

**N° 97-12 au catalogue**

**INTERMITTENCE ET GAINS DU TRAVAIL AU CANADA**

Numéro d'enregistrement du produit 75F0002M

Août 1997

Wayne Simpson, Département d'économique, Université du Manitoba

La série des documents de travail sur la Dynamique du revenu et du travail est conçue en vue de communiquer les résultats des études ainsi que les décisions importantes ayant trait au Programme sur la dynamique du revenu et du travail. Elle est une continuation de la Série de documents de recherche de l'EDTR. Ces documents sont disponibles en français et en anglais. Pour obtenir une description sommaire des documents disponibles ou un exemplaire de ces documents, communiquez avec l'Unité de diffusion, Édifice Jean-Talon, 7<sup>e</sup> étage, section C6, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada, K1A 0T6; par INTERNET: DYNAMIQUE@STATCAN.CA; par téléphone au (613) 951-4633; ou par télécopieur au (613) 951-3012.



## SOMMAIRE

Lors de l'interview préliminaire, l'EDTR recueille des informations rétrospectives sur l'expérience de travail des personnes: nombre d'années de travail à temps plein, à temps partiel et des périodes sans travail. Ces données ne sont généralement pas disponibles dans l'ensemble de données de l'enquête. Combinées aux données sur l'activité actuelle sur le marché du travail, ces variables sur l'expérience de travail sont utilisées pour étudier l'effet de l'intermittence sur le marché du travail (ou la période de temps passée sans emploi à temps plein) sur les revenus d'emploi courants. Il n'est pas surprenant de constater qu'il existe une relation entre l'intermittence et les gains courants. L'effet des emplois précédents n'est toutefois pas aussi fort que l'ancienneté acquise au sein de l'emploi actuel.



## TABLE DES MATIÈRES

	Page
1. Introduction	1
2. Formation des gains combinée à une activité professionnelle intermittente	2
3. Données sur le travail intermittent au Canada	9
4. Estimations de l'effet de l'intermittence sur les gains	12
5. Résultats pour la *génération X+	15
6. L'effet de l'intermittence sur les gains	17
7. Conclusion	19
Bibliographie	21
Tableaux	23



## 1. Introduction

L'évaluation de la conjoncture au Canada pendant les années 1990 varie selon l'importance qu'on accorde au rendement du marché du travail. Même s'il est manifeste depuis longtemps que la reprise se poursuit dans de nombreux secteurs, la croissance des gains et de l'emploi est exceptionnellement faible. Ainsi, Fortin (1996) qualifie la période des années 1990 comme celle du \*grand marasme+ en raison de la diminution du taux d'emploi et d'un chômage élevé persistant. Ce n'est pas tant le manque à produire qui inquiète, mais bien la diminution permanente de l'emploi découlant d'une interruption de la carrière. Qui plus est, la croissance de l'emploi peut être beaucoup plus faible qu'elle ne paraît parce qu'il s'agit surtout d'emplois à temps partiel plutôt qu'à temps plein. De fait, entre 1976 et 1995, le nombre d'emplois à temps partiel a été trois fois plus important que celui des emplois à temps plein, passant de 13 % à 20 %<sup>1</sup>. On dénonce souvent la diminution du bassin d'emplois intéressants, qui se caractérise par une inégalité croissante des gains ou par un aplatissement de leur distribution, à mesure que les rendements de l'emploi changent (Beach et Slotsve, 1994).

Les faits récents semblent toutefois clairs sur un point : la carrière typique évolue. Il est maintenant plus courant que le travail soit ponctué de périodes d'intermittence prévues et non prévues. Il faut entendre par intermittence autant des périodes avec que sans travail à temps plein. Comment ces intermittences influencent-elles l'évolution des gains pendant la carrière? Ses effets sont-ils

---

<sup>1</sup> Le taux de croissance annuel de l'emploi à temps partiel s'est élevé à 1,76 % entre 1976 et 1995, alors que celui de l'emploi à temps plein n'a monté que de 0,5 % (Enquête sur la population active de Statistique Canada, séries D20872 et D20873 de la base de données Cansim).

différents chez les jeunes travailleurs? Dans quelle mesure expliquent-elles l'écart de salaire entre les hommes et les femmes?

Notre but est d'examiner la portée du travail intermittent chez les Canadiens et les Canadiennes, afin d'en évaluer les répercussions sur la formation des gains. La section suivante recense la documentation et élabore un modèle général destiné à évaluer l'effet de l'intermittence sur les gains. Nous revoyons ensuite les données pour le Canada provenant de la nouvelle enquête sur la dynamique du travail et du revenu, qui recueille des données récapitulatives et rétrospectives sur l'activité professionnelle ainsi que des données détaillées sur l'emploi actuel. Nous présentons par la suite quelques estimations économétriques des répercussions de l'intermittence sur les gains.

## 2. Formation des gains combinée à une activité professionnelle intermittente

La fonction bien connue des gains dans le capital humain repose souvent sur l'hypothèse que l'activité sur le marché du travail se déroule à temps plein et de façon continue dès la fin des études scolaires. Parfois, cette hypothèse servira à répondre aux besoins de l'analyse, parfois elle sera imposée par les données disponibles qui se limiteront au niveau de scolarité et à l'âge. Au moment  $t$  pendant la période postscolaire, on peut calculer approximativement les gains observés,  $E_t$ , comme

$$E_t = \ln E_0 \left( r + \int_0^{t+s} p(x) dx \right) \quad (1)$$

(p. ex., Polachek et Siebert, 1993, 73), où  $s$  est la durée de la scolarité,  $r$  est le taux de rendement par rapport à la scolarité et à l'investissement postscolaire ou à l'expérience de travail,  $p(x)$  est le pourcentage de temps consacré à

l'investissement postscolaire pendant un travail au cours de l'année  $x$ , et  $s^*$  est le taux de dépréciation du capital humain. Si  $p(x) = -s^*x$  diminue de façon linéaire selon la durée de l'expérience de travail ( $s^* > 0$ ), on se retrouve alors en présence de la fonction bien connue des gains de Mincer

$$\ln E_t' - \ln E_0 = (r^* - s^*)e = r^*e - s^*e^2 \quad (2)$$

où  $e = t - s$  est le nombre d'années d'expérience de travail potentielle. Cette fonction a été amplement estimée, bien que des études récentes remettent en question sa capacité de tenir pleinement compte de la variation systématique observée dans les gains (p. ex., Murphy et Welch, 1990, et Dougherty et Jimenez, 1991).

On a étendu cette fonction type à divers aspects de l'intermittence du travail. Mincer et Polachek (1974) s'arrêtent à l'expérience professionnelle discontinuée des femmes mariées, surtout des mères. Selon l'enquête longitudinale nationale sur le travail de 1967, les femmes mariées de 30 à 44 ans avec des enfants ont passé moins de la moitié de leurs années postsecondaires à travailler à temps plein (plus de six mois par année), comparativement à 90 % des femmes jamais mariées du même groupe d'âge. De telles données permettent de répartir en trois catégories les années postsecondaires des mères : emploi avant la maternité,  $e_1$ , inactivité ou temps à la maison,  $e_2$ , et emploi actuel,  $e_3$ . L'équation (2) se réécrit donc

$$\begin{aligned} \ln E_0 = & \int_0^{e_1} [r_1^* - s_1^*x] dx + \int_0^{e_2} [r_2^* - s_2^*x] dx \\ & + \int_0^{e_3} [r_3^* - s_3^*x] dx \end{aligned} \quad (3)$$

$$\ln E_0 = (r_1^* - s_1^*)e_1 + r_1^* \frac{s_1^*}{2} e_1^2 + (r_2^* - s_2^*)e_2 + r_2^* \frac{s_2^*}{2} e_2^2 + (r_3^* - s_3^*)e_3 + r_3^* \frac{s_3^*}{2} e_3^2$$

où  $\alpha_i, \beta_i > 0$  ( $i=1,2,3$ ) et  $\gamma_i < 0$ , bien que  $\gamma_i = 0$  soit possible pour des intervalles de plus courte durée. Si  $\gamma_i = 0$  ( $i=1,2,3$ ), l'équation (3) se simplifie alors pour devenir

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s s + r_1 e_1 + r_2 e_2 + r_3 e_3 \quad (4)$$

et les coefficients de  $e_1$ ,  $e_2$ , et  $e_3$  traduisent les rendements de l'investissement postsecondaire, dépréciation non comprise, mais qui peuvent être négatifs pour  $e_2$ . Les estimations à l'égard des femmes selon la race, l'état matrimonial, le niveau de scolarité et la présence d'enfants laissent entendre que le coefficient d'inactivité est habituellement négatif et supérieur (en valeur absolue) pour les femmes qui jouissent d'une scolarité plus longue.

