

Les effets de la mobilité temps complet - temps partiel sur la rémunération future
Effects of Full-Time to Part-Time Mobility on Future Wages
Los efectos de la movilidad entre el trabajo a tiempo completo y el trabajo a tiempo parcial en el futuro de las remuneraciones

Francine Mayer

Volume 53, Number 4, Fall 1998

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/005292ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/005292ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Département des relations industrielles de l'Université Laval

ISSN

0034-379X (print)

1703-8138 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Mayer, F. (1998). Les effets de la mobilité temps complet - temps partiel sur la rémunération future. *Relations industrielles / Industrial Relations*, 53(4), 691–709. <https://doi.org/10.7202/005292ar>

Les effets de la mobilité temps complet - temps partiel sur la rémunération future¹

FRANCINE MAYER

Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal.

Ce texte s'appuie sur le fichier longitudinal de l'Enquête sur l'activité 1988-90 de Statistique Canada. Il examine les effets des conditions de la mobilité entre l'emploi à temps complet et l'emploi à temps partiel sur la rémunération future des femmes canadiennes. Les résultats d'estimation confirment les conclusions des études américaines quant à l'effet négatif des interruptions d'emploi et des épisodes d'emploi à temps partiel sur le salaire dans le dernier emploi à temps complet. Mais, plus spécifiquement, ils montrent que les femmes qui subissent une déqualification au moment du passage à temps partiel enregistrent une baisse de salaire dans l'emploi à temps complet le plus récent, de l'ordre de 14 %, comparativement aux salariées qui n'ont pas connu de déqualification. En outre, le «travail à temps réduit réversible», c'est-à-dire les transitions entre temps complet et temps partiel, dans les deux directions, sans changement de profession ou d'employeur, agit positivement sur la rémunération future, contrairement aux situations où ces transitions impliquent au moins un changement d'emploi.

Au cours des 15 dernières années, la part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi total au Canada s'est maintenue au-delà de 16 %. En 1997, le taux d'emploi à temps partiel s'élevait à 19 %, soit plus de 29 % chez les femmes et un peu moins de 11 % chez les hommes. Chez les adultes (25

1. L'auteure tient à remercier Luc Vaillancourt du service de l'informatique de l'Université du Québec à Montréal. Ce texte s'appuie sur le fichier longitudinal de l'Enquête sur l'activité 1988-90 de Statistique Canada. Les calculs effectués et l'interprétation des résultats sont la responsabilité de l'auteure.

ans et plus), l'emploi à temps partiel représentait 15 % de l'emploi total. Le taux d'emploi à temps partiel chez les femmes adultes dépassait de plus de 4 fois celui de leurs homologues masculins (25 % et 6 % respectivement) : celles-ci occupaient 77 % de tous les emplois à temps partiel. En outre, le taux d'emploi à temps partiel non choisi atteignait 37 %. Sur l'ensemble des femmes adultes en emploi, 9 % travaillaient à temps partiel en raison de la conjoncture ou parce qu'elles n'avaient pu trouver un emploi à temps complet, une forme non négligeable de sous-emploi, comparativement à 3 % chez les hommes².

Le travail à temps partiel peut être volontaire tout en correspondant à un choix contraint, notamment quand il s'agit de la seule option permettant de réduire les heures de travail et que le retour à temps complet n'est pas assuré. Logan (1994 : 22) souligne que le terme travailleur ayant choisi le temps partiel « désigne non seulement les travailleurs qui ne souhaitent pas occuper un emploi à temps plein, mais aussi les personnes qui ne peuvent pas occuper un tel emploi », notamment en raison de responsabilités familiales. Or, en 1997, la part du temps partiel choisi pour des raisons de garde des enfants était de plus de 20 % chez les femmes de 25 ans et plus, et de moins de 1 % chez les hommes du même âge. Le temps partiel pour autres raisons personnelles et familiales représentait moins de 2 % du temps partiel choisi chez les hommes adultes et plus de 8 % chez les femmes adultes. Le sous-emploi lié au temps partiel des femmes adultes est donc vraisemblablement sous-estimé.

Selon l'OCDE (1991 : 26), « le travail à temps partiel n'implique pas seulement une durée de travail inférieure à la normale, il définit aussi en général un statut inférieur à celui du temps complet ». Dans une étude publiée en 1991, le Conseil économique du Canada estimait que les emplois à temps partiel sont souvent de « mauvais emplois » : généralement moins qualifiés et moins bien rémunérés que les emplois à temps complet, offrant des possibilités de formation en emploi et d'avancement

2. Ces chiffres sont tirés de la base de données CANSIM (matrice 3472) et de Statistique Canada (1997). Les chiffres sur le temps partiel choisi et non choisi portent sur le premier trimestre de l'année 1997. Les autres chiffres représentent des moyennes annuelles pour l'année 1997. Les travailleurs à temps partiel sont ceux qui travaillent habituellement moins de 30 heures par semaine à leur emploi principal. Parmi ceux-ci, les travailleurs qui désireraient travailler au moins 30 heures à un seul emploi et qui ne le font pas en raison de la conjoncture économique ou parce qu'ils n'ont pu trouver un travail de 30 heures ou plus par semaine font partie de la catégorie « temps partiel non choisi ». Le sous-emploi est un sous-ensemble de la catégorie « temps partiel non choisi » : il est estimé par le nombre de personnes qui font partie de cette catégorie et qui ont cherché activement un emploi à temps plein (Statistique Canada 1997: 18). L'expression sous-emploi est donc utilisée ici dans un sens plus large que la définition la plus stricte proposée par Statistique Canada (1997), qui estime à 2,3 % le sous-emploi des femmes adultes et à 1,3 % le sous-emploi des hommes adultes.

limitées et une couverture sociale réduite, et plus susceptibles de sous-utiliser les compétences des travailleurs. À partir de données provenant de diverses enquêtes de Statistique Canada, Schellenberg (1997) démontre qu'en dépit de modestes avancées réalisées entre le milieu des années 80 et le milieu des années 90, l'emploi à temps partiel demeure fortement concentré dans les professions les moins qualifiées de la vente, des services et du travail de bureau, et à l'extrémité inférieure de la distribution des gains. Au cours de cette période, l'utilisation plus intensive des nouvelles technologies n'a pas accru de façon notable les «bons emplois» à temps partiel. En outre, les travailleurs à temps partiel sont toujours soumis à une plus grande insécurité d'emploi, notamment en raison de contrats de travail de courte durée et d'horaires de travail irréguliers, et largement exclus des régimes de pension d'employeurs et autres avantages sociaux comparativement à leurs homologues à temps complet. Dans son étude sur le rôle du lieu de travail sur l'expérience de travail à temps partiel des femmes européennes, McRea (1995) montre que les salariées à temps partiel sont plus susceptibles de se voir offrir, pour un travail identique, un salaire inférieur ou des avantages sociaux proportionnellement moindres que les salariées à temps complet dans les établissements qui ont introduit le temps partiel pour des raisons économiques ou organisationnelles (établissements de type stratégie d'entreprise) plutôt que pour répondre à une demande de temps réduit de la part des salariés (établissements de type stratégie individuelle). Dans les établissements à stratégie d'entreprise, les salariées à temps partiel sont aussi plus susceptibles d'être soumises à des horaires de travail irréguliers ou à l'insécurité d'emploi que leurs collègues des établissements à stratégie individuelle. Toutefois, dans les deux types d'établissement, les salariées à temps partiel sont également défavorisées en termes de perspectives de promotion comparativement aux salariées à temps complet.

