Document généré le 24 avr. 2024 11:01

Relations industrielles
Industrial Relations

Temps partiel et précarité

Francine Mayer

Volume 51, numéro 3, 1996

URI : https://id.erudit.org/iderudit/051115ar
DOI : https://doi.org/10.7202/051115ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

Département des relations industrielles de l'Université Laval

ISSN

0034-379X (imprimé)
1703-8138 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Mayer, F. (1996). Temps partiel et précarité. *Relations industrielles / Industrial Relations*, *51*(3), 524–543. https://doi.org/10.7202/051115ar

Résumé de l'article

Ce texte utilise les données de l'Enquête sur l'activité de Statistique Canada pour les années 1988-89 pour examiner la question de la précarité liée au temps partiel dans une perspective longitudinale. Il propose comme indicateur de la précarité liée au temps partiel, la discontinuité dans l'emploi, notamment les risques de sortie hors emploi et les difficultés d'accès ou de retour au temps complet. Il trouve que (i) l'emploi à temps partiel est plus généralement lié aux discontinuités d'emploi que le temps complet, (ii) les risques de sortie d'emploi sont accrus chez les salariés à temps partiel, (iii) les femmes subissent davantage que les hommes la précarité liée au temps partiel. Chez elles, les facteurs susceptibles d'accroître les risques de précarité liée au temps partiel sont la responsabilité d'enfants d'âge préscolaire, une scolarité insuffisante et des horaires de travail qui les éloignent d'une situation de temps complet.

Tous droits réservés © Département des relations industrielles de l'Université Laval, 1996

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

Temps partiel et précarité

FRANCINE MAYER

Ce texte utilise les données de l'Enquête sur l'activité de Statistique Canada pour les années 1988-89 pour examiner la question de la précarité liée au temps partiel dans une perspective longitudinale. Il propose comme indicateur de la précarité liée au temps partiel, la discontinuité dans l'emploi, notamment les risques de sortie hors emploi et les difficultés d'accès ou de retour au temps complet. Il trouve que (i) l'emploi à temps partiel est plus généralement lié aux discontinuités d'emploi que le temps complet, (ii) les risques de sortie d'emploi sont accrus chez les salariés à temps partiel, (iii) les femmes subissent davantage que les hommes la précarité liée au temps partiel. Chez elles, les facteurs susceptibles d'accroître les risques de précarité liée au temps partiel sont la responsabilité d'enfants d'âge pré-scolaire, une scolarité insuffisante et des horaires de travail qui les éloignent d'une situation de temps complet.

En 1993, l'emploi à temps partiel représentait 17,3 % de l'emploi total au Canada, dont 35,5 % d'emplois à temps partiel involontaires[1]. Les femmes occupaient 69,3 % de ces emplois. Sur l'ensemble des femmes en emploi, 9,1 % travaillaient à temps partiel parce qu'elles n'avaient pu trouver un emploi à temps complet, une forme non négligeable de sous-emploi, contre 3,7 % chez les hommes. La croissance de l'emploi à temps partiel au cours des 20 dernières années est le résultat de tendances de long terme, dont l'évolution des modes de vie et la demande de formes

- MAYER, F., Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal.

- L'auteure tient à remercier Françoise Coré, Ruth Rose et Luc Vaillancourt. Ce texte s'appuie sur le fichier longitudinal de l'Enquête sur l'activité de Statistique Canada. Les calculs effectués et l'interprétation des résultats sont la responsabilité de l'auteure.

1. Au Canada, un emploi est dit à temps partiel si les heures de travail habituelles à cet emploi sont inférieures à 30 heures par semaine. Un emploi à temps partiel est qualifié de volontaire si la personne qui détient cet emploi a déclaré ne pas désirer travailler à temps complet.

d'emploi plus souples de la part des salariés (Langlois 1990), mais elle est d'abord liée au développement des stratégies des entreprises axées sur la flexibilité de la production et la réduction des coûts du travail (Jenson 1994).

L'augmentation de la part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi total a contribué à aggraver la segmentation du marché du travail et engendré une polarisation accrue des emplois en « bons » et « mauvais » emplois (Conseil économique du Canada 1991). En effet, les emplois à temps partiel sont généralement moins qualifiés et moins bien rémunérés que les emplois à temps complet, ils offrent des possibilités de formation en emploi et des perspectives de carrière limitées et un accès réduit aux avantages sociaux et à la protection sociale (Coates 1988). De plus, « 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 » (OCDE 1994 : 36). Maruani et Nicole-Drancourt (1989) l'ont illustré de façon éloquante en prenant l'exemple du commerce de détail en France où, dans certains établissements, à travail égal et à niveau de formation identique, les salariés à temps partiel se voient reconnaître une qualification moindre que leurs collègues à temps complet.

Si l'emploi à temps partiel permet de poursuivre une activité sur le marché du travail parallèlement à d'autres activités, les données internationales montrent que le passage du temps complet au temps partiel correspond rarement à une simple réduction du temps de travail. Parce que ces emplois sont limités à un éventail restreint d'occupations généralement peu qualifiées, le passage au temps partiel entraîne souvent un changement d'emploi et peut s'accompagner d'une déqualification. L'OCDE (1994) soutient par ailleurs que les personnes qui souhaitent travailler à temps partiel sont souvent surqualifiées pour ces emplois et souligne le « décalage entre les compétences et les emplois », les difficultés de retour au temps complet et les risques d'effets négatifs sur les revenus futurs.

La demande de temps réduit s'accompagne donc le plus souvent de mauvaises conditions de travail dont les conséquences pour les salariés, à court et à long terme, ne sont pas parfaitement maîtrisées. S'ils ne sont pas nécessairement de « mauvais » emplois, les « bons » emplois à temps partiel, c'est-à-dire qui peuvent être assimilés à une réduction du temps de travail choisie et réversible, représentent l'exception plutôt que la règle (Tilly 1992). Dans sa forme actuelle et du point de vue du salarié, le temps partiel semble plus souvent lié à la précarité qu'à la flexibilité.