Mincer et Ofek (1982) ont utilisé ce cadre pour analyser les données sur les femmes matures provenant d'un échantillon constant de l'enquête longitudinale. Ils confirment que la rémunération diminue à la suite d'épisodes d'inactivité, mais qu'elle a tendance à reprendre rapidement lorsque la femme revient au travail. Par conséquent, l'effet à long terme de l'inactivité est beaucoup moindre que l'effet de brève durée. On ne tient pas compte des autres aspects de l'intermittence, par exemple, l'influence du travail à temps partiel.

Qu'en est-il de l'effet du travail à temps partiel, plutôt que de l'inactivité, sur l'évolution des gains? Selon Gullason (1990), la contribution de toute l'expérience de travail à la marge sur les gains actuels d'un emploi à temps plein sera une fonction positive de  $R$ , où  $R$  est le pourcentage de l'expérience de travail dans un emploi à temps plein (page 231). Il donne ensuite une équation des gains de la forme

$$\ln E_t = \ln E_0 + r_s s + (r' + \alpha) e + \beta e^2 + (R) \quad (5)$$

et constate que  $\lambda$  est positif et significatif pour les hommes qui occupent un emploi à temps plein dont les compétences sont fortement atrophiées, mais non significatif chez ceux qui occupent un poste à temps plein dont les compétences sont peu atrophiées.

Comment peut-on généraliser et rapprocher de tels résultats? On peut d'abord commencer par interpréter à nouveau l'argument de Gullason comme suit. Pour simplifier au départ, prenons  $\lambda=0$  dans l'équation (2) et remettons-le sous la forme

$$\ln E_t' \ln E_0' (r^*)^{s_0} (r^*)^e + \ln E_0' r_s s_j r_f \quad (6)$$

où  $r_f = r^*$  est le rendement de l'investissement postsecondaire pour un emploi continu à temps plein. Laissons maintenant ce rendement fluctuer chaque année selon que la personne travaille à temps plein, à temps partiel ou pas du tout pendant l'année. Posons  $r_p$  comme le rendement de l'emploi à temps partiel et  $r_n$  comme le rendement d'une inactivité. Posons aussi que l'expérience de travail totale,  $e=t-s$ , se répartit en épisodes de travail à temps plein de durée  $e_f$ , en épisodes de travail à temps partiel de durée  $e_p$ , et en épisodes d'inactivité de durée  $e_n$ . On peut alors écrire une simple analogie de l'équation (4) sous la forme

$$\ln E_t' \ln E_0' r_s s_0 r_f e_f r_p e_p r_n e_n + \ln E_0' r_s s_0 r_f \left[ 1 + \left(1 + \frac{r_p}{r_f}\right) \frac{e_p}{e} + \left(1 + \frac{r_n}{r_f}\right) \frac{e_n}{e} \right] e + \ln E_0' r_s s_0 r_f \left( \frac{e_p}{e}, \frac{e_n}{e} \right) e \quad (7)$$

La différence entre l'équation (7) et l'équation (6) est que le rendement de l'investissement postscolaire repose sur la répartition du temps postscolaire entre le travail à temps plein, le travail à temps partiel et l'inactivité.

Si nous laissons l'investissement postscolaire régresser en fonction de l'expérience de travail, comme il semble probable pour un emploi de longue durée, le problème de la chronologie de différentes expériences de travail, dont on ne sait typiquement rien sans posséder des données longitudinales pour toute la carrière, surgit alors.

Si on laisse de côté pour l'instant ce problème, on peut récrire l'équation (3) sous la forme suivante

$$\begin{aligned} \ln E_t &= \ln E_0 \left[ r_s \left( \frac{e_p}{e}, \frac{e_n}{e} \right) e^{r_{f,2}} e_f^2 + r_{p,2} e_p^2 + r_{n,2} e_n^2 \right. \\ &\quad \left. + \ln E_0 \left[ r_s \left( \frac{e_p}{e}, \frac{e_n}{e} \right) e^{r_{f,2}} \left[ \frac{e_f^2}{e^2} r_{p,2} \frac{e_p^2}{e^2} r_{n,2} \frac{e_n^2}{e^2} \right] e^2 \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \ln E_0 \left[ r_s \left( \frac{e_p}{e}, \frac{e_n}{e} \right) r_{f,2} \left( \frac{e_f^2}{e^2}, \frac{e_p^2}{e^2}, \frac{e_n^2}{e^2} \right) e^2 \right. \right. \right. \end{aligned} \quad (8)$$

Pour ce qui est de la chronologie des expériences de travail, nous connaissons typiquement deux choses : la durée d'occupation de l'emploi actuel et sa nature à temps plein ou à temps partiel. De plus, les données actuelles suffisent amplement à démontrer que le rendement de la durée d'occupation de l'emploi actuel devrait être analysé séparément de l'expérience de travail avant celle de l'emploi actuel, peu importe que ce rendement soit interprété comme un rendement de l'expérience de travail assorti d'une formation particulière, un rendement découlant d'un régime de rémunération différée ou d'amélioration des efforts ou un rendement d'un

jumelage d'emploi<sup>2</sup>. Par conséquent, si l'expérience totale,  $e$ , représente le travail précédent à temps plein de durée  $e_f$ , le travail précédent à temps partiel de durée  $e_p$ , l'inactivité précédente de durée  $e_n$ , la durée d'occupation de l'emploi actuel à temps plein,  $j_f$ , et la durée d'occupation de l'emploi actuel à temps partiel,  $j_p$ , on peut alors étendre facilement l'équation (7) à ceci

$$\ln E_t' \ln E_0' r_s r_f \left( \frac{e_p}{e}, \frac{e_n}{e}, \frac{j_f}{e}, \frac{j_p}{e} \right) e \quad (9)$$

et l'équation (8) à

$$\ln E_t' \ln E_0' r_s r_f \left( \frac{e_p}{e}, \frac{e_n}{e}, \frac{j_f}{e}, \frac{j_p}{e} \right) e r_{f,2} \left( \frac{e_f^2}{e^2}, \frac{e_p^2}{e^2}, \frac{e_n^2}{e^2}, \frac{j_f^2}{e^2}, \frac{j_p^2}{e^2} \right) e^2 \quad (10)$$

Cette méthode n'est pas très différente de celle qu'adoptent Mincer et Polachek. La forme linéaire de l'équation (9) est identique à celle de l'équation (4) de Mincer-Polachek, étendue pour tenir compte de la durée d'occupation de l'emploi actuel. La différence entre les équations (4) et (9) repose dans l'interprétation des coefficients d'expérience. Chaque coefficient d'expérience de l'équation (9) est égal à l'effet du pourcentage de l'expérience antérieure dans une activité donnée (inactivité, travail à temps partiel, travail à temps plein, durée d'occupation de l'emploi actuel à temps partiel, ou durée d'occupation de l'emploi actuel à temps plein) sur le rendement d'une année d'expérience de travail potentielle. On

<sup>2</sup> Polachek (1995) revoit les régimes d'amélioration des efforts dans le cadre du capital humain. Topel (1991), tenant compte de la distorsion associée aux décisions de mobilité dans les données longitudinales, découvre une forte corrélation entre l'ancienneté de l'emploi et les salaires chez les hommes de race blanche aux États-Unis.

interpréterait le coefficient correspondant de l'équation (4) comme l'effet d'une année supplémentaire de cette activité sur les gains actuels.