Par ailleurs, parce qu'il concerne un éventail restreint de professions, l'OCDE (1991 : 27) soutient que «pour passer au temps partiel, il faut donc généralement changer d'emploi, voire de profession. Dans la mesure où les formes d'emploi atypiques constituent un segment distinct du marché du travail, il est en effet difficile pour le travailleur à temps partiel de reprendre un emploi à temps plein». À cet égard, Mayer (1994) montre que la part d'expérience d'emploi à temps partiel dans l'expérience d'emploi cumulée allonge la durée du chômage des personnes à la recherche d'un emploi à temps complet et accroît les risques de mouvements répétés entre l'emploi à temps partiel et le chômage ou l'inactivité.

Les transitions du temps complet au temps partiel peuvent donc engendrer des coûts pour les salariés en termes de dépréciation du capital humain (notamment en raison des heures de travail réduites, de la rareté

de la formation en emploi, et de la sous-utilisation des compétences des travailleurs à temps partiel), parce qu'il y a segmentation des marchés et que les conditions moins avantageuses des emplois à temps partiel engendrent chez les salariés des attitudes qui affectent leur productivité et augmentent la probabilité de discontinuités professionnelles, ou par des effets de signaux (faible productivité ou faible attachement au marché du travail), se traduisant notamment par un effet négatif sur le salaire, même après le retour à temps complet. Ces coûts seront aggravés si le passage à temps partiel représente plus qu'une simple réduction du temps de travail et s'accompagne d'une déqualification, c'est-à-dire d'un glissement le long d'une échelle hiérarchique des professions. À partir des données rétrospectives pour le Royaume-Uni du «Women and Employment Survey» de 1980, Dex et Shaw (1988) et Perry (1988) montrent que dans le cas des femmes qui retournent sur le marché du travail après une interruption d'activité suite à la naissance d'un enfant, les risques de déqualification sont accrus quand le retour à l'emploi s'effectue à temps partiel.

Ce texte examine les effets des conditions de la mobilité entre les formes d'emploi à temps complet et à temps partiel, notamment selon que cette mobilité entraîne ou non une déqualification, sur la rémunération dans le dernier emploi à temps complet occupé au cours de la période d'observation. La «déqualification» est mesurée par la variation du salaire horaire au moment du passage à temps partiel : on dira qu'il y a déqualification si cette variation est négative³.

La littérature suggère que les effets de l'expérience d'emploi à temps partiel sur la rémunération sont généralement négatifs. Gullason (1990) estime une équation du logarithme du salaire à la Mincer, en s'appuyant sur les données rétrospectives de l'enquête sur les finances des consommateurs aux États-Unis pour l'année 1983. Il montre que la part d'expérience d'emploi à temps partiel dans l'expérience d'emploi cumulée affecte négativement le salaire des hommes occupés à temps complet en 1983. Cet effet négatif est plus marqué et significatif dans les emplois hautement qualifiés, qui exigent des connaissances de pointe et une forma-

3. Il s'agit évidemment d'une mesure approximative de la déqualification. Si la transition du temps complet au temps partiel s'accompagne d'un changement d'emploi, une diminution salariale pourrait être liée à une perte de capital humain spécifique ou à une période de probation, sans qu'il y ait nécessairement glissement le long d'une échelle hiérarchique des professions. Il aurait été intéressant d'utiliser une mesure de la rémunération globale, mais une telle mesure n'était pas disponible. Par ailleurs, le taux de salaire peut augmenter lors du passage à temps partiel, sans qu'il y ait changement de qualification, si certains avantages sociaux sont monnayés, comme cela existe dans le secteur hospitalier québécois (l'auteur remercie un arbitre anonyme pour cette précision). L'expression «déqualification» doit donc être interprétée au sens étroit défini dans le texte.

tion continue, car dans ce cas les risques d'inadéquation des qualifications dans l'emploi à temps partiel sont accrus. Il est moins déterminant et non significatif dans les emplois exigeant des qualifications minimales.

Olson et Frieze (1989) limitent leur investigation aux personnes ayant obtenu un MBA au cours de la période 1973 à 1982 et occupées à temps complet en 1983, à partir d'une enquête rétrospective réalisée en 1984. Ils montrent que les effets sur la rémunération des salariés à temps complet, d'interruptions d'activité ou d'épisodes d'emploi à temps partiel, dépendent des raisons avancées pour ces périodes hors emploi à temps complet. Par exemple, la nature involontaire des interruptions d'activité ou des épisodes d'emploi à temps partiel (selon Olson et Frieze, une «proxy» pour la moindre habileté des salariés) a les effets négatifs les plus forts et les plus significatifs sur la rémunération des salariés à temps complet.

Corcoran, Duncan et Ponza (1983) s'inspirent des travaux de Mincer et Ofek (1982) pour étudier, à l'aide des données du PSID («Panel Study of Income Dynamics») sur la période 1967-1979, l'effet des interruptions d'activité et des épisodes d'emploi à temps partiel sur la variation du logarithme du salaire des femmes, mesurant l'écart salarial dans le premier et le dernier emploi observé. Ils montrent que les interruptions d'activité ont un effet négatif sur le taux de salaire des femmes qui retournent en emploi, et que la «restauration du capital humain déprécié» au sens de Mincer et Ofek est liée exclusivement à l'expérience d'emploi à temps complet, l'expérience d'emploi à temps partiel n'ayant aucun effet significatif sur la récupération salariale.

Loprest (1992), à partir des données du NLSY («National Longitudinal Survey of Youth») pour la période 1979-1983, estime que les transitions du temps complet au temps partiel expliquent près de 20 % de l'écart dans la croissance du taux de salaire des femmes et des hommes en début de carrière. Deux éléments contribueraient à ce résultat : la plus forte probabilité de passer du temps complet au temps partiel chez les femmes et les pertes de salaire liées à ces transitions plus élevées dans le cas des femmes.