Maruani et Reynaud (1993 : 59) avancent que l'instabilité des emplois à temps partiel « les assimile à la précarité et les rapproche du chômage ». Ce texte s'inspire de cette idée pour examiner la question de la précarité liée au temps partiel dans une perspective longitudinale. Il propose comme

indicateur de la précarité liée au temps partiel, la discontinuité dans l'emploi, notamment les risques de sortie hors emploi et les difficultés d'accès ou de retour au temps complet[2]. Dans le contexte canadien, Fréchet, Langlois et Bernier (1992) lient la précarisation de l'emploi au nombre et au rapprochement dans le temps des transitions de type « emploi – hors emploi ». Ils ne tiennent pas compte des différentes formes d'emploi, notamment des transitions temps complet – temps partiel, bien qu'ils en soulignent la pertinence.

La littérature sur la question de l'emploi à temps partiel dans une perspective longitudinale n'est pas abondante. Büchtemann et Quack (1989) en Allemagne, Blank (1989) aux États-Unis, Santamäki-Vuori et Sauramo (1990) en Finlande et Sundström (1987) en Suède ont examiné les flux bruts entre l'emploi à temps complet, l'emploi à temps partiel, et les sorties d'emploi. Les conclusions de ces études, qui concernent exclusivement la situation des femmes, convergent. Il en ressort que l'emploi à temps partiel est généralement moins stable que l'emploi à temps complet : la continuité dans l'emploi est plus spécifique au temps complet, les schémas d'emploi discontinus sont plus fréquents chez les salariés à temps partiel, bien que la stabilité de cette forme d'emploi ait augmenté dans le temps (Sundström 1987). Les risques de chômage ou d'inactivité sont généralement plus élevés à partir du temps partiel, mais encore faut-il tenir compte des caractéristiques individuelles des salariés et des caractéristiques d'emploi, car le temps de travail n'est pas en soi un facteur explicatif des sorties hors emploi (Santamäki-Vuori et Sauramo 1990). La mobilité du temps complet vers le temps partiel est relativement élevée alors que les transitions dans la direction opposée sont proportionnellement moins importantes (Büchtemann et Quack 1989). Les schémas d'emploi sont fortement influencés par des variables de cycle de vie, dont l'âge et la composition familiale (Blank 1989).

La prochaine section présente quelques caractéristiques de l'échantillon. La section suivante présente des résultats descriptifs qui suggèrent des liens entre temps partiel et discontinuités des schémas d'activité. La ventilation par classe d'âge illustre les comportements différenciés des adolescents (16–19 ans) qui fréquentent souvent l'école à temps plein, des jeunes adultes (20–24 ans) qui s'intègrent progressivement sur le marché

2. Évidemment, cet indicateur est imparfait. Les sorties hors emploi pourraient être volontaires et le retour au temps complet non désiré. Aussi, parce que la précarité est un concept à plusieurs dimensions, d'autres indicateurs de la précarité liée au temps partiel pourraient être suggérés. Par exemple, les risques de déqualification liée aux mouvements du temps complet vers le temps partiel (Dex et Shaw 1988 ; Perry 1988) et la persistance de cette déqualification au retour à temps complet (Elias 1988 ; Mayer 1994) sont aussi des indicateurs de la précarité liée au temps partiel.

du travail, des adultes (25–54 ans), classe d'âge de forte activité, où les dissimilarités selon le sexe sont les plus marquées et, enfin, des personnes de 55–64 ans qui se retirent graduellement du marché du travail. La quatrième section explore, dans le cadre multivarié des modèles de durée (ou modèles de survie), les facteurs susceptibles d'augmenter les risques de sortie hors emploi et ceux qui au contraire favorisent la mobilité vers le temps complet. Elle concerne exclusivement les femmes de 20 ans et plus, qui ne sont pas étudiantes à temps complet. En effet, comme le montrent les résultats descriptifs, le temps partiel chez les hommes est fortement concentré chez les jeunes, notamment les 16–19 ans dont l'attachement au marché du travail est faible, et concerne rarement les hommes de la classe d'âge de forte activité. Par conséquent, les conséquences économiques et sociales de la précarité liée au temps partiel sont moins significatives chez les hommes. Finalement, une dernière section résume les principales conclusions et propose quelques considérations sur les politiques.

DONNÉES ET CARACTÉRISTIQUES DE L'ÉCHANTILLON

Les données utilisées proviennent du fichier longitudinal pour les années 1988–89, de l'Enquête sur l'activité de Statistique Canada. Cette enquête fournit des estimations des flux sur le marché du travail canadien et permet d'établir un bilan détaillé de la situation hebdomadaire quant à l'activité, c'est-à-dire des trajectoires d'emploi, de chômage et d'inactivité de 57 244 personnes âgées de 16 à 69 ans. Pour étudier les mouvements entre le temps partiel et le temps complet, on a construit une variable indicatrice qui distingue, dans le vecteur du statut hebdomadaire d'activité, les formes d'emploi à temps complet et à temps partiel. Parce que la nature du questionnaire de l'Enquête sur l'activité génère des erreurs dans la mesure des transitions entre le chômage et l'inactivité (Jones et Riddell 1991), ces deux états sont agrégés dans une catégorie unique, dite « hors emploi ». L'échantillon final retient exclusivement les personnes de 16 à 64 ans[3], qui ont détenu un emploi salarié à un moment ou à un autre au cours de la période 1988–89. Il concerne 37 119 personnes, dont 17 982 femmes et 19 137 hommes.

Le tableau 1 montre qu'au cours de la période 1988–89, le taux annuel moyen d'emploi à temps partiel salarié était de 24 % chez les femmes et de 6 % chez les hommes. Dans le cas des hommes, le temps partiel est concentré chez les jeunes. Seulement 2 % des hommes de 25–54 ans travaillent à temps partiel. Chez les femmes, le travail à temps partiel est

3. Parce que les personnes de plus de 64 ans sont majoritairement inactives pendant toute la période d'observation, elles sont exclues de l'échantillon.

plus largement réparti entre les groupes d'âge et représente 22 % de l'emploi salarié des femmes de 25-54 ans.

TABLEAU 1

Taux et fréquence d'emploi à temps partiel

	Taux de TP (%)	*Taux de TP court (%)*	*Fréquence de TP (%)*
Femmes	24,2	6,8	36,9
16-19 ans	48,1	22,6	70,8
20-24 ans	19,4	7,5	37,8
25-54 ans	21,9	4,9	31,4
55-64 ans	32,0	7,3	39,6
Hommes	6,0	2,1	14,5
16-19 ans	38,1	16,1	59,6
20-24 ans	9,6	3,2	24,3
25-54 ans	2,2	0,7	6,1
55-64 ans	5,8	...	8,0
Taille de l'échantillon : 37 119			

... : Nombre insuffisant d'observations. Variabilité d'échantillonnage trop élevée.
TP : emploi à temps partiel.
Source : Enquête sur l'activité, fichier longitudinal 1988-89. Calculs de l'auteure.

