,018	0,016	0,0101	0,0156	,0523***	0,0121
Taille d'entreprise : 20 à 99 travailleurs	0,1045***	0,0109	0,0593***	0,0114	0,0769***	0,0114	0,0898***	0,0105
100 à 499	0,1428***	0,0121	0,0907***	0,013	0,0993***	0,013	0,1062***	0,0118
500 à 999	0,1408***	0,0144	0,1079***	0,0142	0,1152***	0,0142	0,1401***	0,0131
1000 ou plus	0,1327***	0,0105	0,1094***	0,0124	0,1139***	0,0124	0,1312***	0,0111
Constant	0,1327***	0,0299	0,0108	0,0138	0,0295**	0,0134	0,1063***	0,0133
$\sigma_{\alpha}^2$	--		0,0537		0,0493		0,0460	
$\sigma_{\delta}^2$	--		0,0460		0,0406		0,0391	
$\sigma_{\epsilon}^2$	--		0,0409		0,0430		0,0409	
R <sup>2</sup> ajusté	0,4765		0,898		0,905		0,907	

\*. Significatif à 10 %.

\*\* Significatif à 5 %.

\*\*\*. Significatif à 1 %.



**Tableau A4. Femmes peu qualifiées (N=4356)**

Variable	MCO		MCGVI-1		MCGVI-2		MCGVI-3	
	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. type
Expérience de travail	-0,011***	0,0033	0,0229***	0,0066	0,0233***	0,0073	0,0226***	0,0047
Expérience de travail <sup>2</sup> /10	0,02***	0,0022	0,0015	0,0039	0,0032	0,0043	0,0033	0,0031
Durée d'occupation de l'emploi	0,1057***	0,004	0,0325***	0,0056	0,0451***	0,006	0,0512***	0,0063
Durée d'occupation de l'emploi <sup>2</sup> /10	-0,029***	0,0031	-0,0169***	0,0043	-0,0273***	0,005	-0,0303***	0,0053
Nombre d'années d'études	0,0044***	0,0026	0,1644***	0,0059	0,1478***	0,0062	0,1372***	0,0022
Membre d'un syndicat	0,1153***	0,013	0,1158***	0,022	0,1441***	0,0167	0,1413***	0,0168
Travailleuse à temps plein	0,0332***	0,0097	0,0471***	0,0146	0,0707***	0,0128	0,0948***	0,0105
Inscrite aux études	-0,101***	0,0129	0,0142	0,0235	0,0249	0,0182	0,0424***	0,0147
Région rurale	-0,0014	0,0102	-0,0216	0,0161	-0,0084	0,0162	-0,0094	0,0104
Travailleuse mariée	0,0543***	0,0092	0,0714***	0,0151	0,084***	0,0148	0,1***	0,0123
Atlantique	-0,239***	0,0147	-0,1918***	0,0285	-0,1711***	0,0285	-0,1583***	0,0249
Québec	-0,071***	0,0119	0,0979***	0,0222	0,1011***	0,0225	0,1045***	0,0198
Prairies	-0,066***	0,011	-0,0202	0,0217	0,0022	0,0222	0,01	0,018
Colombie-Britannique	0,0996***	0,0119	0,1275***	0,0241	0,1545***	0,0248	0,1638***	0,0197
Exploitation forestière et foresterie	0,3754***	0,0555	0,3762***	0,1128	0,4595***	0,111	0,564***	0,1
Extraction minière, exploitation de carrières et exploitation de puits de pétrole	0,2653***	0,062	0,4598***	0,1055	0,4485***	0,1052	0,557***	0,101
Construction	-0,0427	0,045	0,0985	0,0722	0,1753**	0,0699	0,2041***	0,0644
Transport et entreposage	-0,0497	0,0513	0,0385	0,0831	0,1151	0,0793	0,162**	0,0752
Communication et services publics	0,1899***	0,0378	0,1987***	0,0737	0,2404***	0,0665	0,4051***	0,0708
Commerce de gros	0,103***	0,0231	0,0295	0,0496	0,0935**	0,0462	0,1555***	0,0367
Commerce de détail	-0,113***	0,0142	-0,1086***	0,0422	-0,0103	0,0396	0,0368*	0,0215
Finances et assurance	0,0688***	0,0208	-0,0207	0,0499	0,0555	0,049	0,0895**	0,0386
Immobilier et agents d'assurance	0,0163	0,0481	0,0967	0,1004	0,1835*	0,0997	0,2618***	0,0932
Service commercial	0,2432***	0,022	0,0241	0,0507	0,1272***	0,047	0,1867***	0,0321
Service gouvernemental	0,3303***	0,0238	0,1347***	0,0494	0,2004***	0,0474	0,2569***	0,0375
Service d'enseignement	0,1604***	0,0304	0,2713***	0,0572	0,3467***	0,0552	0,4349***	0,045
Services de santé et de service social	0,1354***	0,0187	0,1237***	0,0453	0,2007***	0,0436	0,2523***	0,0293
Hébergement et restauration	-0,158***	0,0142	-0,1349***	0,0411	-0,0441	0,0377	0,0036	0,0215
Autres services	-0,118***	0,0163	-0,1583***	0,044	-0,0694*	0,0402	-0,012	0,0243
1994	0,0116	0,0137	0,0372***	0,0138	0,0604***	0,0137	0,0834***	0,0124
1995	-0,003	0,0137	0,0144	0,0145	0,0193	0,0139	0,0345***	0,0129
1996	-0,03**	0,0136	0,0122	0,0156	0,0123	0,0147	0,0389***	0,0133
1997	-0,027**	0,0134	-0,0065	0,0158	0,0196	0,0155	0,0232*	0,0138
1998	-0,0212	0,0134	-0,0069	0,0167	0,0078	0,0167	0,0268*	0,0147
Taille d'entreprise : 20 à 99 travailleurs	0,0746***	0,0117	0,0537***	0,0159	0,0685***	0,0149	0,0880***	0,0131
100 à 499	0,0874***	0,0141	0,0712***	0,019	0,0869***	0,0183	0,1134***	0,0156
500 à 999	0,019	0,0165	-0,0088	0,02	0,0042	0,0191	0,0216	0,0178
1000 ou plus	0,0843***	0,0111	0,0828***	0,0168	0,0900***	0,0159	0,112***	0,0139
Constant	1,9191***	0,035	0,0417*	0,0234	0,1025***	0,0222	0,1239***	0,0224
$\sigma_{\alpha}^2$	--		0,0113		0,0150		0,0050	
$\sigma_{\delta}^2$	--		0,0286		0,0310		0,0376	
$\sigma_{\epsilon}^2$	--		0,0317		0,0326		0,0321	
R <sup>2</sup> ajusté	0,5667		0,936		0,934		0,945	