Sur la question, qui nous occupe plus spécifiquement, de la diminution salariale liée au temps partiel et ses effets sur la rémunération future, Main (1988 : 49) mentionne que les données du «Women and Employment Survey» suggèrent que l'expérience d'emploi à temps partiel aurait un effet négatif sur les salaires, qui persisterait même après le retour à temps complet. S'appuyant sur la même enquête, Elias (1988) montre, à partir de données agrégées, que la «dégradation du statut professionnel», souvent liée chez les femmes au choix du travail à temps partiel pendant

la période de formation de la famille, n'est pas pleinement compensée au retour à temps complet. À notre connaissance, aucune étude canadienne n'a, à ce jour, été réalisée sur ce sujet.

DONNÉES ET CARACTÉRISTIQUES DE L'ÉCHANTILLON

Ce texte s'appuie sur le fichier longitudinal de l'Enquête sur l'activité 1988-1990 de Statistique Canada. L'échantillon retenu contient les observations sur les salariées de 20 à 54 ans, qui n'étaient pas étudiantes au cours de la période 1988-90, qui ont effectué au moins une transition du temps complet au temps partiel (TC - TP) au cours de la période d'observation et sont retournées à temps complet avant la fin de 1990, soit 803 observations. Les hommes sont exclus de l'échantillon, car dans leur cas le travail à temps partiel est plus rare et fortement concentré chez les jeunes, notamment les étudiants, et chez les actifs en fin de carrière. Peu d'hommes dans la catégorie d'âge de forte activité travaillent à temps partiel. Ils sont par conséquent moins concernés que les femmes par les risques de déqualification liés à cette forme d'emploi.

Pour chacune des femmes dans l'échantillon, on a localisé les épisodes d'emploi à temps complet, les épisodes d'emploi à temps partiel⁴ et les périodes hors emploi (chômage ou inactivité). Correspondant à la première transition du temps complet au temps partiel⁵, on a retenu les caractéristiques de l'emploi à temps complet qui précède immédiatement l'entrée dans le segment à temps partiel («premier emploi à temps complet»), de l'emploi à temps partiel suivant immédiatement le premier emploi à temps complet («premier emploi à temps partiel») et du dernier emploi à temps complet occupé sur la période 1988-90. Les conditions de la mobilité TC - TP concernent la transition entre le premier emploi à temps complet et le premier emploi à temps partiel, et la déqualification liée au temps partiel est estimée par la variation du salaire horaire (mesuré en dollars constants de 1986) observée au moment de cette transition. Les résultats présentés ici portent sur l'effet des conditions de la mobilité TC - TP sur le salaire horaire dans le dernier emploi à temps complet.

Les chiffres sur la variation du salaire horaire au moment de la transition TC - TP montrent que celle-ci se solde en moyenne par une modeste baisse du salaire horaire, de l'ordre de 1,1 %, mais que l'amplitude des variations autour de la moyenne est grande (voir tableau 1). Si le passage

4. Un emploi est dit à temps partiel si les heures de travail habituelles à cet emploi sont inférieures à 30 heures par semaine.

5. Environ 90 % des salariées avaient effectué une seule transition du temps complet au temps partiel entre le début de 1988 et la fin de 1990.

du temps complet au temps partiel est généralement peu déqualifiant, près de 13 % des femmes de l'échantillon sont touchées par une baisse d'au moins 25 % de leur taux de salaire, et 9 % d'entre elles subissent une diminution de salaire de l'ordre de 10 à 25 %. Par contre, 16 % des femmes de l'échantillon bénéficient de gains salariaux d'au moins 25 %. Toutefois, pour la majorité (55 %) des femmes dans l'échantillon, la variation du taux de salaire horaire est faible, se situant entre -10 % et 10 %.

TABLEAU 1

Variations du salaire horaire liées aux transitions entre le premier emploi à temps complet, le premier emploi à temps partiel et le dernier emploi à temps complet

| <i>Intervalle de variation (%)</i> | <i>Fréquence (%)</i> | |
|------------------------------------|--|---------------------------------------|
| | <i>1^{er} TC - 1^{er} TP</i> | <i>1^{er} TC - dernier TC</i> |
| [-100, -50] | 4,8 | 4,2 |
| [-50, -25] | 8,8 | 7,9 |
| [-25, -10] | 9,0 | 9,4 |
| [-10, 0] | 40,5 | 20,5 |
| [0, 10] | 14,5 | 23,1 |
| [10, 25] | 6,4 | 12,0 |
| [25, 50] | 6,1 | 8,6 |
| [50, 100] | 5,5 | 9,7 |
| [100 et +] | 4,3 | 4,6 |
| Variation moyenne (%) | -1,1 | 5,3 |

Le salaire horaire est mesuré en dollars constants de 1986. TC: temps complet, TP: temps partiel.

Quant à la variation du salaire horaire entre le premier et le dernier emploi à temps complet, elle est de 5,3 % en moyenne, mais 12 % des femmes de l'échantillon constatent une chute de leur taux de salaire d'au moins 25 %, et 9 % d'entre elles enregistrent une perte de salaire de 10 à 25 %. En outre, les femmes qui ont subi une diminution salariale lors de la transition TC - TP sont plus susceptibles que les autres de connaître un recul de leur taux de salaire entre le premier et le dernier emploi à temps complet : c'est le cas de 33 % d'entre elles, contre seulement 9 % des femmes qui avaient bénéficié d'un gain salarial lors du passage à temps partiel.

Le tableau 2 dresse le profil des femmes retenues dans l'échantillon, selon le caractère déqualifiant ou non du passage à temps partiel. Dans l'échantillon pris dans son ensemble, elles sont majoritairement (88 %) chef de ménage ou conjointe, 68 % d'entre elles sont mariées et 21 % ont la responsabilité d'enfants d'âge préscolaire au cours de la période