Maier (1991) soutient que le temps partiel ne doit pas être traité comme une catégorie homogène et qu'il faut distinguer l'« emploi à temps partiel long » (entre 15 et 30 heures de travail par semaine) et l'« emploi à temps partiel court » (horaires de travail de moins de 15 heures par semaine). L'emploi à temps partiel court peut en effet être source d'insécurité économique accrue dans la mesure où les gains de travail des salariés qui effectuent des horaires de travail courts sont généralement faibles et que ceux-ci sont souvent exclus des régimes publics d'avantages sociaux[4]. S'il concerne surtout les adolescents et les jeunes de 20-24 ans, il représente jusqu'à 7 % de l'emploi salarié des femmes de plus de 24 ans, mais moins de 1 % de l'emploi salarié des hommes de 25-54 ans.

Finalement, la fréquence de l'emploi à temps partiel, c'est-à-dire la proportion des salariés qui ont travaillé à temps partiel à un moment ou à un autre au cours de la période d'observation, montre l'ampleur réelle de l'emploi à temps partiel, qui est sous-estimée par les chiffres sur le taux

4. Par exemple, le critère d'admissibilité au programme d'assurance-chômage est d'avoir travaillé au moins 15 heures par semaine ou d'avoir gagné au moins 20 % du plafond des gains assurables.

d'emploi à temps partiel[5]. Selon les classes d'âge, entre 31 % et 71 % des femmes ont travaillé à temps partiel au moins une fois en 1988-89. Par contre, la fréquence de l'emploi à temps partiel ne dépasse jamais 8 % chez les hommes de plus de 24 ans.

LES TRANSITIONS ENTRE L'EMPLOI À TEMPS COMPLET, L'EMPLOI À TEMPS PARTIEL ET LES SORTIES D'EMPLOI

L'examen du tableau 2 permet d'établir trois constats. D'abord, les profils d'activité continus sont plus spécifiques à la classe d'âge de forte activité (25-54 ans) et, dans cette classe d'âge, plus fréquents dans le cas des hommes : plus de 61 % des hommes et moins de 49 % des femmes de 25-54 ans ont travaillé sans interruption en 1988-89.

En deuxième lieu, les profils d'emploi discontinus sont plus généralement liés au temps partiel. À l'exception des adolescents, les hommes qui ont travaillé sans interruption sont très majoritairement (près de 94 %) occupés exclusivement à temps complet. Par ailleurs, quand ils ont connu des interruptions d'emploi, ils sont 76 % à travailler exclusivement à temps complet et 24 % connaissent au moins un épisode d'emploi à temps partiel, bien qu'ils occupent rarement cette forme d'emploi de façon exclusive. Enfin, la relation entre temps partiel et discontinuité des profils d'activité n'est pas aussi nette chez les femmes que chez les hommes. Dans le cas des femmes qui n'ont connu aucune sortie d'emploi en 1988-89, seulement 73 % travaillent à temps complet de façon exclusive et près de 12 % sont occupées exclusivement à temps partiel. Quand il y a sorties d'emploi, elles sont moins de 55 % à travailler exclusivement à temps complet, près de 18 % n'occupent que des emplois à temps partiel et plus de 27 % se déplacent entre les deux formes d'emploi. C'est dans la classe d'âge 25-54 ans que les comportements des femmes et des hommes sont le plus contrastés. Chez les hommes, les schémas d'emploi continus et l'emploi à temps partiel sont pratiquement incompatibles : quand il sont occupés sans interruption, ils travaillent très rarement à temps partiel. Chez les femmes, ces deux situations concernent près de 24 % des salariées.

Le tableau 3 présente les matrices des flux bruts annuels moyens sur la période 1988-89, c'est-à-dire les données relatives au statut d'activité des personnes à deux moments distants d'un an. Ces données ne tiennent pas compte des changements de statut d'activité intervenus entre les deux observations annuelles, mais fournissent une estimation de la probabilité d'occuper le même statut d'activité ou de changer de statut d'activité un an plus tard.

5. La littérature sur les aspects dynamiques du chômage, développée dans les années 70, a mis en évidence les limites des données en coupes instantanées.

TABLEAU 2

Stabilité dans l'emploi à temps complet ou à temps partiel et mobilité entre les formes d'emploi

	TC exclusivement (%)	*TP exclusivement (%)*	*Mobilité TC–TP (%)*	*Effectifs salariés*
A. Personnes occupées sans interruption au cours de la période 1988–89				
Femmes	73,0	11,7	15,3	7 615 (42,3)
16–19 ans	30,5	22,9	46,6	229 (12,5)
20–24 ans	70,9	9,8	19,3	703 (28,7)
25–54 ans	76,2	10,9	12,9	6 115 (48,7)
55–64 ans	64,6	17,3	18,1	568 (49,1)
Hommes	93,5	1,8	4,7	9 801 (51,2)
16–19 ans	29,9	25,9	44,2	287 (13,8)
20–24 ans	83,4	...	11,9	712 (29,8)
25–54 ans	96,8	0,5	2,7	7 943 (61,1)
55–64 ans	94,5	...	3,2	859 (51,0)
B. Personnes qui ont connu des sorties d'emploi au cours de la période 1988–89				
Femmes	54,8	17,8	27,4	10 367 (57,7)
16–19 ans	28,9	23,3	47,8	1 600 (87,5)
20–24 ans	58,2	6,3	35,5	1 748 (71,3)
25–54 ans	60,4	18,6	21,0	6 430 (51,3)
55–64 ans	55,8	32,4	11,8	589 (50,9)
Hommes	76,2	4,6	19,2	9 336 (48,8)
16–19 ans	42,2	14,9	42,9	1 787 (86,2)
20–24 ans	72,0	2,2	25,8	1 678 (70,2)
25–54 ans	88,8	1,6	9,6	5 047 (38,9)
55–64 ans	88,8	5,2	6,0	824 (49,0)

... : Nombre insuffisant d'observations. Variabilité d'échantillonnage trop élevée.