\*. Significatif à 10 %.

\*\*. Significatif à 5 %.

\*\*\*. Significatif à 1 %.

**Tableau A5. Femmes qualifiées (N=11125)**

Variable	MCO		MCGVI-1		MCGVI-2		MCGVI-3	
	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. type	est.	er. type
Expérience de travail	0,0148***	0,0027	0,0436***	0,0049	0,0489***	0,0048	0,0272***	0,0036
Expérience de travail <sup>2</sup> /10	0,0015	0,002	-0,0023	0,0032	-0,0096***	0,003	0,0011	0,0025
Durée d'occupation de l'emploi	0,0434***	0,0031	0,0406***	0,004	0,0387***	0,0038	0,0544***	0,0041
Durée d'occupation de l'emploi <sup>2</sup> /10	-0,020***	0,0025	-0,0217***	0,0034	-0,021***	0,003	-0,0294***	0,0035
Nombre d'années d'études	0,0498***	0,0014	0,139***	0,0029	0,1408***	0,0029	0,129***	0,0013
Membre d'un syndicat	0,1122***	0,0085	0,132***	0,0122	0,1166***	0,0098	0,1061***	0,0097
Travailleuse à temps plein	0,0488***	0,008	0,0189**	0,0095	-0,0005	0,0086	0,0307***	0,0073
Inscrite aux études	-0,0825***	0,0076	-0,0174*	0,009	-0,0107	0,0077	-0,0005	0,0069
Région rurale	-0,0066	0,0091	0,0412***	0,0116	0,0497***	0,0115	0,0489***	0,0113
Travailleuse mariée	0,0544***	0,0066	0,0332***	0,0091	0,0343***	0,0092	0,0638***	0,0083
Atlantique	-0,2144***	0,0112	-0,1675***	0,0216	-0,1676***	0,0206	-0,1424***	0,0199
Québec	-0,1098***	0,0077	-0,1026***	0,0158	-0,1075***	0,0149	-0,074***	0,0133
Prairies	-0,1105***	0,0088	-0,0362**	0,0168	-0,04**	0,0158	-0,0048	0,0149
Colombie-Britannique	0,0676***	0,0097	0,0983***	0,0185	0,0881***	0,0174	0,1259***	0,0167
Exploitation forestière et foresterie	0,218***	0,0588	0,165**	0,0743	0,1455**	0,0733	0,2695***	0,073
Extraction minière, exploitation de carrières et exploitation de puits de pétrole	0,2902***	0,0409	0,3221***	0,0625	0,3272***	0,061	0,3929***	0,0587
Construction	-0,0501	0,033	0,0773*	0,0434	0,0593	0,0431	0,149***	0,0386
Transport et entreposage	-0,0637***	0,027	0,0749*	0,0424	0,0987**	0,0422	0,1727**	0,0368
Communication et services publics	0,0031	0,0224	0,0777**	0,0382	0,0598	0,037	0,1666***	0,0312
Commerce de gros	-0,0873***	0,0187	-0,0152	0,0354	-0,0468	0,0344	0,0663**	0,0271
Commerce de détail	-0,2836***	0,0129	-0,1427***	0,0275	-0,1752***	0,0266	-0,0774***	0,0177
Finances et assurance	-0,0236*	0,0142	0,0868***	0,0296	0,0662**	0,0286	0,1648***	0,022
Immobilier et agents d'assurance	0,0926***	0,0231	0,0683	0,0418	0,033	0,0406	0,1423***	0,0352