TABLEAU 2
Valeurs moyennes des variables

| | <i>TOUS</i> | <i>DÉQUAL=1</i> | <i>DÉQUAL=0</i> |
|---|-------------|-----------------|-----------------|
| Nombre d'observations | 803 | 496 | 307 |
| Salaire horaire premier emploi à TC | 8,72 | 9,34 | 7,65 |
| Salaire horaire premier emploi à TP | 8,63 | 7,85 | 9,97 |
| Salaire horaire dernier emploi à TC | 9,18 | 9,26 | 9,04 |
| Variation Sal. hor. 1 ^{er} TC - 1 ^{er} TP | -1,1 | -16,0 | 30,2 |
| Variation Sal. hor. 1 ^{er} TC - dernier TC | 5,3 | -0,8 | 18,1 |
| Caractéristiques sociodémographiques | | | |
| 20-24 ans | 18,4 | 16,8 | 21,0 |
| 25-34 ans | 35,1 | 34,2 | 36,7 |
| 35-44 ans | 27,7 | 27,2 | 28,5 |
| 45-54 ans | 18,8 | 21,8 | 13,7 |
| Diplôme primaire | 27,0 | 26,4 | 28,1 |
| Diplôme secondaire | 35,6 | 37,5 | 32,3 |
| Diplôme collégial | 25,0 | 23,7 | 27,2 |
| Diplôme universitaire | 12,4 | 12,4 | 12,5 |
| Chef ou conjointe | 87,6 | 87,9 | 87,2 |
| Mariée | 68,4 | 67,3 | 70,4 |
| Enfants d'âge préscolaire | 21,4 | 20,8 | 22,5 |
| Expérience sur le marché du travail | | | |
| Épisode HE entre 1 ^{er} TC et 1 ^{er} TP | 27,9 | 21,2 | 39,5 |
| Part HE entre 01-88 et dernier TC | 9,8 | 8,5 | 11,9 |
| Part TP entre 01-88 et dernier TC | 23,0 | 23,9 | 21,3 |
| Expérience d'emploi à TC avant 01-88 | 3,24 | 4,11 | 1,75 |
| Expérience d'emploi à TP avant 01-88 | 0,07 | 0,07 | 0,08 |
| Nombre d'emplois détenus depuis 01-88 | 2,5 | 2,3 | 3,0 |
| Conditions de la transition TC - TP | | | |
| Déqualification | 63,2 | 100,0 | 0,00 |
| TP volontaire | 80,4 | 84,9 | 72,6 |
| Même emploi (1 ^{er} TC et 1 ^{er} TP) | 52,1 | 61,0 | 36,8 |
| Même emploi (1 ^{er} et dernier TC, 1 ^{er} TP) | 38,8 | 46,2 | 26,1 |
| D+ Couverture syndicale | 11,0 | 6,1 | 19,5 |
| D- Couverture syndicale | 7,7 | 10,7 | 2,5 |
| D+ Taille de l'entreprise | 16,4 | 12,6 | 22,8 |
| D- Taille de l'entreprise | 12,7 | 13,4 | 11,5 |
| Secteur d'activité du 1^{er} emploi à TC | | | |
| Secteur primaire | 2,1 | 2,2 | 1,9 |
| Fabrication | 11,4 | 12,4 | 9,6 |
| Construction | 1,7 | 1,3 | 2,4 |
| Transport et communications | 3,4 | 3,4 | 3,5 |
| Commerce de gros et de détail | 15,3 | 15,4 | 15,2 |
| Finances, assurance, aff.imm. | 10,4 | 8,5 | 13,8 |
| Services personnels | 19,0 | 15,4 | 25,2 |
| Services publics | 36,6 | 41,4 | 28,5 |

Les valeurs moyennes des variables sont exprimées en pourcentage, à l'exception du salaire horaire (dollars constants de 1986), de l'expérience d'emploi avant 01-88 (années) et du nombre d'emplois détenus depuis 01-88 (unités). HE: hors emploi (chômage ou inactivité), TC: temps complet, TP: temps partiel.

d'observation. 54 % sont âgées de moins de 35 ans et 37 % détiennent un diplôme collégial ou universitaire. Elles ont en moyenne occupé un emploi à temps complet pendant les deux tiers de la période d'observation, leur attachement au marché du travail est donc relativement élevé. Elles travaillent majoritairement dans les services personnels, les services publics, et le commerce. Le premier emploi à temps partiel est volontaire dans une forte proportion de cas, soit plus de 80 %.

On observe que les femmes plus jeunes, notamment celles de 20-24 ans, celles dont le premier emploi à temps complet est dans le secteur des services personnels (un secteur à faible taux de salaire et à forte proportion d'emplois peu qualifiés ou à temps partiel), et celles qui ont une trajectoire plus décousue sur le marché du travail (nombre plus élevé de semaines hors emploi et changements d'emploi plus fréquents au cours de la période d'observation) sont surreprésentées parmi les salariées qui ne connaissent aucun fléchissement du taux de salaire lors du passage à temps partiel. Les schémas d'activité discontinus sont souvent liés à des emplois précaires et peu qualifiés et, par conséquent, à des risques de déqualification réduits. Les femmes mariées et celles qui ont la responsabilité d'enfants d'âge préscolaire sont également surreprésentées, quoique de façon moins nette, parmi les salariées qui ne subissent pas de déqualification. Il est vraisemblable que leur choix de carrière tienne compte de leurs responsabilités familiales, par exemple en intégrant plus souvent des professions qui facilitent le passage à temps partiel ou le rendent moins onéreux (tableau 2, colonne DÉQUAL = 0). Par ailleurs, les femmes qui ont accumulé une plus longue expérience de travail à temps complet avant le début de la période d'observation sont surreprésentées parmi les salariées dont la transition vers le temps partiel entraîne un recul salarial (tableau 2, colonne DÉQUAL = 1). Ces résultats appuient ceux de Gullason (1990) quant à la corrélation positive entre qualification élevée et risque de déqualification.

Les chiffres descriptifs montrent également que lorsque la transition TC - TP correspond au passage vers un emploi syndiqué ou vers une entreprise de plus grande taille, la fréquence des pertes salariales au moment du passage à temps partiel est réduite. Inversement, celle-ci s'accroît si la transition vers le temps partiel signifie la perte de la protection syndicale ou si elle s'effectue vers une entreprise de plus petite taille. La littérature montre en effet que les variables protection syndicale et taille de l'entreprise agissent positivement sur le salaire. Par ailleurs, les salariées qui travaillent à temps partiel de façon volontaire sont surreprésentées dans le sous-échantillon des personnes dont le salaire dans le premier emploi à temps partiel est inférieur au salaire dans le premier emploi à temps complet. Dans leur cas, des caractéristiques non salaria-

les de l'emploi à temps partiel, notamment l'augmentation du temps disponible pour des activités hors marché du travail, pourraient compenser partiellement la perte de salaire (Altonji et Paxson 1988). Enfin, les femmes qui transitent vers le temps partiel sans effectuer de changement de tâche ou d'employeur sont surreprésentées dans le sous-échantillon des femmes dont le salaire s'oriente à la baisse lors du passage à temps partiel. Cela illustre la possibilité, sur la période d'observation, de verser aux salariés à temps partiel une rémunération moindre que celle accordée aux salariés à temps complet, pour effectuer le même travail chez le même employeur.