TC (TP) exclusivement : personnes occupées à temps complet (temps partiel) exclusivement au cours de la période d'observation.

Mobilité TC – TP : personnes qui ont occupé les deux formes d'emploi au cours de la période d'observation.

A : en % du nombre de personnes occupées sans interruption en 1988–89.

B : en % du nombre de personnes qui ont connu des sorties d'emploi en 1988–89.

Les nombres entre parenthèses représentent le ratio des effectifs salariés sur l'effectif salarié total de la catégorie sexe x âge correspondante, exprimé en %.

Source : Enquête sur l'activité, fichier longitudinal 1988–89. Calculs de l'auteure.

TABLEAU 3

Flux bruts entre les états temps complet, temps partiel et hors emploi

	État initial	*TC*	*TP*	*HE*
Femmes	TC	78,8	8,8	12,4
	TP	28,3	56,4	15,3
	HE	33,2	21,8	45,0
16-19 ans	TC	50,8	29,0	20,2
	TP	24,3	54,2	21,5
	HE	21,6	31,7	46,7
20-24 ans	TC	75,4	8,3	16,4
	TP	37,8	43,7	18,5
	HE	41,4	15,0	43,6
25-54 ans	TC	81,6	7,5	10,9
	TP	28,2	59,0	12,8
	HE	36,3	20,6	43,0
55-64 ans	TC	76,5	8,8	14,7
	TP	21,6	59,1	19,3
	HE	16,9	18,6	64,4
Hommes	TC	88,2	2,7	9,2
	TP	38,8	45,2	16,0
	HE	43,4	11,8	44,8
16-19 ans	TC	60,2	19,0	20,8
	TP	27,7	52,6	19,7
	HE	25,8	23,4	50,8
20-24 ans	TC	81,6	4,3	14,0
	TP	46,2	39,7	14,1
	HE	47,1	10,1	42,8
25-54 ans	TC	91,6	1,5	6,9
	TP	55,8	32,5	11,7
	HE	56,2	4,9	39,0
55-64 ans	TC	83,2	1,9	14,9
	TP	19,0	61,9	19,0
	HE	35,9	4,7	59,4

TC : emploi à temps complet, TP : emploi à temps partiel, HE : hors emploi.

Les flux bruts sont mesurés en % du nombre de personnes dans l'état initial. Il s'agit de moyennes annuelles sur la période 1988-89. Les états initiaux sont représentés en ligne et les états finaux en colonne.

Source : Enquête sur l'activité, fichier longitudinal 1988-89. Calculs de l'auteure.

Les données du tableau 3 montrent le caractère transitoire de l'emploi à temps partiel comparativement au temps complet. Une proportion relativement élevée des salariés à temps complet en 1988 (79 % des femmes et 88 % des hommes) sont encore occupés à temps complet un an

plus tard. Dans le cas du temps partiel, les chiffres correspondants sont nettement plus faibles (56 % des femmes et 45 % des hommes). Les écarts selon le sexe sont peu prononcés chez les jeunes et les actifs en fin de carrière, mais très nets dans la classe d'âge 25-54 ans. Les femmes restent à temps partiel dans une proportion beaucoup plus forte que les hommes : 59 % des femmes et 33 % des hommes occupés à temps partiel en 1988 sont toujours à temps partiel en 1989.

Le travail à temps partiel augmente les risques de sortie hors emploi. Parmi les salariés qui occupaient un emploi à temps complet en 1988, 12 % des femmes et 9 % des hommes sont sans emploi un an plus tard. Pour les salariés occupés à temps partiel en 1988, les chiffres correspondants sont 15 % et 16 % pour les femmes et les hommes respectivement. À l'exception des hommes de 16-19 ans, les risques de se trouver hors emploi un an plus tard sont toujours plus élevés pour les salariés à temps partiel.

Les mouvements du temps complet vers le temps partiel sont plus fréquents dans le cas des femmes. Parmi les salariés à temps complet en 1988, moins de 3 % des hommes et près de 9 % des femmes travaillent à temps partiel un an plus tard. Dans toutes les tranches d'âge, les femmes qui occupent un emploi à temps complet en 1988 sont toujours plus susceptibles que les hommes dans la même situation de passer au temps partiel un an plus tard. Les transitions du temps complet au temps partiel sont plus fréquentes chez les jeunes de 16-19 ans et rares (moins de 2 %) dans le cas des hommes de 25 ans et plus. Chez les femmes de plus de 20 ans, qui travaillent à temps complet en 1988, la probabilité d'occuper un emploi à temps partiel en 1989 est de l'ordre de 8 % à 9 %.

Par ailleurs, les mouvements du temps partiel au temps complet sont plus probables dans le cas des hommes : 39 % des hommes et 28 % des femmes occupés à temps partiel en 1988 travaillent à temps complet un an plus tard. Chez les hommes, ce sont les salariés de 25-54 ans et, dans une moindre mesure, les salariés de 20-24 ans, qui ont la probabilité la plus forte d'accéder au temps complet un an plus tard (56 % et 46 % respectivement). Les femmes de moins de 55 ans, qui travaillent à temps partiel en 1988 ont une probabilité d'occuper un emploi à temps complet en 1989 toujours plus faible que les hommes dans la même situation. Dans la classe d'âge 25-54 ans, elles ne sont que 28 % (comparativement à 56 % chez les hommes) à se déplacer du temps partiel au temps complet entre 1988 et 1989.

En résumé, les résultats descriptifs confirment, dans le contexte canadien, les conclusions des études citées plus haut quant à la précarité liée à l'emploi à temps partiel : il est généralement moins stable que l'emploi à temps complet, les profils d'emploi discontinus sont plus fréquents chez les salariés à temps partiel et les risques de sortie hors

emploi sont plus élevés à partir du temps partiel. Par ailleurs, les femmes représentent la majorité des personnes occupées à temps partiel et l'emploi à temps partiel concerne chez elles tous les groupes d'âge. Elles ont plus souvent que les hommes, notamment dans la classe d'âge 25-54 ans, une expérience de travail exclusivement à temps partiel et moins souvent une expérience de travail exclusivement à temps complet. Elles se déplacent aussi plus souvent entre les deux formes d'emploi, mais les mouvements du temps complet vers le temps partiel sont plus probables chez elles, alors que les mouvements dans la direction opposée sont plus fréquents chez les hommes. Par conséquent, les femmes, notamment dans la classe d'âge de forte activité, subissent davantage que les hommes les risques de précarité liée au temps partiel.