Même si l'équivalence des équations (4) et (9) ne s'étend pas à des versions plus complexes, comme les équations (3) et (10) qui présentent le carré des durées d'expérience, il n'y a pas tellement de différence entre les deux modèles. Les tests-J à l'égard des hommes et des femmes ne font aucune distinction entre les modèles de second ordre des équations (3) et (10)<sup>3</sup>. Pour les estimations, on se concentre donc sur les modèles représentés par les équations (3) et (4). Ces modèles englobent les approches utilisées auparavant pour évaluer l'effet sur les gains des périodes d'intermittence sur le marché du travail. Cependant, ils généralisent le modèle pour inclure à la fois le travail à temps partiel et l'inactivité, afin de distinguer l'expérience antérieure de la durée d'occupation de l'emploi actuel et aussi afin de laisser paraître les effets non linéaires de diverses expériences sur les gains.

Aucune observation salariale n'est faite à l'égard des personnes actuellement sans travail. On examine dans une autre section du présent document le biais de sélection provenant de l'inactivité.

---

<sup>3</sup> Dans le cas des hommes, le test-J visant à rejeter le modèle représenté par l'équation (10) en faveur de l'équation (3) donne une statistique-t de 8,9, alors que les tests visant à rejeter l'équation (3) en faveur de l'équation (10) donnent une statistique-t de 47,2, indiquant par là qu'aucun modèle ne pourrait être rejeté en faveur de l'autre. Sur le plan statistique, les modèles sont presque identiques. Dans le cas des femmes, le test-J ne peut être calculé en raison de la multicollinéarité.

### 3. Données sur le travail intermittent au Canada

À quoi ressemblent les caractéristiques de l'expérience des Canadiens et des Canadiennes? L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) fournit des données rétrospectives sur l'expérience de travail depuis le premier emploi à temps plein du répondant. L'enquête classe l'expérience de travail par année selon qu'il s'agit d'une expérience à temps plein, à temps partiel ou d'une partie d'année. Un emploi à temps plein et un emploi à temps partiel désignent des emplois occupés \*toute l'année\*, c'est-à-dire pendant au moins six mois de l'année. Un emploi à temps partiel est occupé pendant moins de six mois<sup>4</sup>. De plus, l'enquête fournit des renseignements sur la situation à temps plein/temps partiel, et la date de début et de fin (le cas échéant) de l'emploi actuel. Cette information nous permet de calculer la durée d'occupation du dernier emploi et de le classer comme un travail à temps plein, à temps partiel ou une partie de l'année.

La documentation sur l'intermittence du travail distingue l'expérience selon le sexe, l'état matrimonial et la présence d'enfants afin de tenir compte des écarts qui existent au niveau des débouchés ou des fonctions hors du marché. Dans cet esprit, le tableau 1 illustre les caractéristiques de l'expérience de travail pour l'ensemble des hommes, des hommes jamais mariés, des hommes non célibataires (ou vivant en union libre), de l'ensemble des femmes, des femmes jamais mariées, des femmes non célibataires (ou vivant en union libre) et des femmes non célibataires qui ont été enceintes au moins une fois ou qui ont élevé au moins un enfant. Les résultats ressemblent typiquement à ceux des études publiées antérieurement aux États-Unis. Les hommes ont passé 81,4 % de leur temps dans un emploi à temps plein,

---

<sup>4</sup> Les emplois pour une partie de l'année représentent un pourcentage très infime de l'expérience globale et ne sont que très peu abordés dans les données qui suivent.

pour une moyenne de 19,1 années de travail à temps plein, tandis que pour les femmes, les chiffres respectifs sont de 51,8 % et 9,8 années. Les hommes ont passé 8 % de leurs années à ne pas travailler, contre 29,7 % chez les femmes. Plus de la moitié (51,8 %) des hommes ont, depuis leur premier emploi à temps plein, occupé un emploi à temps plein chaque année depuis cette date, par comparaison à 20,5 % des femmes. On constate aussi que 72,9 % des hommes ont, depuis leur premier emploi à temps plein, occupé chaque année au moins un emploi à temps partiel ou pour une partie de l'année, contre 39,7 % pour leurs consœurs.

La nature des caractéristiques de l'expérience varie selon l'état matrimonial, mais plus encore dans le cas des femmes. Près de 40 % des hommes et des femmes jamais mariés ont travaillé à temps plein chaque année et environ 70 % ont passé toutes leurs années dans la population active; pour les femmes jamais mariées, les chiffres ne sont que légèrement inférieurs à ceux des hommes de la même catégorie. Pour ce qui est des hommes et des femmes mariés, l'écart est beaucoup plus grand. En effet, plus de la moitié (53,4 %) des hommes mariés ont travaillé à temps plein de façon continue et presque les trois quarts (72,6 %) ont travaillé chaque année, contre 18,2 % et 36,2 % respectivement chez les femmes mariées, et 13,4 % et 29,4 % chez les femmes mariées ayant des enfants. Autrement dit, une forte majorité des hommes mariés n'ont jamais eu d'interruption de travail depuis leur premier emploi à temps plein, cependant très peu de femmes mariées peuvent se vanter d'appartenir à cette catégorie.

Les chiffres paraissant au bas du tableau sur la durée d'occupation de l'emploi actuel présentent des faits intéressants. On constate que près de 40 % (7,4/19,1) du nombre moyen d'années d'emploi à temps plein chez les hommes est attribuable à l'emploi à temps plein du moment, contre environ 30 % (3,1/9,8) pour les femmes. Ce chiffre est le même pour les hommes et pour les femmes mariés. La

durée d'occupation d'un emploi à temps partiel ou pour une partie de l'année est négligeable, indiquant par là leur courte durée. C'est sans doute évident pour un emploi une partie de l'année, mais moins s'il s'agit d'un travail à temps partiel.

Le nombre moyen d'années de travail à temps plein est moins élevé chez les hommes jamais mariés que chez les hommes mariés, traduisant ainsi l'âge moins avancé du premier groupe. Précisons par contre que le nombre moyen d'années de travail à temps plein chez les femmes jamais mariées et les femmes non célibataires est à peu près identique; l'écart entre les deux depuis le premier emploi à temps plein s'explique par la différence du nombre d'années d'inactivité (6,4 pour les femmes mariées contre 1,5 chez les femmes jamais mariées).

Il serait intéressant d'isoler les effets de l'âge parce que les nouveaux comportements sur le marché du travail, associés à l'accroissement de l'emploi à temps partiel et de l'intermittence, visent davantage les jeunes travailleurs. Malheureusement, la recherche d'un emploi en début de carrière signifie vraisemblablement un plus grand nombre d'interruptions volontaires et d'emplois à temps partiel ou pour une partie de l'année chez les jeunes travailleurs, quelle que soit la conjoncture du marché du travail (Johnson, 1978; Jovanovic, 1979). Par conséquent, il serait risqué dans le meilleur cas d'isoler les effets de la récente conjoncture sur les caractéristiques de l'expérience. Gardant à l'esprit ce facteur confusionnel, on présente au tableau 2 les caractéristiques de l'expérience d'hommes et de femmes nés avant et après 1960. On constate que les jeunes hommes ont passé une moins grande partie de leur carrière dans un emploi à temps plein, mais ils ont aussi subi une interruption de travail moins longue. La différence, c'est que les jeunes hommes ont passé 17 % de leur temps dans un travail à temps partiel ou pour une partie de l'année, contre 8 % chez leurs aînés. On ne peut déterminer s'il s'agit d'un facteur de roulement qui dure depuis

longtemps chez les jeunes travailleurs, ni dans quelle mesure ce facteur représente une plus grande difficulté d'accès au marché du travail d'aujourd'hui. Les jeunes femmes ont aussi passé plus de temps que leurs consœurs plus âgées dans un emploi à temps partiel et pour une partie de l'année (22,6 % contre 16,9 %) mais leur durée d'occupation d'un emploi à temps plein est aussi plus longue. Cette caractéristique indique que la plupart des jeunes femmes n'auront pas encore élevé d'enfants, ce qui est sans doute la principale cause d'interruption du travail à temps plein chez les femmes plus âgées.