ÉQUATION DE SALAIRE ET RÉSULTATS D'ESTIMATION

Pour mesurer l'effet de la déqualification liée aux transitions TC - TP sur le salaire horaire dans le dernier emploi à temps complet, on a retenu une formulation de l'équation de Mincer, liant le logarithme du salaire horaire dans le dernier emploi à temps complet à un ensemble de variables explicatives, dont le logarithme du salaire horaire dans le premier emploi à temps complet :

$$(1) \quad \ln(W_{3i}) = \alpha + \delta \ln(W_{1i}) + X_i \beta + u_i$$

où W_{1i} et W_{3i} représentent le salaire horaire dans le premier et le dernier emploi à temps complet respectivement. X_i est un vecteur d'observations sur des variables explicatives qui représentent des caractéristiques sociodémographiques, des caractéristiques d'emploi et d'expérience sur le marché du travail et des variables qui décrivent la façon dont s'effectue la transition du temps complet au temps partiel⁶.

Comme le soulignent Podgursky et Swaim (1987), l'équation (1) peut se reformuler comme un modèle de la variation relative du salaire horaire entre le premier et le dernier emploi à temps complet :

$$(2) \quad \ln(W_{3i}/W_{1i}) = \alpha + (\delta - 1) \ln(W_{1i}) + X_i \beta + u_i$$

Cette formulation est intéressante pour l'interprétation du paramètre δ . En effet, parce que l'expression $\ln(W_{3i}/W_{1i})$ est une approximation de la variation relative du salaire horaire $(W_{3i} - W_{1i})/W_{1i}$, si δ est supérieur à 1, cela signifie que les salariées dont le salaire horaire dans le premier emploi à temps complet est relativement élevé enregistrent des baisses de salaire proportionnellement plus petites ou bénéficient de gains salariaux proportionnellement plus grands que les autres salariées. Inversement, si δ est compris entre 0 et 1, les salariées à plus haut salaire subissent des

6. Ces variables sont définies de façon précise dans une annexe disponible sur demande.

baisses de salaire proportionnellement plus fortes ou connaissent des gains proportionnellement plus faibles que les autres salariées.

Le modèle, dans l'une ou l'autre de ses formulations, permet par ailleurs de tenir compte de l'endogénéité potentielle de la variable de déqualification, sous l'hypothèse que cette endogénéité est le résultat de facteurs d'hétérogénéité non observés qui sont fixes dans le temps et qui affectent simultanément le risque de déqualification et le salaire dans le dernier emploi à temps complet. Elle permet dans ce cas d'obtenir des estimateurs de moindres carrés ordinaires convergents, dans la mesure où la variable $\ln(W_{1i})$ intègre ces éléments d'hétérogénéité non observés, qui ne sont pas pris en compte par les variables du vecteur X_i . Il s'agit d'une façon simple de corriger le biais de sélection lié à l'endogénéité de la variable de déqualification (voir Ruhm 1991)⁷.

Le tableau 3 présente les résultats d'estimation de l'équation (1). Ils montrent que la déqualification liée à la transition TC - TP entraîne une baisse du salaire dans le dernier emploi à temps complet de l'ordre de 14,1 %. La déqualification observée au moment du passage à temps partiel peut aggraver la perte de capital humain lié à l'expérience d'emploi à temps partiel, notamment si les compétences sont érodées (Gullason 1990). Groot (1990) soutient que si le passage à temps partiel correspond à une transition vers un segment inférieur du marché du travail, les salariés pourraient développer des attitudes liées à ce segment du marché du travail (faible productivité, faible attachement au marché du travail), qui agiraient à la baisse sur le salaire dans le dernier emploi à temps complet. Enfin, quand le passage à temps partiel entraîne une diminution de salaire, il peut s'ensuivre les effets de signaux évoqués plus haut, indépendamment de la productivité des salariés ou de leur attachement au marché du travail (Atkinson et Micklewright 1991; McCormick 1990). Par ailleurs, que la transition vers le temps partiel se soit accompagnée ou non d'un repli salarial, le caractère volontaire du temps partiel n'agit pas de façon significative sur le salaire dans le dernier emploi à temps complet.

7. Idéalement, il faudrait aussi tenir compte de la possibilité de biais de sélection lié à l'ensemble des choix dynamiques des femmes de l'échantillon, quant à la probabilité de participer au marché du travail à titre de salariées, d'effectuer une transition du temps complet au temps partiel, et de retourner à temps complet avant la fin de la période d'observation, un processus complexe étant donné les diverses étapes de sélection, et difficile à modéliser de façon fiable. La littérature, notamment sur l'évaluation de programmes, a mis en évidence la fragilité des méthodes paramétriques de correction du biais de sélection aux erreurs de spécification du processus de sélection, qui peuvent engendrer des biais supérieurs à ceux qu'on cherche à corriger quand ce processus est mal maîtrisé (voir Lalonde (1986) et Manski (1989)). La modélisation de l'ensemble des choix dynamiques des femmes dépasse le cadre de cette étude. Nos résultats doivent être interprétés conditionnellement aux transitions TC - TP et au retour à temps complet avant la fin de 1990 et ne sont pas nécessairement généralisables à l'ensemble de la population.