DÉTERMINANTS DE LA MOBILITÉ VERS L'EMPLOI À TEMPS COMPLET ET FACTEURS DE PRÉCARITÉ

Cette section examine donc, dans le cas des femmes âgées de 20 à 64 ans et qui ne sont pas étudiantes à temps complet, les déterminants de la précarité liée au temps partiel. Plus spécifiquement, elle s'attache à l'estimation de l'effet de caractéristiques individuelles et de caractéristiques d'emploi sur la durée de l'épisode d'emploi à temps partiel ou, de façon équivalente, sur la probabilité[6] de sortie de l'épisode d'emploi à temps partiel (fonction de risque). Une durée plus longue (courte) de l'épisode d'emploi à temps partiel correspond en effet à un taux instantané de sortie du temps partiel plus faible (élevé). En tenant compte de deux issues distinctes, soit l'emploi à temps complet et les sorties d'emploi, elle met en évidence les facteurs qui favorisent les transitions vers l'emploi à temps complet et ceux qui au contraire augmentent les risques de sortie hors emploi.

Le cadre théorique adapte celui de Burdett, Kiefer et Mortensen (1984), qui proposent un modèle dynamique généralisant les théories du choix travail-loisir et de la recherche d'emploi pour expliquer les mouvements sur le marché du travail. À chaque moment, les individus occupent un état parmi trois états possibles : emploi à temps complet, emploi à temps partiel et chômage ou inactivité. À des intervalles de temps aléatoires, des évènements se produisent (par exemple, l'arrivée d'une offre d'emploi à temps partiel ou à temps complet, une mise à pied, la naissance d'un enfant, etc.), qui peuvent dépendre des caractéristiques sociodémographiques des individus et des caractéristiques du statut d'activité dans lequel ils se trouvent au moment où l'évènement se produit. Les

6. Il s'agit d'une probabilité conditionnelle, étant donnée l'ancienneté dans l'épisode d'emploi à temps partiel.

individus reconsidèrent alors leur choix entre les trois états sur le marché du travail : une transition d'un état vers un autre peut alors être observée.

La formulation économétrique du modèle retenu appartient à la classe des modèles de durée dits « de défaillance accélérée », qui proposent une forme paramétrique de la fonction de risque, c'est-dire de l'évolution de la probabilité de sortie du temps partiel au cours de l'épisode d'emploi à temps partiel[7]. Ces modèles admettent une représentation linéaire du logarithme de la durée de l'épisode d'emploi à temps partiel (ln(t)), en fonction des variables explicatives (X) du modèle, soit :

$$(1) \quad \ln(t) = X\beta + \sigma\varepsilon$$

où β est un vecteur de paramètres à estimer, ε est un terme d'erreur aléatoire, et σ est un paramètre d'échelle, dont la valeur fournit des informations sur la forme de la fonction de risque.

La représentation linéaire du modèle permet d'interpréter de façon simple les coefficients estimés. En effet, si X_i est une variable continue,

$$(2) \quad \partial \ln(t)/\partial X_i = (\partial t/\partial X_i)/t = \beta_i$$

et le coefficient β_i, multiplié par 100, représente l'effet en pourcentage sur t, la durée de l'épisode d'emploi à temps partiel, d'une petite variation de X_i. Si X_i est une variable dichotomique, l'effet en pourcentage sur t, de la présence du facteur représenté par X_i, est égal à $100 \times [\exp(\beta_i) - 1]$.

À partir du sous-échantillon de 17 982 femmes décrit plus haut, on a retenu les femmes de 20 ans et plus, qui n'étaient pas étudiantes à temps complet et qui occupaient un emploi à temps partiel au début de la période d'observation (première semaine de 1988), soit 2 372 femmes. Les variables explicatives du modèle sont des caractéristiques sociodémographiques (âge, situation familiale, niveau d'éducation) et des caractéristiques des emplois à temps partiel (caractère court ou volontaire du temps partiel et des variables qui mesurent la qualité de l'emploi à temps partiel, soit la protection syndicale, la participation à un régime de retraite de l'employeur et le salaire horaire)[8]. Le tableau 4 présente les résultats d'estimation du modèle (1) par la méthode du maximum de vraisemblance[9].

---

7. On peut trouver une présentation détaillée du modèle de défaillance accélérée dans Gouriéroux (1989) et Kiefer (1988). Ce modèle propose une formulation moins restrictive du taux de risque que le modèle de risque proportionnel, mais parce qu'il s'appuie sur une formulation paramétrique de la fonction de risque de base, il peut être plus sensible au problème d'hétérogénéité non observée.

8. Ces variables sont définies de façon précise dans une annexe disponible sur demande auprès de l'auteure.

9. Les estimations ont été effectuées à l'aide de la sous-routine LIFEREG du logiciel SAS. On a supposé que les durées des épisodes d'emploi à temps partiel correspondant à chacune des deux issues possibles, soit l'emploi à temps complet et les sorties d'emploi, sont statistiquement indépendantes. Par conséquent, dans l'estimation de la durée des épisodes