#### **4. Estimations de l'effet de l'intermittence sur les gains**

Nous estimons et évaluons dans cette section les caractéristiques des gains comme une fonction de l'expérience du marché du travail examinée à la section 2. Trois modèles s'offrent à nous : (i) la fonction de base de Mincer (BM), exprimée par l'équation (2); (ii) la fonction de variables d'expérience linéaire (LEV) exprimée à la fois par l'équation (4) de Mincer-Polachek et l'équation (9); et (iii) l'équation (3) de variables d'expérience non linéaire, conforme à la méthode de Mincer-Polachek (NEVM). Chaque modèle fait l'objet d'estimations distinctes pour les hommes et les femmes et comprend les variables de contrôle suivantes : le logarithme du nombre moyen d'heures de travail par semaine en 1993, le logarithme du nombre de semaines de travail<sup>5</sup>, les variables fictives servant à identifier les membres d'une minorité visible, des immigrants ou des personnes ayant étudié à l'extérieur du Canada ainsi que des variables fictives pour distinguer

---

<sup>5</sup> La règle consiste à interpréter les gains annuels logarithmiques comme la somme des gains horaires logarithmiques, qui repose sur le niveau de scolarité et l'expérience comme le décrit la section 2, les heures hebdomadaires logarithmiques et les semaines de travail logarithmiques (p. ex., Mincer et Polachek, 1974).

les régions. Le tableau 3 présente les moyennes d'échantillons des variables en question.

Il est possible que les estimations par les moindres carrés ordinaires (MCO) soient entachées d'une erreur en raison de l'exclusion des personnes qui n'ont pas travaillé en 1993. Pour tester ce biais, nous avons construit comme d'habitude le terme inverse du rapport de Mills (Heckman, 1979). Le niveau de scolarité, l'âge, l'état matrimonial, la fécondité et la région de résidence y figurent comme déterminants d'un modèle de probits de l'activité sur le marché du travail en 1993. Les erreurs-types sont corrigées de l'hétéroscédasticité à l'aide de l'estimateur de la matrice des covariances de White (1980). Les résultats pour le terme du rapport de Mills varient. Chez les hommes, l'hypothèse du biais de non-sélection est valable pour la caractéristique BM, mais rejetée pour les modèles LEV et NEVM au degré de signification de 5 %. Pour les femmes, on accepte l'hypothèse du biais de non-sélection pour le modèle BM et NEVM, mais elle est rejetée pour le modèle LEV. Compte tenu des résultats variables obtenus ici (et de la présomption que l'inactivité courante n'est pas aléatoire et qu'elle peut déformer les estimations par MCO), nous présentons au tableau 4 les résultats à l'égard des hommes et des femmes, qui comprennent le terme inverse du rapport de Mills.

Les tests-J de discrimination de paires entre les modèles non hiérarchiques BM et LEV ou BM et NEVM ne sont pas concluants. Chez les hommes, nous avons été incapables de rejeter le modèle LEV ( $J=19,7$ ) et le modèle BM ( $J=11,0$ ); de même, nous n'avons pu rejeter le modèle NEVM ( $J=22,0$ ) et le modèle BM ( $J=8,5$ ). La situation est à peu près la même pour les femmes : nous ne pouvons rejeter le modèle LEV ( $J=18,7$ ) ni le modèle BM ( $J=5,7$ ), pas plus que nous ne pouvons

rejeter le modèle NEVM (20,8) ou le modèle BM ( $J=3,9$ )<sup>6</sup>. Le critère d'information d'Akaike favorise le modèle LEV ( $AIC=-123,2$ ) et le modèle NEVM ( $AIC=-196,1$ ) au détriment du modèle BM. Une comparaison des modèles LEV et NEVM favorise le modèle NEVM ( $F=23,0$ ). Par conséquent, quelques éléments probants favorisent le modèle NEVM auquel nous nous arrêtons dans les paragraphes qui suivent.

Nous rejetons logiquement l'exclusion collective des variables relatives à la durée d'occupation de l'emploi actuel ( $F=131,9$  pour les hommes et  $77,1$  pour les femmes). En tant que groupe, les variables de l'expérience précédente sont significatives ( $F=4,7$  pour les hommes et  $2,5$  pour les femmes), cependant les variables relatives à l'inactivité (les termes linéaire et quadratique pris ensemble) n'ont aucun effet significatif dans le cas des hommes ( $F=1,6$ ,  $p=0,21$ ). Les variables de l'expérience à temps plein, de l'expérience à temps partiel et de l'inactivité (les termes linéaire et quadratique pris collectivement dans chaque cas) sont chacune non significative pour les femmes au degré de signification de 5 % ( $F=1,7$ ,  $2,5$ ,  $2,9$ ;  $p=0,19$ ,  $0,08$ ,  $0,06$ , respectivement). Pour les hommes, l'expérience à temps plein augmente considérablement les gains ( $F=11,5$ ) tandis que l'expérience à temps partiel les diminue ( $F=5,3$ ).

Les résultats précédents, qui proviennent surtout d'études menées aux États-Unis chez des femmes mariées, indiquent que le capital humain et, par voie de conséquence, les gains, se déprécient en fonction de l'inactivité, bien que les gains remontent assez rapidement dès que les femmes retournent au travail. Nos résultats pour les femmes indiquent une récupération rapide des gains à la suite de périodes d'inactivité et de travail à temps partiel étant donné que la durée

---

<sup>6</sup> La statistique-J suit une distribution normale asymptotique (Davidson et MacKinnon, 1993, 382-3).

d'occupation de l'emploi, et non l'expérience antérieure, est le principal facteur utilisé pour établir le niveau des gains. Les résultats sont semblables pour les hommes, même si quelques données sur le travail à temps partiel indiquent que celui-ci provoque une baisse permanente des gains. Il faut toutefois souligner que cet effet s'atténue selon la durée de l'expérience de travail à temps partiel, si bien que la durée d'occupation de l'emploi actuel redevient le facteur dominant des gains<sup>7</sup>. Nous évaluerons à la section 6 l'importance des répercussions de l'expérience à temps partiel et de l'inactivité sur les gains à venir.

Le nombre d'années de scolarité, le nombre d'heures par semaine et le nombre de semaines par année sont chacune des variables significatives, et les autres variables de contrôle, sauf le terme du rapport de Mills, sont significatives en groupe ( $F=15,9$  pour les hommes et  $14,1$  pour les femmes). Les identificateurs régionaux, dont la plupart sont significatifs, indiquent une augmentation générale des gains d'Est en Ouest au Canada.

## **5. Résultats pour la \*génération X+**

Les résultats pour les hommes et les femmes nés après 1959 sont-ils très différents? Si l'intermittence sur le marché du travail est devenue plus fréquente et qu'elle pose un problème plus grave pour les jeunes travailleurs, nous devrions alors observer des écarts de gains reflétant la pénalisation du travail à temps partiel et de l'inactivité ou la récompense du travail à temps plein. Le tableau 5 présente des estimations à l'égard des hommes et des femmes nés après 1959, qu'on peut comparer aux résultats pour l'ensemble des hommes et des femmes adultes.

---

<sup>7</sup> Dans le modèle LEV, l'expérience à temps partiel n'est pas significative pour les hommes.