TABLEAU 3
Résultats d'estimation

| | <i>b</i> | $[(\exp(b)-1) \times 100]$ | <i>t</i> | (seuil critique) |
|---|----------|----------------------------|----------|------------------|
| Caractéristiques sociodémographiques | | | | |
| Constante | 1,218 | | 36,1 | (0,000) |
| 20-24 ans | -0,008 | [-0,8] | -0,8 | (0,446) |
| 35-44 ans | -0,046 | [-4,5] | -5,3 | (0,000) |
| 45-54 ans | -0,124 | [-11,6] | -12,1 | (0,000) |
| Diplôme primaire | -0,010 | [-1,0] | -1,2 | (0,218) |
| Diplôme collégial | 0,092 | [9,7] | 10,7 | (0,000) |
| Diplôme universitaire | 0,164 | [17,9] | 14,7 | (0,000) |
| Chef ou conjointe | 0,131 | [14,0] | 11,2 | (0,000) |
| Mariée | -0,111 | [-10,5] | -15,2 | (0,000) |
| Enfants d'âge préscolaire | -0,016 | [-1,6] | -1,8 | (0,078) |
| Expérience sur le marché du travail | | | | |
| Ln (salaire horaire dans le 1 ^{er} emploi à TC) | 0,471 | | 55,8 | (0,000) |
| Part-HE entre 01-88 et dernier TC | -0,194 | | -7,7 | (0,000) |
| Part-TP entre 01-88 et dernier TC | -0,199 | | -6,5 | (0,000) |
| Expérience d'emploi à TC avant 01-88 | 0,016 | | 10,0 | (0,000) |
| (Expérience d'emploi à TC avant 01-88) ² | -0,001 | | -7,4 | (0,000) |
| Expérience d'emploi à TP avant 01-88 | -0,052 | | -3,3 | (0,001) |
| (Expérience d'emploi à TP avant 01-88) ² | 0,005 | | 2,1 | (0,035) |
| Nombre d'emplois détenus depuis 01-88 | -0,002 | | -0,9 | (0,394) |
| Conditions de la transition TC - TP | | | | |
| Déqualification | -0,152 | [-14,1] | -10,6 | (0,000) |
| TP volontaire | -0,006 | [-0,6] | -0,5 | (0,595) |
| Déqualification * TP volontaire | 0,010 | [1,0] | 0,6 | (0,540) |
| Même emploi (1 ^{er} et dernier TC, 1 ^{er} TP) | 0,045 | [4,6] | 4,5 | (0,000) |
| Même emploi (1 ^{er} et dernier TC) | -0,033 | [-3,3] | -2,5 | (0,011) |
| Caractéristiques du dernier emploi à TC | | | | |
| Emploi syndiqué | 0,084 | [8,8] | 10,6 | (0,000) |
| Entreprise de moins de 100 salariés | -0,021 | [-2,1] | -2,4 | (0,015) |
| Entreprise de 500 salariés ou plus | 0,129 | [13,8] | 15,3 | (0,000) |
| Fabrication | -0,013 | [-1,3] | -0,6 | (0,582) |
| Construction | -0,013 | [-1,2] | -0,3 | (0,751) |
| Transport et communications | 0,038 | [3,9] | 1,6 | (0,117) |
| Commerce de gros et de détail | -0,075 | [-7,2] | -3,4 | (0,001) |
| Finances, assurances, aff. imm. | -0,183 | [-16,7] | -8,0 | (0,000) |
| Services personnels | -0,188 | [-17,1] | -8,5 | (0,000) |
| Services publics | 0,000 | [0,0] | 0,0 | (0,991) |

Nombre d'observations = 803. R carré corrigé = 0,59. Statistique F = 444,14. Variable dépendante: logarithme du salaire horaire dans le dernier emploi à TC. L'expression $(\exp(b)-1) \times 100$, [valeurs entre crochets], représente l'effet en pourcentage sur le salaire horaire dans le dernier emploi à temps complet de la présence du facteur représenté par la variable explicative dichotomique correspondante. Dans le cas des variables explicatives continues, le coefficient estimé (b), multiplié par 100, représente l'effet en pourcentage sur le salaire horaire dans le dernier emploi à temps complet d'une variation d'une unité de la variable explicative correspondante. Le seuil de signification critique est une mesure de la crédibilité de l'hypothèse nulle: plus il est petit, plus forte est la significativité statistique du coefficient estimé.

Si la transition TC - TP et le retour à temps complet se sont réalisés dans le cadre du même emploi, c'est-à-dire en conservant les mêmes tâches chez le même employeur, le passage à temps partiel peut être interprété comme un cas de flexibilité du temps de travail. L'effet sur le salaire dans le dernier emploi à temps complet est alors positif, de l'ordre de 4,6 %, comparativement à la situation de référence où le retour à temps complet s'accompagne d'un changement d'emploi, la transition vers le temps partiel pouvant ou non s'effectuer dans le cadre d'un changement d'emploi. Par contre, le retour au premier emploi à temps complet après un épisode à temps partiel ayant entraîné un changement d'emploi, a un effet négatif sur le salaire dans le dernier emploi à temps complet, qui diminue de 3,3 % comparativement à la situation de référence : les effets de signaux ou les conséquences du passage à un segment différent du marché du travail seraient annulés dans le cas des salariées faisant preuve de plus de mobilité sur le marché du travail. Ces résultats illustrent deux logiques différentes du travail à temps partiel : d'une part, le travail à temps réduit réversible qui incarne une certaine flexibilité du temps de travail et, d'autre part, la réduction du temps de travail obtenue au prix de transitions onéreuses entre les deux formes d'emploi. Maruani et Reynaud (1993) et Tilly (1992) évoquent cette dichotomie. S'appuyant sur des données européennes, McRea (1995) montre que le passage à temps partiel et le retour à temps complet sont facilités dans les établissements de type stratégie individuelle comparativement aux établissements à stratégie d'entreprise, et qu'une forte proportion de femmes au sein de l'établissement agit positivement sur la mobilité entre les deux formes d'emploi.

La valeur inférieure à 1 (0,471) du coefficient du logarithme du salaire horaire dans le premier emploi à temps complet signifie que lorsqu'il y a décroissance du salaire horaire entre le premier et le dernier emploi à temps complet, celle-ci est proportionnellement plus forte dans le cas des salariées dont le salaire dans le premier emploi à temps complet est relativement élevé (voir équation (2)). Ces salariées seraient davantage affectées par la mobilité TC - TP, un salaire horaire plus élevé, étant généralement lié à un emploi plus qualifié, comportant des risques de déqualification accrus (Gullason 1990).

De façon générale, les résultats d'estimation confirment les conclusions des études citées plus haut, notamment quant à l'effet négatif des interruptions d'emploi et de l'expérience d'emploi à temps partiel sur le salaire dans le dernier emploi à temps complet. Cet effet négatif est du même ordre pour les deux variables : les coefficients relatifs aux variables représentant la part de l'expérience d'emploi à temps partiel entre le début de la période d'observation et l'entrée dans le dernier segment à

temps complet et, sur le même intervalle, la part des épisodes hors emploi sont à toutes fins pratiques égaux (-0,199 et -0,194 respectivement). Ce résultat constitue un compromis entre deux hypothèses opposées. Il contredit Kahne (1992) qui avance que l'expérience d'emploi à temps partiel est un facteur limitant l'érosion du capital humain comparativement aux interruptions d'emploi. Il n'abonde pas non plus dans le sens de McCormick (1990) qui soutient que les emplois non qualifiés, comparativement au chômage, pourraient émettre des signaux négatifs plus forts quant à la productivité et l'attachement au marché du travail des salariés qui les occupent, et entraîner des offres salariales plus faibles.

Finalement, mentionnons que les résultats pour l'ensemble des variables de contrôle, notamment les caractéristiques sociodémographiques et les caractéristiques du dernier emploi à temps complet, sont généralement cohérents avec les résultats documentés dans la littérature. Par exemple, détenir un diplôme d'études collégiales ou universitaires, bénéficier d'une protection syndicale, détenir un emploi dans une grande entreprise sont des facteurs qui améliorent les conditions salariales.