TABLEAU 4

Résultats d'estimation

Issue de l'épisode d'emploi à TP :	*Temps complet*		*Hors emploi*	
Distribution de la fonction de risque :	*Gamma simple*	*A*	*Gamma généralisée*	*B*
Constante	4,929 (0,0001)		5,127 (0,0001)	
Âge : 20–24 ans	–1,239 (0,0001)	–0,71	–0,674 (0,0001)	–0,49
Âge : 55–64 ans	0,780 (0,0001)	1,18	0,362 (0,0082)	0,44
Conjoint présent	0,442 (0,0001)	0,56	0,319 (0,0096)	0,38
Chef sans enfant	0,273 (0,0748)	0,31	0,219 (0,3041)	0,24
Chef avec enfants 0–2 ans	0,172 (0,2222)	0,19	–0,890 (0,0001)	–0,59
Chef avec enfants 3–5 ans	0,054 (0,7037)	0,06	–0,369 (0,0190)	–0,31
Chef avec enfants > 5 ans	–0,068 (0,4716)	–0,07	–0,062 (0,5790)	–0,06
Études				
primaires	0,537 (0,0001)	0,71	0,184 (0,2377)	0,20
secondaires	0,307 (0,0136)	0,36	0,312 (0,0361)	0,37
collégiales	0,333 (0,0099)	0,40	0,469 (0,0028)	0,60
Temps partiel court	0,117 (0,1925)	0,12	–0,188 (0,0451)	–0,17
Temps partiel volontaire	0,623 (0,0001)	0,86	0,281 (0,0186)	0,32
Emploi syndiqué	0,207 (0,0187)	0,23	0,236 (0,0210)	0,27
Régime de retraite d'employeur	0,066 (0,4725)	0,07	0,444 (0,0001)	0,56
Salaire horaire (en dollars)	0,030 (0,0001)		0,054 (0,0001)	
σ(échelle)	1		1,460 (0,086)	
k (forme)	0,770 (0,054)		0,248 (0,139)	
log(vraisemblance)	–1821,3		–2222,2	
Nombre d'observations	2 372		2 372	
non tronquées	676		808	
tronquées	1 696		1 564	

Variable dépendante : logarithme de la durée de l'épisode d'emploi à temps partiel, mesurée en semaines.

Les nombres entre parenthèses représentent le seuil de signification critique, sauf dans le cas des paramètres d'échelle et de forme, où il s'agit des écart-types estimés.

Les nombres sous la colonne A (B), multipliés par 100, mesurent l'effet en pourcentage sur la durée de l'épisode d'emploi à temps partiel avant sortie à temps complet (hors emploi) de la présence du facteur représenté par la variable dichotomique correspondante.

d'emploi à temps partiel avant passage au temps complet (respectivement, hors emploi), les sorties hors emploi (respectivement, vers l'emploi à temps complet) sont traitées comme des durées tronquées. Quand les épisodes d'emploi à temps partiel se terminent par des sorties d'emploi, le test du multiplicateur de Lagrange suggère que la forme fonctionnelle de la fonction de risque s'approche de la distribution gamma généralisée. Dans le cas des mouvements vers le temps complet, la fonction de risque a une distribution gamma simple.

La présence d'enfants, même celle de très jeunes enfants (moins de 3 ans) a un effet non significatif sur la durée de l'épisode d'emploi à temps partiel avant sortie vers le temps complet. Cependant, la présence d'enfants d'âge préscolaire accroît de façon significative la probabilité de sortie hors emploi des femmes chefs de ménage[10]. Notamment, la responsabilité d'enfants de moins de 3 ans affecte fortement à la baisse la durée de l'épisode de temps partiel avant sortie hors emploi, une diminution de l'ordre de 59 % par rapport à la catégorie de référence, soit les femmes qui ne sont pas chefs de ménage. Cette diminution est plus faible (31 %) dans le cas des femmes ayant la responsabilité d'enfants de 3 à 5 ans. Cela suggère que la présence de jeunes enfants conduit un certain nombre de femmes à quitter le marché du travail.

La durée des épisodes d'emploi à temps partiel avant sortie vers le temps complet varie inversement avec le niveau d'éducation : elle est plus élevée, de l'ordre de 71 %, dans le cas des femmes qui ne détiennent qu'un diplôme d'études primaires, et de l'ordre de 36 à 40 % chez les femmes qui ont complété un diplôme d'études secondaires ou collégiales, comparativement aux diplômées universitaires. Un faible niveau de qualification peut être un obstacle aux transitions vers le temps complet. Par ailleurs, la relation entre le niveau d'éducation et la probabilité de sortie hors emploi n'est pas monotone. À l'exception des diplômées universitaires, un niveau d'éducation plus élevé augmente la durée des épisodes d'emploi à temps partiel avant sortie hors emploi : les personnes moins qualifiées sont plus susceptibles de subir une perte d'emploi. La probabilité de sortie du temps partiel est toutefois plus élevée pour les femmes qui détiennent un diplôme universitaire. Des effets d'offre interviennent vraisemblablement, dans la mesure où celles-ci peuvent avoir peu d'incitation à conserver un emploi à temps partiel. Les caractéristiques de ces emplois, notamment leur faible qualification et les perspectives de carrière limitées, peuvent inciter les diplômées universitaires à quitter volontairement ces emplois pour se consacrer à la recherche d'un emploi à temps complet.

L'emploi à temps partiel court n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de transition vers le temps complet. Cependant, il agit à la baisse et de façon significative sur la durée de l'épisode d'emploi à temps partiel avant sortie hors emploi (moins 17 % par rapport au temps partiel long) ; les risques de sortie d'emploi sont plus faibles pour les femmes dont les heures de travail les rapprochent du temps complet.

De façon générale, le caractère volontaire du temps partiel et une plus grande qualité des emplois à temps partiel, notamment la protection

10. Chef de ménage est défini au sens large, c'est-à-dire incluant les femmes qui se déclarent conjointes.

syndicale et un salaire plus élevé, augmentent la durée des épisodes d'emploi à temps partiel, quelle que soit l'issue. Le caractère volontaire du temps partiel implique une plus grande adéquation entre les heures de travail demandées et offertes que dans le cas du temps partiel involontaire[11]. Les salariées à temps partiel retardent leur passage au temps complet quand elles désirent travailler à temps partiel. De la même façon, les emplois à temps partiels volontaires et de plus grande qualité retiennent plus longtemps les salariées dans cette forme d'emploi (la durée de l'épisode d'emploi à temps partiel augmente de l'ordre de 27 à 56 %) et retardent les sorties hors emploi.

Finalement, la durée de l'épisode d'emploi à temps partiel, quelle que soit l'issue, augmente avec l'âge : la probabilité de sortie de l'emploi à temps partiel est plus élevée dans le cas des jeunes et plus faible chez les femmes en fin de carrière. En raison de leur expérience professionnelle limitée, les jeunes femmes de 20–24 ans sont plus susceptibles d'être mises à pied que les salariées plus âgées. Parce qu'elles cherchent à s'intégrer sur le marché du travail, elles sont aussi plus susceptibles d'accepter rapidement une offre d'emploi à temps complet que les femmes de 25–54 ans, dont le salaire de réserve est plus élevé. D'où des mouvements plus fréquents entre les deux formes d'emploi et des durées plus courtes des épisodes d'emploi à temps partiel. Chez les salariées de 55 à 64 ans, la durée plus longue des épisodes d'emploi à temps partiel peut s'expliquer en partie par des effets de demande : l'« employabilité à temps complet » des salariées plus âgées peut être réduite si les employeurs ont envers elles des préjugés de faible productivité. Par ailleurs, les salariées elles-mêmes peuvent ne pas souhaiter le temps complet : la durée plus longue des épisodes de temps partiel, parce qu'elle est indépendante de l'issue, peut correspondre à une demande de cessation progressive de leurs activités sur le marché du travail[12].