Les tests-J rejettent maintenant le modèle BM en faveur du modèle NEVM pour les hommes ( $J=12,0$  et  $1,4$ , respectivement)<sup>8</sup> et les femmes ( $J=15,1$  et  $1,6$ ). Une comparaison des modèles LEV et NEVM favorise le modèle NEVM ( $F=7,9$  pour les hommes et  $5,0$  pour les femmes). Par conséquent, le modèle NEVM est maintenant privilégié par rapport aux autres modèles du tableau 5.

Sur le plan qualitatif, les résultats sont fort semblables à ceux présentés pour l'échantillon complet des adultes au tableau 4. On note cependant une différence importante. Dans le modèle NEVM, l'expérience à temps plein est maintenant significative pour les femmes ( $F=5,8$ ,  $p=0,003$ ), tout comme l'expérience à temps partiel ( $F=4,4$ ,  $p=0,013$ ) et l'inactivité ( $F=3,3$ ,  $p=0,036$ ). Ces variables n'ont pas été significatives dans l'échantillon intégral. De plus, si nous examinons les estimations de ces variables dans l'équation LEV (qui est plus facile à interpréter à première vue), l'expérience d'un emploi à temps plein comporte une prime plus élevée tandis que le travail à temps partiel et l'inactivité entraînent une pénalité plus élevée chez les jeunes femmes. Les résultats du modèle LEV indiquent qu'une année supplémentaire d'expérience à temps plein augmenterait de  $1,8\%$  les gains courants, tandis qu'une année supplémentaire d'expérience à temps partiel les diminuerait de  $1,9\%$  et qu'une année supplémentaire d'inactivité les ferait également baisser, mais cette fois de  $3,3\%$ . Pour les jeunes hommes, les résultats sont semblables (prime de  $1,8\%$  pour une expérience à temps plein), cependant les pénalités liées au travail à temps partiel et à l'inactivité sont infimes ou non significatives.

---

<sup>8</sup> Autrement dit, lorsqu'on inclut dans l'équation BM la prévision des gains logarithmiques provenant du modèle NEVM, la valeur-t (la statistique-j) est  $12,0$ . Lorsque la prévision des gains logarithmiques provenant du modèle BM est incluse dans l'équation NEVM, la valeur-t s'établit à  $1,4$ .

Il est plus difficile d'interpréter les résultats du modèle NEVM. Nous évaluons ses effets à la section qui suit.

## **6. L'effet de l'intermittence sur les gains**

Nous utilisons maintenant les résultats pour répondre à trois questions. D'abord, quel est l'effet d'une activité intermittente antérieure sur les gains actuels? En deuxième lieu, dans quelle mesure ces périodes d'intermittence expliquent-elles les écarts de gains entre les hommes et les femmes? Troisièmement, l'intermittence a-t-elle plus de répercussions sur les gains des jeunes travailleurs?

Le tableau 6 évalue l'effet d'une année de travail à temps partiel dans un emploi quelconque dans le passé sur les gains actuels, eux-mêmes évalués en fonction des caractéristiques moyennes de l'échantillon. Si ce travail avait remplacé un emploi antérieur à temps plein, les gains auraient diminué de seulement 0,07 % pour les hommes et de 0,1 % pour les femmes, mais de 0,25 % pour les jeunes hommes et de 0,49 % pour les jeunes femmes. Cependant, ce travail antérieur à temps partiel aurait pu aussi remplacer une année de l'emploi à temps plein actuel. Étant donné que les effets de la durée de l'occupation de l'emploi sont plus importants que ceux de l'expérience aux tableaux 4 et 5, les répercussions à la colonne 2 du tableau 6 sont beaucoup plus marquées -- les gains diminuent de 0,4 % pour les hommes, de 0,51 % pour les femmes, de 0,94 % pour les jeunes hommes et de 1,37 % pour les jeunes femmes.

Le tableau 6 présente aussi une estimation de l'effet d'une année d'inactivité sur les gains actuels. Ici encore, l'effet est présenté pour deux scénarios. Si l'inactivité remplace une année de travail à temps plein dans un emploi antérieur, l'effet est négligeable pour l'ensemble des hommes et des femmes, mais plus important dans le cas des jeunes hommes et des jeunes femmes, une diminution de

0,19 % et de 0,54 % des gains respectivement. Les répercussions sont plus notables si l'inactivité se fait aux dépens d'une année dans l'emploi à temps plein actuel; dans ce cas, les gains diminuent de 0,2 % pour les hommes, de 0,46 % pour les femmes, de 0,91 % pour les jeunes hommes et de 1,16 % pour les jeunes femmes. Pour ce qui est du travail à temps partiel et de l'inactivité, les effets dans les deux cas sont plus appréciables dans le cas des femmes que des hommes, plus marqués chez les jeunes travailleurs et plus significatifs si la durée d'occupation de l'emploi actuel est touchée.

Le tableau 7 décompose de la façon classique pour chacun des trois modèles les gains des hommes et des femmes aux moyennes de l'échantillon afin de savoir si des données plus détaillées concernant l'activité sur le marché du travail expliqueraient différemment l'écart de gains entre les hommes et les femmes. Pour l'ensemble des travailleurs adultes, le pourcentage de l'écart attribué aux caractéristiques augmente, plus particulièrement la durée d'occupation de l'emploi actuel. Cependant, le pourcentage de l'écart attribuable aux coefficients (on pourrait les qualifier de discriminatoires) diminue à mesure qu'on s'éloigne du modèle BM sans disposer de variables détaillées sur l'expérience dans les modèles LEV et NEVM. Toutefois, cette tendance n'apparaît pas chez les jeunes travailleurs, ce qui n'est pas nécessairement surprenant à la lumière des résultats du tableau 6, qui laisse entendre que le travail à temps partiel et l'inactivité entraînent une pénalité permanente plus élevée pour les femmes que les hommes, et encore plus pour les jeunes femmes que les jeunes hommes. Cette pénalité deviendra un facteur dans la comparaison temporelle des salaires. Si l'expérience de travail à temps plein est brève et que la durée d'occupation de l'emploi actuel à temps plein est encore plus courte (voir le tableau 2), les pénalités risquent de ne pas être apparentes pour les jeunes travailleurs.

## 7. Conclusion

Si l'intermittence sur le marché du travail, exprimée à la fois par le travail à temps partiel et l'inactivité, représente une caractéristique plus importante du marché du travail d'aujourd'hui, du moins chez les jeunes travailleurs, devrait-on s'en préoccuper? Pour répondre à cette question, nous avons étendu d'anciens modèles de lien entre l'intermittence et les gains pour y inclure à la fois le travail à temps partiel et l'inactivité, pour y inclure à la fois les expériences de travail antérieures et la durée d'occupation de l'emploi actuel, pour y inclure les effets de l'expérience non linéaire et pour tenir compte du biais de sélection découlant de l'exclusion des non-travailleurs. Les résultats nous indiquent que l'expérience antérieure est parfois importante, surtout chez les jeunes travailleurs; que la durée d'occupation de l'emploi actuel est toujours importante et qu'elle comporte des répercussions plus appréciables que celles d'une expérience antérieure comparable; que les effets de l'expérience non linéaire sont significatifs; et, enfin, que le biais de sélection est généralement significatif. Les études antérieures n'ont pas intégré ces caractéristiques dans leur analyse.

Nos résultats indiquent aussi que l'intermittence sur le marché du travail se répercute sur la formation des gains. En effet, les répercussions du travail à temps partiel et de l'inactivité se ressemblent énormément et nos simulations ont permis de faire ressortir des tendances communes : les répercussions sont plus importantes pour les femmes, plus importantes pour les jeunes travailleurs et plus importantes lorsque l'intermittence remplace la durée d'occupation de l'emploi actuel. Aussi, d'après nos résultats, la fréquence accrue de l'intermittence chez les travailleurs de la \*génération X+ se répercutera sur leurs gains à venir et annulera les efforts visant à éliminer les écarts de gains entre les hommes et les femmes. Il n'est pas certain

que les effets de l'intermittence chez les jeunes travailleurs diminueront avec l'âge, comme c'est le cas pour la cohorte plus âgée.