CONCLUSION

En résumé, nos résultats confirment, dans le contexte canadien, les conclusions des études américaines à l'effet que l'expérience d'emploi à temps partiel agit négativement sur le salaire horaire dans le dernier emploi à temps complet. Sur la question qui nous intéresse plus spécifiquement, c'est-à-dire comment les conditions du passage à temps partiel, notamment le caractère «déqualifiant» de cette transition, agissent sur la rémunération dans le dernier emploi à temps complet, l'effet estimé est négatif, du moins à court terme. En outre, le «travail à temps réduit réversible», c'est-à-dire les transitions entre temps complet et temps partiel, dans les deux directions, sans changement de profession ou d'employeur, agit positivement sur la rémunération future, contrairement aux situations où ces transitions impliquent au moins un changement d'emploi. Maruani et Reynaud (1993 : 47) évoquent le risque d'une «spirale de déqualification». Parce que les données de l'Enquête sur l'activité couvrent une période relativement courte (3 ans), il n'est pas possible à partir de ces données d'estimer dans quelle mesure l'effet négatif de la déqualification liée au temps partiel est temporaire ou s'il persiste dans le temps. Les données longitudinales de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) permettront éventuellement d'étudier ces effets de plus long terme, puisque chaque panel couvrira une période de 6 ans⁸.

Schellenberg (1997) soutient que la forte proportion (50 %) des travailleurs à temps partiel qui désirent augmenter leurs heures de travail,

parmi lesquels se trouvent près de 40 % des mères d'enfants d'âge préscolaire employées à temps partiel, appuie la thèse selon laquelle la demande sociale pour le travail à temps partiel n'a pas été le facteur dominant de la progression de cette forme d'emploi. Jenson (1994) souligne que les restructurations d'entreprises ont amené les employeurs à miser sur la création d'emplois à temps partiel pour augmenter la flexibilité de la production et réduire les coûts du travail. La croissance de l'emploi à temps partiel peut aussi résulter des choix de l'État, notamment en raison de la priorité encore insuffisante accordée au développement des services de garde et des services aux personnes âgées, qui doivent souvent être pris en charge par les femmes.

Dans l'ensemble des pays développés, les études sur l'emploi à temps partiel convergent sur au moins un point : en pratique, la demande de temps réduit s'accompagne le plus souvent d'une détérioration des conditions de travail. Au Canada, les travaux de la Commission d'enquête sur le travail à temps partiel (Travail Canada 1983), de Coates (1988), du Conseil économique (1991) et de Schellenberg (1997) abondent dans ce sens. Dans sa forme actuelle et du point de vue du salarié, il semble donc souvent juste de lier l'emploi à temps partiel à la précarité plutôt qu'à la flexibilité, malgré le taux relativement élevé d'emploi à temps partiel choisi. Et parce que les salariés à temps partiel sont majoritairement des femmes, cela soulève la question des conséquences de la progression de cette forme d'emploi sur l'égalité économique des femmes et des hommes.

Nos résultats montrent la pertinence de mesures facilitant la mobilité entre les formes d'emploi, dans le sens de possibilités accrues de réduction du temps de travail et d'aménagement des horaires de travail plus souple, de façon à réduire les risques de déqualification liée au temps partiel et ses effets négatifs sur les gains futurs. L'étude de McRea (1995) suggère que ces mesures devraient résulter d'ententes négociées entre les salariés et les employeurs. Les conséquences de plus long terme de la mobilité TC - TP, notamment pour des raisons familiales, sur les trajectoires professionnelles et les gains des femmes ne sont pas bien maîtrisées et mériteront d'être approfondies quand les données longitudinales de l'EDTR deviendront disponibles sur une plus longue période.

8. Au moment de la rédaction de ce texte, un fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD) était disponible pour les deux premières vagues de l'enquête seulement, correspondant aux années 1993 et 1994. Les données de l'EDTR pour les années 1995 et 1996 (vagues 3 et 4) seront diffusées sur CD-ROM simultanément, à la fin de 1998.

■ BIBLIOGRAPHIE

- ALTONJI, Joseph G. et Christina H. PAXSON. 1988. «Labor Supply Preferences, Hours Constraints, and Hours-Wage Trade-offs». *Journal of Labor Economics*, vol. 6, n° 2, 254-276.
- ATKINSON, Anthony B. et John MICKLEWRIGHT. 1991. «Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review». *Journal of Economic Literature*, vol. 29, n° 4, 1679-1727.
- COATES, Mary Lou. 1988. *Part-time Employment: Labour Market Flexibility and Equity Issues*. Research and Current Issues Series n° 50, Industrial Relations Centre, Queen's University.
- CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA. 1991. *Tertiarisation et polarisation de l'emploi*. Ottawa.
- CORCORAN, Mary, Greg J. DUNCAN et Michael PONZA. 1983. «A Longitudinal Analysis of White Women's Wages». *Journal of Human Resources*, vol. 18, n° 4, 497-520.
- DEX, Shirley et Lois B. SHAW. 1988. «Women's Working Lives: A Comparison of Women in the United States and Great Britain». *Women and Paid Work*. Audrey Hunt, dir. New York: St. Martin's Press, 173-195.
- ELIAS, Peter. 1988. «Family Formation, Occupational Mobility and Part-time Work». *Women and Paid Work*. Audrey Hunt, dir. New York: St. Martin's Press, 83-104.
- GROOT, Wim. 1990. «Heterogeneous Jobs and Re-Employment Probabilities». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, n° 3, 253-267.
- GULLASON, Edward T. 1990. «The Effects of Full-Time Versus Part-Time Work Experience on Earnings in "High" and "Low Atrophy" Jobs». *Economics of Education Review*, vol. 9, n° 3, 229-239.
- JENSON, Jane. 1994. «Part-time Employment and Women: A Range of Strategies». *Actes du Colloque sur l'égalité économique*. Ottawa: Condition féminine Canada, 59-77.
- KAHNE, Hilda. 1992. «Part-Time Work: A Hope and a Peril». *Working Part-Time: Risks and Opportunities*. Barbara D. Warme, Katherina L.P. Lundy et Larry A. Lundy, dir. New York: Praeger, 295-309.
- LALONDE, Robert J. 1986. «Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data». *American Economic Review*, vol. 76, n° 4, 604-620.
- LOGAN, Ron. 1994. «Le travail à temps partiel "par choix"». *L'emploi et le revenu en perspective*. Ottawa: Statistique Canada. N° 75-001F au catalogue, vol. 6, n° 3, 22- 29.
- LOPREST, Pamela J. 1992. «Gender Differences in Wage Growth and Job Mobility». *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 82, n° 2, 526-532.