CONCLUSION : QUELQUES CONSIDÉRATIONS SUR LES POLITIQUES

En résumé, la responsabilité d'enfants d'âge préscolaire, une scolarité insuffisante et le caractère court du temps partiel sont des facteurs susceptibles d'augmenter les risques de précarité liée au temps partiel. Par

11. Il faut souligner l'ambiguïté du concept d'emploi à temps partiel volontaire. Il peut en effet s'agir d'un choix contraint si l'emploi à temps partiel représente la seule option pour réduire le temps de travail.

12. En 1988–89, environ 70 % des salariées à temps partiel de 55 ans et plus déclaraient travailler à temps partiel de façon volontaire.

ailleurs, l'accès ou le retour au temps complet est favorisé par un niveau d'éducation élevé. Enfin, une meilleure qualité des emplois à temps partiel accroît la stabilité de cette forme d'emploi.

Dans un contexte de persistance du chômage, l'emploi à temps partiel et d'autres formes de partage du travail sont mis de l'avant dans le cadre de stratégies visant la réduction du chômage et une flexibilité accrue du marché du travail. Certaines mesures incitatives au travail à temps partiel peuvent s'avérer intéressantes. C'est le cas notamment des mesures en faveur des jeunes chômeurs qui, lorsque les emplois sont qualifiés, permettent l'acquisition de compétences et améliorent les chances d'intégration durable sur le marché du travail. Par ailleurs, les mesures favorisant le passage progressif à la retraite répondent à une demande de réduction du temps de travail de la part des salariés plus âgés.

Dans le cas des femmes qui ont de jeunes enfants, le temps partiel dans sa forme actuelle n'offre pas toujours la flexibilité suffisante pour concilier activités professionnelles et responsabilités familiales. De plus, si l'emploi à temps partiel permet de poursuivre des activités sur le marché du travail parallèlement au soin des enfants, il a souvent des effets négatifs, notamment en termes d'érosion des compétences et de difficulté de retour au temps complet. L'OCDE (1994 : 209) souligne que « si par vie professionnelle on entend la poursuite d'une carrière, le travail à temps partiel apparaît aujourd'hui comme une impasse. Il se limite en effet le plus souvent à des emplois d'exécution non qualifiés et déqualifiants, dont la plupart sont concentrés sur le marché secondaire du travail d'où il est difficile de sortir ». L'amélioration des services de garde des enfants devrait être considérée comme une priorité sociale de façon à lever, pour les mères de jeunes enfants, une contrainte au choix de la forme d'emploi et limiter les risques de sortie hors emploi. Mais, de façon plus générale, des mesures susceptibles de favoriser la mobilité entre le temps partiel et le temps complet et d'améliorer la sécurité économique et les perspectives de carrière des salariés à temps partiel sont nécessaires.

Dans son étude sur la « tertiarisation et la polarisation de l'emploi », le Conseil économique du Canada (1991 : ch. 9) soulignait les conséquences d'une scolarité insuffisante ou d'un accès limité à la formation, en termes de difficultés sur le marché du travail. Nos résultats montrent que l'éducation est une variable-clé dans l'explication de la mobilité entre le temps partiel et le temps complet. Ils appuient la recommandation du Conseil économique du Canada en faveur de politiques de soutien du développement des compétences et de la formation professionnelle.

Les salariés à temps partiel ne sont pas nécessairement des « travailleurs instables » : une meilleure qualité des emplois à temps partiel favorise la stabilité. Ces résultats abondent dans le sens de politiques de

traitement équitable des salariés à temps partiel et des salariés à temps complet via les législations sur les normes du travail, et d'une sécurité économique accrue des salariés à temps partiel, qu'il s'agisse de l'égalisation des salaires et des avantages sociaux, ou d'une protection accrue dans le cadre des programmes publics de prestations sociales[13] (Conseil économique du Canada 1991 : ch. 9). Une attention particulière doit être portée au temps partiel court, qui accentue les risques d'instabilité sur le marché du travail.

L'emploi à temps complet n'est évidemment pas le modèle idéal de travail. Il existe une demande insatisfaite de la part des salariés pour des formes d'emploi plus souples. Dans sa forme actuelle, le temps partiel correspond souvent à un choix contraint, faute d'alternatives. Si les emplois à temps partiel ne sont pas nécessairement précaires, ils peuvent rarement être assimilés au temps réduit volontaire et réversible ; le passage au temps partiel entraîne souvent un changement d'emploi et une dégradation des conditions de travail. Pour représenter une option véritablement intéressante pour les salariés, le temps partiel doit correspondre à la possibilité, pour les femmes et les hommes, de réduction du temps de travail avec garantie de retour au temps complet dans toutes les occupations, notamment les occupations qualifiées. Par ailleurs, il faut également favoriser l'aménagement d'horaires de travail plus souples. Le Centre canadien du marché du travail et de la productivité fait une recommandation dans ce sens dans son rapport sur *Les femmes et la restructuration économique* (1994). Des exemples de modulation du temps de travail, notamment en France et en Allemagne, montrent que les coûts d'une organisation du travail plus complexe peuvent être largement compensés par les avantages en termes de motivation accrue des salariés et de gains de productivité.

BIBLIOGRAPHIE

BLANK, Rebecca M. 1989. « The Role of Part-Time Work in Women's Labor Market Choices Over Time ». *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 79, n° 2, 295-299.

BURDETT, Kenneth, Nicholas M. KIEFER et Dale T. MORTENSEN. 1984. « Earnings, Unemployment, and the Allocation of Time over Time ». *Review of Economic Studies*, vol. 51, n° 4, 559-578.

13. Depuis quelques années, les législations provinciales sur les normes du travail sont progressivement modifiées pour assurer une meilleure protection des personnes qui travaillent à temps partiel, notamment en termes d'équité salariale et du droit de participation aux régimes de pension d'employeur.