Service commercial	0,0848***	0,0134	0,1199***	0,0289	0,1068***	0,0281	0,2203***	0,019
Service gouvernemental	0,0382**	0,0158	0,0568*	0,031	0,0468	0,0294	0,1489***	0,022
Service d'enseignement	0,044***	0,0151	0,0625*	0,0331	0,0435	0,0322	0,1654***	0,022
Services de santé et de service social	0,0875***	0,0125	0,1238***	0,03	0,1032***	0,0287	0,2218***	0,0185
Hébergement et restauration	-0,3707***	0,014	-0,143***	0,0283	-0,1749***	0,027	-0,0736***	0,0191
Autres services	-0,2587***	0,015	-0,0729***	0,0295	-0,0923***	0,0285	0,0102	0,02
1994	0,0317***	0,011	-0,0216**	0,0093	-0,0136	0,0091	0,0126	0,0083
1995	-0,0007	0,0108	-0,0609***	0,0099	-0,0471***	0,0103	-0,0198**	0,0088
1996	0,0232***	0,0107	-0,0605***	0,0108	-0,0495***	0,0113	-0,0172*	0,0093
1997	0,0389***	0,0107	-0,0796***	0,0116	-0,0656***	0,0119	-0,0377***	0,0098
1998	0,0669***	0,0106	-0,0827***	0,0128	-0,0573***	0,013	-0,0258**	0,0105
Taille d'entreprise : 20 à 99 travailleurs	0,0414***	0,009	0,0253**	0,0101	0,0256***	0,01	0,0418***	0,0093
100 à 499	0,0622***	0,0101	0,0501***	0,0116	0,0445***	0,0115	0,0711***	0,0105
500 à 999	0,1284***	0,012	0,0975***	0,0127	0,0774***	0,0128	0,1145***	0,0117
1000 ou plus	0,1473***	0,0085	0,0839***	0,0111	0,0877***	0,011	0,1055***	0,0096
Constant	1,4421***	0,0265	0,019	0,0127	0,0539***	0,0124	0,0529***	0,0125
$\sigma_{\alpha}^2$	--		0,0266		0,0223		0,0221	
$\sigma_{\delta}^2$	--		0,0388		0,0353		0,0352	
$\sigma_{\epsilon}^2$	--		0,0402		0,0416		0,0414	
R <sup>2</sup> ajusté	0,5391		0,9243		0,9310		0,9310	

\*. Significatif à 10 %.

\*\* . Significatif à 5 %.

\*\*\*. Significatif à 1 %.

**Tableau A6 : Estimations de MCGVI, et expérience et durée d'occupation de l'emploi\***

Variable	Homme peu qualifié		Femme peu qualifiée		Homme qualifié		Femme qualifiée	
	est.	err. type	est.	err. type	est.	err. type	est.	err. type
Expérience	0,3264	0,0083	0,2713	0,0117	0,3353	0,0077	0,3523	0,0074
Expérience <sup>2</sup> /10	-0,1225	0,0053	-0,0929	0,0078	-0,1199	0,0049	-0,1507	0,0054
Durée	0,1302	0,0096	0,1412	0,0118	0,0560	0,0082	0,0927	0,0073
Durée <sup>2</sup> /10	-0,1002	0,0072	-0,0957	0,0092	-0,0674	0,0065	-0,0823	0,0060
Constant	0,6255	0,0290	0,8052	0,0371	0,7277	0,0218	0,6300	0,0204
R <sup>2</sup>	0,5541		0,4785		0,4928		0,5162	

\* Toutes les estimations sont significatives à 1 %.