- MAIN, Brian G. M. 1988. «The Lifetime Attachment of Women to the Labor Market». *Women and Paid Work*. Audrey Hunt, dir. New York: St. Martin's Press, 23-51.
- MANSKI, Charles F. 1989. «Anatomy of the Selection Problem». *Journal of Human Resources*, vol. 24, n° 3, 343-360.
- MARUANI, Margaret et Emmanuèle REYNAUD. 1993. *Sociologie de l'emploi*. Paris: Repère/La Découverte.
- MAYER, Francine. 1994. «L'effet de l'expérience d'emploi à temps partiel sur la durée du chômage au Canada: comparaison des situations des femmes et des hommes». *Actes du Colloque sur l'égalité économique*. Ottawa: Condition féminine Canada, 135-155.
- MCCORMICK, Barry. 1990. «A Theory of Signalling During Job Search, Employment Efficiency, and Stigmatised Jobs». *Review of Economic Studies*, vol. 57, n° 2, 299-313.
- MCREA, Susan. 1995. *Part-time Work in the European Union: The Gender Dimension*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- MINCER, Jacob et Haim OFEK. 1982. «Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital». *Journal of Human Resources*, vol. 17, n° 1, 3-24.
- OCDE. 1991. *Conduire le changement structurel: le rôle des femmes*. Paris : OCDE.
- OLSON, Josephine E. et Irene Hanson FRIEZE. 1989. «Job Interruptions and Part-time Work: Their Effect on MBA's Income». *Industrial Relations*, vol. 28, n° 3, 373-386.
- PERRY, Stephen. 1988. «Downward Occupational Mobility and Part-time Women Workers». *Applied Economics*, vol. 20, n° 4, 485-495.
- PODGURSKY, Michael et Paul SWAIM. 1987. «Job Displacement and Earnings Loss: Evidence from the Displaced Worker Survey». *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 41, n° 1, 17-29.
- RUHM, Christopher J. 1991. «Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?». *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 81, n° 1, 319-324.
- SCHELLENBERG, Grant. 1997. *The Changing Nature of Part-time Work*. Canadian Council on Social Development. Ottawa.
- STATISTIQUE CANADA. 1997. *Le point sur la population active: les heures de travail*. N° 71-005-XPB au catalogue. Ottawa.
- TILLY, Chris. 1992. «Dualism in Part-time Employment». *Industrial Relations*, vol. 31, n° 2, 330-347.
- TRAVAIL CANADA. 1983. *Le travail à temps partiel au Canada*. Rapport de la Commission d'enquête sur le travail à temps partiel. Ottawa.

SUMMARY

Effects of Full-Time to Part-Time Mobility on Future Wages

In 1997, part-time employment among people aged 25 years and older represented 15% of total employment, that is, 25% for women and 6% for men. Moreover, the rate of non-voluntary part-time work was 37%. Nine percent of all employed adult women worked part-time due to the economic situation or because they had not been able to find full-time employment, a significant rate of underemployment, compared with 3% for men.

In spite of moderate progress made from the mid-1980s to the mid-1990s, part-time employment is still heavily concentrated in the least skilled occupations of sales, services and office work, and at the low end of the wage distribution (Schellenberg 1997). Given that it concerns a limited range of occupations, the OECD (1991: 23) maintains that “switching to part-time work therefore usually involves change of job and even occupation. Because non-standard forms of employment increasingly constitute a separate segment of the labour market, the possibilities for a part-time worker to transfer back to full-time stable employment are limited.” Full-time to part-time transitions can thus entail costs for workers in terms of human capital depreciation due to labour market segmentation or in terms of the signals sent out which translate into a negative effect on wages, even after the return to full-time employment. These costs will increase if switching to part-time work involves more than a simple reduction in hours of work and is accompanied by deskilling, that is, moving down the hierarchical occupational ladder.

This text examines the effects of full-time to part-time mobility, in particular whether or not this mobility entails “deskilling” (estimated on the basis of change in the hourly wage when the person becomes a part-time employee), on earnings in the most recent full-time job held during the period of observation. The study is based on the longitudinal file of Statistics Canada 1988-90 Labour Market Activity Survey. The sample includes, for the 1988-90 period, 803 cases of women workers aged 20-54 years, who were not students, who made at least one full-time to part-time (FT – PT) transition during the period of observation and who returned to full-time work before the end of 1990.

First, we developed a profile of workers based on whether or not there was deskilling as a result of switching to part-time work. In particular, younger women who held a job in the personal services sector before switching to part-time work (a sector with a low wage level and a high proportion of low-skilled jobs) and those who have a more disjointed

career path on the labour market (higher number of weeks unemployed and more frequent job changes during the period of observation) are over-represented among workers who did not experience any deskilling. Furthermore, women who accumulated more full-time work experience before the beginning of the period of observation were over-represented among workers whose transition to part-time work resulted in a decrease in wages.

The deskilling effect of FT – PT transitions on the hourly wage when returning to full-time work was then estimated using Mincer's semi-logarithmic equation. Results confirm the conclusions of American studies about the negative effect of job interruptions and episodes of part-time work on earnings in the most recent full-time job. However, they more specifically show that deskilling due to the FT – PT transition results in a 14.1% wage decrease in the most recent full-time job. Moreover, when the FT – PT transition and return to full-time work occur in the same occupation, that is, when there is no change in tasks or employer, switching to part-time work can be interpreted as a case of flexible working hours. The effect on wages in the most recent full-time job is thus positive (4.6%), compared to the reference situation where the return to full-time work involves a change of job, with or without a job change at the FT – PT transition. These results show the relevance of measures that facilitate mobility between forms of employment, that is, increased opportunities for reducing hours of work and more flexible planning of work schedules so as to reduce the risks of deskilling related to part-time work and its negative effects on future earnings.

RESÚMEN

Los efectos de la movilidad entre el trabajo a tiempo completo y el trabajo a tiempo parcial en el futuro de las remuneraciones

Este estudio se apoya en los resultados del archivo longitudinal de la investigación sobre la actividad entre 1988-90 de Estadísticas Canadá. Examina los efectos de la movilidad, descrita anteriormente, en el futuro de las remuneraciones de las mujeres en Canadá. Los resultados de la estimación confirman aquellos encontrados en los estudios estadounidenses en cuanto a efecto negativo de las interrupciones en el trabajo o los periodos de trabajo a tiempo parcial sobre la remuneración obtenida en el ultimo trabajo a tiempo completo por parte de las mujeres en cuestión. Es mas, el estudio muestra una tendencia a la baja de 14% en la

remuneración del último empleo a tiempo completo como consecuencia de la incursión en el mercado del trabajo a tiempo parcial, comparativamente a los salarios a tiempo completo que se mantuvieron estables. Por otro lado, el llamado trabajo a tiempo reducido reversible, es decir, los periodos de transición entre el tiempo completo y el tiempo parcial, en ambas direcciones, sin cambio de profesión o de patrón, tienen un efecto positivo en la remuneración futura, comparativamente a aquellas transiciones donde sí se lleva a cabo un cambio de profesión.