Comme toujours, d'autres recherches s'imposent. Plus particulièrement, il serait important d'exploiter l'aspect longitudinal des vagues de données de l'EDTR afin de connaître les effets de courte durée de l'intermittence d'une année sur les gains des années qui suivent. Cependant, la courte durée de l'échantillon de l'EDTR limitera sa capacité d'évaluer l'effet à long terme de l'intermittence sur les gains, nous obligeant à continuer d'utiliser l'analyse des données transversales pour répondre à ces questions.

**Bibliographie**

Beach, Charles et George Slotsve (1994), \*Recession and Recovery: Men's Earnings through the 1980s+, *Journal of Income Distribution* 4, n° 1, 121-46

Davidson, Russell et James MacKinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press

Dougherty, Christopher et Emmanuel Jimenez (1991), \*The Specification of Earnings Functions: Tests and Implications+, *Economics of Education Review* 10, n° 2, 85-98

Fortin, Pierre (1996), \*Presidential Address: The Great Canadian Slump+, *Canadian Journal of Economics* XXIX, n°4, 761-87

Gullason, Edward (1990), \*The Effects of Full-Time Versus Part-Time Work Experience on Earnings in 'High' et 'Low Atrophy' Jobs+, *Economics of Education Review* 9, n° 3, 229-39

Hausman, Jerry (1978), \*Specification Test in Econometrics+, *Econometric* 46, 1251-72

Heckman, James (1979), \*Sample Selection Bias as a Specification Error+, *Econometrica* 47, 153-61

Heckman, James et Thomas MaCurdy (1980), \*A Life Cycle Model of Female Labor Supply+, *Review of Economic Studies* 47, 47-74

Johnson, William (1978), \*A Theory of Job Shopping+, *Quarterly Journal of Economics* 92, 261-77

Jovanovic, Boyan (1979), \*Job Matching and the Theory of Turnover+, *Journal of Political Economy* 87, 972-90

Killingsworth, Mark (1983), *Labor Supply*, Cambridge University Press

Mincer, Jacob et Haim Ofek (1982), \*Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital+, *Journal of Human Resources* XVII, n° 1, 3-24

Mincer, Jacob et Solomon Polachek (1974), \*Family Investments in Human Capital: Earnings of Women+, *Journal of Political Economy* 82, Supplement, S76-108

Murphy, Kevin et Finis Welch (1990), \*Empirical Earnings Profiles+, *Journal of Labor Economics* 8, 202-29

Polachek, Solomon (1995), \*Earnings over the Life Cycle: What do Human Capital Models Explain?+, *Scottish Journal of Political Economy* 42, n° 3, 267-89

Polachek, Solomon et W. Stanley Siebert (1993), *The Economics of Earnings*, Cambridge University Press

Sprague, Allison (1994), \*Work Experience, Earnings and Participation: Evidence from the Women and Employment Survey+, *Applied Economics* 26, 659-67

Topel, Robert (1991), \*Specific Capital, Mobility and Wages: Wages Rise with Job Seniority+, *Journal of Political Economy* 99, n° 1, 145-76

White, Halbert (1980), \*A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity+, *Econometrica* 48, 817-38

TABLEAUX



**Tableau 1. Profils d'expérience sur le marché du travail des canadiens et canadiennes selon l'état matrimonial**

	Tous les hommes		Hommes célibataires		Hommes mariés		Toutes les femmes		Femmes célibataires		Femmes mariées		Mariées avec enfants	
<b>Années d'expérience depuis le début de l'emploi à temps plein</b>														
	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année
<b>TPL/TA</b>	19,1	81,4	8,6	69,5	21,1	83,7	9,8	51,8	9,2	67,4	9,9	49,9	9,7	44,5
<b>TPR/TA</b>	1,0	5,5	1,0	11,5	1,0	4,4	2,3	12,6	1,1	13,1	2,5	12,4	2,8	12,8
<b>PA</b>	0,7	5,0	0,8	10,1	0,6	4,0	0,9	6,0	0,5	6,7	1,0	5,9	1,1	6,2
<b>SE</b>	0,9	8,1	1,0	8,9	0,9	7,9	5,8	29,7	1,5	12,9	6,4	31,7	7,6	36,4
<b>Total</b>	21,7	100	11,4	100	23,6	100	18,8	100	12,3	100	19,8	100	21,2	100
<b>% Tous TPL/TA</b>	51,8%		43,7%		53,4%		20,5%		39,5%		18,2%		13,4%	
<b>% Pas SE</b>	72,9%		74,5%		72,6%		39,7%		68,2%		36,2%		29,4%	
<b>Nb. obs.</b>	9 009		1 468		7 541		8 468		913		7 555		5 512	
<b>Ancienneté actuelle en années:</b>														
	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année	Moyenne	% Année
<b>TPL/TA</b>	7,4	34,1	3,5	30,7	8,1	34,3	3,1	16,5	3,9	31,7	3,0	15,2	2,7	12,7
<b>TPR/TA</b>	0,1	0,4	0,1	0,8	0,1	0,3	0,5	2,7	0,2	1,7	0,5	2,6	0,6	3,0
<b>PA</b>	0,0	0,2	0,0	0,4	0,0	0,2	0,0	0,4	0,0	0,7	0,0	0,0	0,0	0,3
<b>Nb. obs.</b>	8 433		1 317		7 116		8 036		826		7 210		5 295	

**Notes:** 1) TPL= travail à temps plein; TA= travail toute l'année (au moins six mois); TPR= travail à temps partiel; PA= travail une partie de l'année (moins de six mois); SE= sans emploi durant l'année.

2) % Tous TPL/TA= % de l'échantillon qui ont travaillé TPL/TA chaque année jusqu'à présent; % pas SE= % de l'échantillon qui a travaillé chaque année.

3) L'ancienneté actuelle est calculée pour ceux ayant un emploi en 1993 selon les dates de début et de fin; la date de début des emplois actuels sont inexistantes pour environ 5% des cas. (576 parmi 9 009 hommes et 432 parmi 8 468 femmes).

4) Célibataire se rapporte aux personnes n'ayant jamais été mariées; marié se rapporte aux personnes qui ont déjà été mariées ou vivant en union libre.

5) Mariées avec enfants se rapporte aux femmes mariées (se sont déjà mariées ou vivent en union libre) qui ont mis au monde ou élevé au moins un enfant; cette information n'est disponible que pour les femmes.

**Source:** Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993; calculs effectués par l'auteur.

**Tableau 2. Profils d'expérience sur le marché du travail des canadiens et canadiennes selon l'âge.**

	Hommes nés avant 1960		Hommes nés en 1960 ou après		Femmes nées avant 1960		Femmes nées en 1960 ou après	
<b>Années d'expérience depuis le début de l'emploi à temps plein</b>								
	Moyenne	%Années	Moyenne	%Années	Moyenne	%Années	Moyenne	%Années
<b>TPL/TA</b>	24,0	83,4	6,7	76,2	11,7	83,7	5,0	60,8
<b>TPR/TA</b>	1,1	4,1	0,6	9,3	2,8	4,4	1,2	15,6
<b>PA</b>	0,8	3,9	0,4	7,7	1,1	4,0	0,4	7,0
<b>SE</b>	1,2	8,6	0,4	6,7	7,7	7,9	1,2	16,7
<b>Total</b>	27,1	100	8,1	100	23,3	100	7,8	100
<b>Ancienneté actuelle TPL/TA</b>	9,0	33,2	3,1	38,3	3,5	15,0	2,1	26,9
<b>% Tous TPL/TA</b>	51,5%		52,4%		15,9%		32,1%	
<b>% pas SE</b>	69,3%		82,2%		30,1%		64,1%	
<b>Nb. obs.</b>	6 454		2 555		6 082		2 386	