## Annexe B. Détails des estimations

Comme l'ont illustré Altonji et Shakotko (1987), la matrice des covariances pour le modèle

$$W_{ijt} = \beta X_{ijt} + \alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt},$$

est

$$\Sigma_i = \text{Var}[\alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt}] = \sigma_\alpha^2 l_i l_i' + \sigma_\delta^2 G_i G_i' + \sigma_\epsilon^2 I_i,$$

et l'estimation MCG de  $\beta$  correspond à,

$$\beta_{GLS} = \left( \sum_{i=1}^n X_i' \Sigma_i^{-\frac{1}{2}} X_i \right)^{-1} \left( \sum_{i=1}^n X_i' \Sigma_i^{-\frac{1}{2}} W_i \right)$$

où  $W_i$  et  $X_i$  sont des observations cumulatives de  $W_{ijt}$  et  $X_{ijt}$  pour le travailleur  $i$ . Quand l'ensemble ou certaines des variables  $X$  sont instrumentales, l'estimateur MCG ci-dessus est appelé estimateur MCGVI. Pour obtenir les estimations MCGVI, on doit calculer les  $\sigma_\alpha^2$ ,  $\sigma_\delta^2$ , et  $\sigma_\epsilon^2$ , les éléments inconnus de  $\Sigma_i$ . On trouve ci-dessous plus de précisions sur la construction de  $\Sigma_i$ .

(1) Calculez les estimations des VI de  $\beta$  d'après les écarts des moyennes propres à l'emploi des variables explicatives endogènes à titre de variables instrumentales, et d'après  $b_{IV}$ , les estimations cohérentes de  $\beta$  pour calculer l'équation  $\text{var}(\alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt}) = \text{var}(W_{ijt} - b_{IV}X_{ijt})$  pour usage ultérieur.

(2) Calculez  $\sigma_u^2$  à parti de  $\text{var}(u_{ijt} - u_{ij.}) = \sigma_u^2 + \sigma_u^2/t_i$ , où,

$$\text{var}(u_{ijt} - u_{ij.}) = \text{var}[(W_{ijt} - W_{ij.}) - \beta_{IV}(X_{ijt} - X_{ij.})].$$

Les valeurs de  $W_{ij.}$  et  $X_{ij.}$  constituent les moyennes propres à l'emploi de  $W_{ijt}$  et  $X_{ijt}$ . C'est possible tant qu'on peut exprimer le modèle dans l'écart de la moyenne propre à l'emploi,

$$W_{ijt} - W_{ij.} = \beta (X_{ijt} - X_{ij.}) + (u_{ijt} - u_{ij.}).$$

(3) Déduisez  $\sigma_\delta^2$  au moyen de  $\sigma_u^2$  (à partir de l'étape (2)) et  $\text{var}[(\delta_{ij} - \delta_{i.}) + (u_{ijt} - u_{i..})]$ . Cette dernière valeur est obtenue au moyen de  $\beta_{IV}$  dans l'écart de la moyenne propre à l'employé du modèle,

$$W_{ijt} - W_{i..} = (\delta_{ij} - \delta_{i.}) + \beta (X_{ijt} - X_{i..}) + (u_{ijt} - u_{i..}).$$

(4) Calculez  $\sigma_\alpha^2$  au moyen de  $\text{var}(\alpha_i + \delta_{ij} + u_{ijt})$  à partir de l'étape (1) et les valeurs  $\sigma_\delta^2$  et  $\sigma_u^2$  obtenues ci-dessus.

(5) Établissez  $\Sigma$  pour chaque travailleur. On obtient les estimations MCGVI en exécutant l'estimation des VI de  $W_{ijt}^* = (\Sigma_i)^{-0.5} (W_{ijt})$   $X_{ijt}^* = (\Sigma_i)^{-0.5} (X_{ijt})$ , avec  $X_{ijt}^* - X_{ij.}^*$  à titre de variables instrumentales des variables  $X$  pouvant être endogènes.

## **Bibliographie**

- Altonji, J and R. Shakotko (1987), “Do Wages Rise with Job Seniority?” *Review of Economic studies* 54,437-459.
- Beaudry P. and D. Green (1997), “Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends”, NBER Working paper, #6132.
- Bratsberg B. and D. Terrell (1998), “Experience, Tenure, and Wage Growth of Young Black and White Men”, *Journal of Human Resources*, 33(3), 658-82.
- Card, D (1999) “The Causal Effect of Education on Earnings”, in Handbook of Labour Economics, O. Ashenfelter and D. Card edited, Elsevier Science B. V.
- Dickens, W. and K. Lang (1985), “A Test of Dual labor Market Theory”, *American Economics Review* Vol. 75, No. 4, 792-805.
- Gladden, T and C. Taber, “Wage Progression Among Less Skilled Workers.” In “Finding Jobs: Work and Welfare Reform,” Card D. and R. Blank ed. Russell Sage Foundation, New York, 2000.
- Hausman J. and W. Taylor (1981), “Panel Data and Unobservable Individual Effects,” *Econometrica* 49, 1377-1398.
- Juhn C., K. Murphy, and B. Pierce (1993), “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill.” *Journal of Political Economy* 101, 410-442.
- Light A. and K. McGarry (1998), “Job Change Patterns and the Wages of Young Men.” *Review of Economics and Statistics* 80(2): 276-86.
- Topel, R. (1991), “Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority.” *Journal of Political Economy* 99(1): 145-76.