**Notes:** Voir tableau 1.

**Source:** Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993; calculs effectués par l'auteur.

**Tableau 3. Moyennes pour l'échantillon des hommes et femmes canadien(ne)s de l'EDTR.**

	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>
<b>Log Gain</b>	10,16	9,60
<b>Scolarité</b>	12,22	12,51
<b>Expérience</b>	18,99	15,79
<b>Exp. TPL</b>	8,81	5,41
<b>Exp. TPR</b>	0,82	1,70
<b>Exp. PA</b>	0,56	0,67
<b>Exp. SE</b>	0,37	2,83
<b>Ancienneté TPL</b>	8,38	4,54
<b>Ancienneté TPR</b>	0,04	0,61
<b>Ancienneté PA</b>	0,02	0,03
<b>Log Hres/Sem.</b>	3,68	3,40
<b>Log Semaines</b>	3,80	3,79
<b>Minorité visible ?</b>	0,03	0,03
<b>Immigrant ?</b>	0,10	0,09
<b>Instruit Ext. Canada ?</b>	0,06	0,06
<b>Prov. Atlantique ?</b>	0,22	0,21
<b>Québec ?</b>	0,22	0,20
<b>Man./Sask. ?</b>	0,13	0,15
<b>Alberta ?</b>	0,10	0,10
<b>C.B. ?</b>	0,08	0,09
<b>TNO/Yukon ?</b>	0,001	0,001
<b>Nb. Obs.</b>	5 711	4 908

**Notes:** i) Expérience se rapporte à la durée des emplois précédents accumulés; Ancienneté se rapporte à la durée de l'emploi actuel.

ii) L'échantillon se limite aux personnes ayant travaillé en 1993 et pour lesquelles la date de début d'ancienneté était disponible.

**Tableau 4. Estimation des gains des hommes et des femmes (la variable dépendante est Log gains annuels; les valeurs-t entre parenthèses ont été corrigées pour l'hétéroskédasticité en utilisant l'estimateur de White (1980)).**

	Hommes			Femmes		
	(2) BM	(4,9)LEV	(3) NEVM	(2) BM	(4,9)LEV	(3) NEVM
<b>Constante</b>	4,319 (21,8)	5,052 (24,1)	5,238 (24,4)	2,768 (9,6)	3,952 (16,0)	3,721 (10,8)
<b>Scolarité</b>	0,034 (10,8)	0,026 (8,7)	0,026 (9,1)	0,055 (10,4)	0,044 (10,4)	0,045 (8,5)
<b>Expérience</b>	0,041 (13,0)			0,056 (6,3)		
<b>Exp.<sup>2</sup></b>	-0,0007 (8,3)			-0,0012 (4,1)		
<b>Exp.TPL</b>		0,007 (6,5)	0,005 (2,0)		0,0001 (0,6)	0,0003 (1,0)
<b>Exp. TPR</b>		0,001 (0,3)	-0,016 (2,6)		-0,001 (1,7)	0,001 (0,8)
<b>Exp. PA</b>		0,004 (1,2)	-0,002 (0,2)		-0,002 (2,0)	-0,002 (1,8)
<b>Exp. SE</b>		0,010 (1,3)	0,009 (0,8)		0,012 (1,7)	0,029 (2,1)
<b>Ancienneté TPL</b>		0,027 (23,7)	0,054 (17,2)		0,030 (19,1)	0,063 (16,7)
<b>Ancienneté TPR</b>		-0,124 (3,3)	0,133 (1,8)		0,010 (2,2)	0,013 (1,4)
<b>Ancienneté PA</b>		0,205 (1,7)	0,063 (0,2)		0,199 (1,7)	0,333 (1,6)
<b>Exp. TPL<sup>2</sup></b>			0,0000 (0,4)			0,000 (0,1)
<b>Exp. TPR<sup>2</sup></b>			0,0007 (3,3)			-0,000 (1,3)
<b>Exp. PA<sup>2</sup></b>			0,0003 (1,1)			-0,000 (0,9)
<b>Exp. SE<sup>2</sup></b>			0,0002 (0,9)			-0,001 (0,8)
<b>Ancienneté TPL<sup>2</sup></b>			-0,001 (9,1)			-0,002 (10,2)
<b>Ancienneté TPR<sup>2</sup></b>			0,004 (0,4)			0,0001 (0,2)
<b>Ancienneté PA<sup>2</sup></b>			0,127 (0,6)			-0,097 (0,9)
<b>Log Hres/Sem.</b>	0,388 (9,7)	0,346 (8,9)	0,349 (9,0)	0,610 (18,9)	0,530 (15,5)	0,505 (14,6)

	Hommes			Femmes		
	(2) BM	(4,9)LEV	(3) NEVM	(2) BM	(4,9)LEV	(3) NEVM
<b>Log Sem.</b>	0,975 (28,7)	0,905 (21,7)	0,831 (18,1)	0,963 (22,5)	0,913 (18,2)	0,889 (16,9)
<b>Minorité visible ?</b>	-0,126 (2,1)	-0,116 (2,0)	-0,098 (1,7)	0,015 (0,2)	0,010 (0,2)	0,020 (0,3)
<b>Immigrant ?</b>	0,016 (0,3)	0,026 (0,6)	-0,009 (0,2)	0,075 (1,3)	0,091 (1,6)	0,077 (1,4)
<b>Instruit ext. Canada ?</b>	0,042 (0,8)	0,035 (0,7)	0,036 (0,7)	-0,094 (1,4)	-0,101 (1,6)	-0,097 (1,5)
<b>Prov. Atlantique ?</b>	-0,238 (9,4)	-0,213 (8,6)	-0,215 (8,7)	-0,278 (9,3)	-0,261 (9,0)	-0,301 (7,4)
<b>Québec ?</b>	-0,103 (4,2)	-0,093 (3,9)	-0,092 (3,9)	-0,124 (3,9)	-0,084 (2,8)	-0,130 (3,0)
<b>Man./Sask. ?</b>	-0,189 (6,2)	-0,181 (6,0)	-0,180 (6,1)	-0,157 (4,8)	-0,129 (2,5)	-0,182 (3,0)
<b>Alberta ?</b>	-0,053 (1,6)	-0,018 (0,6)	-0,020 (0,6)	-0,060 (1,6)	-0,095 (2,5)	-0,087 (2,2)
<b>C.B. ?</b>	0,042 (1,4)	0,084 (2,8)	0,080 (2,7)	-0,022 (0,5)	0,091 (0,9)	-0,016 (0,1)
<b>TNO/Yukon ?</b>	0,164 (0,7)	0,295 (1,0)	0,399 (1,4)	-0,242 (1,5)	-0,274 (1,7)	0,001 (0,0)
<b>Ratio Mills</b>	-0,110 (1,6)	-0,381 (7,2)	-0,289 (5,2)	0,040 (0,3)	-0,225 (2,3)	-0,103 (0,6)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,441	0,469	0,482	0,497	0,531	0,543
<b>F</b>	299,0	251,7	195,6	322,4	290,8	214,4
<b>Nb. Obs.</b>	5 711			4 908		

**Notes:** i) Expérience se rapporte à la durée des emplois précédents accumulés; Ancienneté se rapporte à la durée de l'emploi actuel.

ii) L'échantillon se limite aux personnes ayant travaillé en 1993 et pour lesquelles la date de début d'ancienneté était disponible, mais les résultats sont corrigés en fonction du biais provenant de la sélection de l'échantillon. Le modèle Probit utilisé pour corriger en fonction du biais échantillonnal inclut le niveau de scolarité, l'âge, l'état matrimonial, le lieu de résidence et les variables liées à la fertilité.

**Tableau 5. Estimation des gains des hommes et des femmes nés en 1960 ou après (la variable dépendante est Log gain annuels; les valeurs-t entre parenthèses ont été corrigées pour l'hétéroskédasticité en utilisant l'estimateur de White (1980)).**

	Hommes			Femmes		
	(2) BM	(4,9)LEV	(3) NEVM	(2) BM	(4,9)LEV	(3) NEVM
<b>Constante</b>	5,294 (14,5)	5,672 (15,1)	5,896 (15,0)	4,040 (9,4)	4,836 (11,0)	5,027 (10,9)
<b>Scolarité</b>	0,021 (2,5)	0,020 (2,5)	0,018 (2,2)	0,036 (4,2)	0,036 (4,5)	0,037 (4,7)
<b>Expérience</b>	0,065 (5,0)			0,077 (4,6)		
<b>Exp.<sup>2</sup></b>	-0,002 (2,9)			-0,003 (3,1)		
<b>Exp. TPL</b>		0,018 (4,4)	0,003 (0,3)		0,018 (3,5)	0,007 (0,5)
<b>Exp. TPR</b>		0,007 (0,7)	-0,030 (1,6)		-0,019 (1,8)	-0,058 (2,3)
<b>Exp. PA</b>		0,009 (0,7)	0,042 (1,3)		-0,010 (0,6)	-0,065 (1,5)
<b>Exp. SE</b>		-0,017 (0,0)	-0,029 (0,6)		-0,033 (1,9)	0,005 (0,2)
<b>Ancienneté TPL</b>		0,061 (14,1)	0,137 (10,7)		0,077 (15,4)	0,142 (9,7)
<b>Ancienneté TPR</b>		-0,010 (0,2)	-0,222 (1,3)		0,004 (0,2)	-0,027 (0,6)
<b>Ancienneté PA</b>		0,109 (0,7)	0,310 (0,8)		0,149 (0,9)	0,160 (0,5)
<b>Exp. TPL<sup>2</sup></b>			0,001 (1,4)			0,001 (0,8)
<b>Exp. TPR<sup>2</sup></b>			0,004 (2,5)			0,005 (1,4)
<b>Exp. PA<sup>2</sup></b>			-0,003 (0,9)			0,006 (1,6)
<b>Exp. SE<sup>2</sup></b>			0,008 (0,7)			-0,004 (1,4)
<b>Ancienneté TPL<sup>2</sup></b>			-0,006 (6,7)			-0,006 (5,7)
<b>Ancienneté TPR<sup>2</sup></b>			0,055 (1,8)			0,008 (1,5)
<b>Ancienneté PA<sup>2</sup></b>			-0,168 (0,9)			-0,010 (0,1)
<b>Log Hrs/Sem.</b>	0,273 (3,5)	0,287 (3,9)	0,272 (3,8)	0,512 (8,2)	0,403 (6,6)	0,373 (6,1)

	Hommes			Femmes		
	(2) BM	(4,9)LEV	(3) NEVM	(2) BM	(4,9)LEV	(3) NEVM
<b>Log Sem.</b>	0,936 (16,9)	0,834 (12,1)	0,776 (9,7)	0,866 (12,5)	0,770 (9,3)	0,723 (7,9)
<b>Minorité visible ?</b>	-0,075 (0,9)	-0,039 (0,5)	-0,044 (0,5)	0,020 (0,2)	0,038 (0,4)	0,038 (0,4)
<b>Immigrant ?</b>	-0,069 (0,7)	-0,056 (0,6)	-0,052 (0,5)	0,139 (1,2)	0,148 (1,4)	0,134 (1,3)
<b>Instruit ext. Canada ?</b>	0,003 (0,0)	0,006 (0,1)	0,020 (0,2)	-0,087 (0,6)	-0,098 (0,7)	-0,115 (0,9)
<b>Prov. Atlantique ?</b>	-0,323 (6,3)	-0,303 (6,0)	-0,311 (6,2)	-0,267 (5,5)	-0,270 (5,9)	-0,269 (5,9)
<b>Québec ?</b>	-0,137 (3,1)	-0,125 (2,9)	-0,121 (2,8)	-0,115 (2,0)	-0,148 (2,7)	-0,149 (2,7)
<b>Man./Sask. ?</b>	-0,213 (3,9)	-0,210 (4,0)	-0,206 (4,0)	-0,175 (3,3)	-0,144 (2,8)	-0,141 (2,8)
<b>Alberta ?</b>	-0,052 (1,0)	-0,036 (0,7)	-0,028 (0,5)	-0,144 (2,1)	-0,114 (1,8)	-0,103 (1,6)
<b>C.B. ?</b>	0,205 (3,8)	0,205 (3,9)	0,211 (4,0)	-0,093 (1,2)	0,140 (2,0)	0,160 (2,3)
<b>TNO/ Yukon ?</b>	-0,517 (2,6)	-0,307 (1,4)	-0,182 (0,8)	-0,300 (3,9)	-0,164 (1,6)	-0,078 (0,6)
<b>Ratio Mills</b>	-1,496 (5,4)	-1,389 (5,1)	-1,363 (5,0)	0,669 (3,9)	-0,555 (3,5)	-0,473 (3,0)
<b>R<sup>2</sup></b>	0,450	0,473	0,488	0,452	0,508	0,518
<b>F</b>	102,6	84,4	66,1	89,9	84,2	64,7
<b>Nb. Obs.</b>	1 900			1 651		

**Notes:** i) Expérience se rapporte à la durée des emplois précédents accumulés; Ancienneté se rapporte à la durée de l'emploi actuel.

ii) L'échantillon se limite aux personnes ayant travaillé en 1993 et pour lesquelles la date de début d'ancienneté était disponible, mais les résultats sont corrigés en fonction du biais provenant de la sélection de l'échantillon. Le modèle Probit utilisé pour corriger en fonction du biais échantillonnal inclut le niveau de scolarité, l'âge, l'état matrimonial, le lieu de résidence et les variables liées à la fertilité.

**Table 6. Estimations de l'effet de l'intermittence sur les gains.**

	Effet du travail à temps partiel		Effet de l'inactivité	
	Expérience à temps plein	Ancienneté à temps plein	Expérience à temps plein	Ancienneté à temps plein
<b>Tous les hommes</b>	-0,07%	-0,40%	0,04%	-0,20%
<b>Toutes les femmes</b>	-0,10%	-0,51%	-0,05%	-0,46%
<b>Jeunes Hommes</b>	-0,25%	-0,94%	-0,19%	-0,91%
<b>Jeunes Femmes</b>	-0,49%	-1,37%	-0,54%	-1,16%

**Notes:** (i) L'effet d'une année additionnelle de travail à temps partiel (ou d'inactivité) au lieu d'une expérience de travail à temps plein l'année précédente (ou ancienneté de l'emploi à temps plein actuel) est calculé selon la même moyenne en utilisant les résultats du modèle NEVM aux tableaux 4 et 5.

(ii) Les jeunes hommes et femmes sont nés après 1959.

**Table 7. Décomposition des gains des hommes et des femmes.**

<b>Modèle:</b>	<b>BM</b>	<b>LEV</b>	<b>NEVM</b>
<b>Tous les hommes vs toutes les femmes:</b>			
<b>Différence log totale</b>	0,556	0,556	0,556
<b>Attribué aux caractéristiques</b>	0,182	0,282	0,259
<b>Expérience passée</b>	0,019	0,023	0,017
<b>Ancienneté actuelle</b>		0,116	0,106
<b>Attribué aux coefficients</b>	0,374	0,291	0,297
<b>Expérience passée</b>	0,147	0,038	0,028
<b>Ancienneté actuelle</b>		-0,052	-0,026
<b>Jeunes hommes vs jeunes femmes:</b>			
<b>Différence log totale</b>	0,421	0,421	0,421
<b>Attribué aux Caractéristiques</b>	0,223	0,237	0,226
<b>Expérience passée</b>	0,008	0,029	0,031
<b>Ancienneté actuelle</b>		0,041	0,048
<b>Attribué aux coefficients</b>	0,198	0,184	0,195
<b>Expérience passée</b>	0,000	0,034	0,028
<b>Ancienneté actuelle</b>		-0,051	-0,025