BÜCHTEMANN, Christoph F. et Sigrid QUACK. 1989. « "Bridges" or "traps" ? Non-standard Employment in the Federal Republic of Germany ». *Precarious Jobs in Labour Market Regulation : The Growth of Atypical Employment in Western Europe.* G. Rodgers et J. Rodgers, dir. Genève : International Labor Organisation, 109-148.

CENTRE CANADIEN DU MARCHÉ DU TRAVAIL ET DE LA PRODUCTIVITÉ. 1994. *Les femmes et la restructuration économique : Sommaire.* Ottawa.

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 at Kingston.

CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA. 1991. *Tertiarisation et polarisation de l'emploi.* Ottawa : Ministère des Approvisionnements et Services.

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.* A. 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.* A. Hunt, dir. New York : St. Martin's Press, 83-104.

FRÉCHET, Guy, Simon LANGLOIS et Michel BERNIER. 1992. « Les transitions sur le marché du travail : une perspective longitudinale ». *Relations industrielles. Industrial Relations*, vol. 47, n° 1, 79-99.

GOURIÉROUX, Christian. 1989. *Économétrie des variables qualitatives.* 2e édition. Paris : Économica.

JENSON, Jane. 1994. « Part-time Employment and Women : A Range of Strategies ». *Actes du Colloque sur l'égalité économique.* Condition féminine Canada, Ottawa, 59-77.

JONES, Stephen R.G. et W. Graig RIDDELL. 1991. « The Measurement of Labour Force Dynamics with the Labour Market Activity Survey : The LMAS Filter ». Working Paper n° 91-04, Department of Economics, McMaster University.

KIEFER, Nicholas M. 1988. « Economic Duration Data and Hazard Functions ». *Journal of Economic Literature*, vol. 26, n° 2, 646-679.

LANGLOIS, Simon. 1990. « Le travail à temps partiel : vers une polarisation de plus en plus nette ». *Relations industrielles-Industrial Relations*, vol. 45, n° 3, 548-564.

MAIER, Friederike. 1991. « Part-time Work, Social Security Protections and Labour Law : An International Comparison ». *Policy and Politics*, vol. 19, n° 1, 1-11.

MAIN, Brian G.M. 1988. « The Lifetime Attachment of Women in the Labor Market ». *Women and Paid Work : Issues of Equality.* A. Hunt, dir. New York : St. Martin's Press.

MARUANI, Margaret et Chantal NICOLE-DRANCOURT, 1989. *Au labeur des dames : métiers masculins, emplois féminins.* Paris : Syros.

MARUANI, Margaret et Emmanuèle REYNAUD. 1993. *Sociologie de l'emploi.* Paris : Repère/La Découverte.

MAYER, Francine. 1994. « La mobilité temps complet – temps partiel et ses effets sur la rémunération future : résultats de l'Enquête sur l'activité 1988-1990 ». Texte présenté dans le cadre des colloques annuels de la Société canadienne de science économique et de l'Association canadienne d'économique.

OCDE. 1994. *Les femmes et le changement structurel : nouvelles perspectives.* Paris : OCDE.

PERRY, Stephen. 1988. « Downward Occupational Mobility and Part-time Women Workers ». *Applied Economics*, vol. 20, n° 4, 485-495.

SANTAMÄKI-VUORI, Tuire et Pekka SAURAMO. 1990. « Atypical Forms of Employment and Labor Market Dynamics in Finland ». Discussion Papers n° 101. Helsinki : Labour Institute for Economic Research.

STATISTIQUE CANADA. 1994. *Moyennes annuelles de la population active 1993.* Ottawa, cat. 71-220.

SUNDSTRÖM, Marianne. 1987. *A Study in the Growth of Part-time Work in Sweden.* Stockholm : Almqvist & Wiksell International.

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 : Ministère des Approvisionnements et Services.

SUMMARY

Part-time and Contingent Employment

In 1993, part-time work represented 17.3% of total employment in Canada. Of these jobs, 35.3% were involuntary and 69.3% were held by women. Compared to full-time work, part-time work means not only fewer hours but also a different status. It is characterized by a limited range of generally less skilled occupations, with low wages, few fringe benefits and weaker social protection. Opportunities for training and advancement are also limited. According to Maruani and Reynaud (1993 :59), most part-time work is unstable and borders on unemployment. This article examines the precariousness associated with part-time work from a longitudinal perspective. It proposes, as an indicator of precariousness, a measure of employment discontinuity based on the risk of exit from employment and the difficulty in returning to full-time work.

Data come from the longitudinal file of Statistics Canada's Labour Market Activity Survey for the years 1988-89. The sample covers adults aged 16 to 64 who held paid employment at some time during the period of observation, and includes 17,982 women and 19,137 men.

The first section provides a description of labour force participation profiles and the gross annual flows between part-time work, full-time work and exits from employment. The results show that part-time work is generally less stable than full-time work, that discontinuous employment profiles are more frequent among part-time workers and that the risk of exit from employment is higher among part-time workers. Furthermore, women represent the majority of part-time employees. In contrast to men, for whom part-time work is concentrated among young people and rare in the ages of high participation (25 to 54), part-time work is frequent at all ages among women. Especially in the 25 to 54 age group, women are more likely to work exclusively part-time and less likely to work only full-time. They also change more frequently between these two kinds of employment, but movements from full-time towards part-time work are more likely for women whereas movements in the opposite direction are more frequent among men. As a result, particularly in the high participation ages, women are more exposed to the risks of precariousness associated with part-time work.

In order to understand the determinants of mobility towards full-time work and the factors of precariousness linked to part-time work, a model of the duration of part-time employment episodes is estimated. The model highlights the differences between the effects of individual characteristics and employment characteristics which are likely to encourage transition towards a full-time job and those which are linked to exit from employment after a particular part-time episode. Estimation results suggest that, in the case of women, the factors likely to increase the risk of precariousness linked to part-time work are the responsability for pre-school children, insufficient educational qualifications and work schedules that are very different from full-time work. On the other hand, access to full-time employment is more likely for those with high levels of education. Part-time work which is voluntary and of better quality, in particular jobs with union protection and higher wages, is more likely to be stable.

In a context of persistent unemployment, part-time work and other forms of work sharing have been put forward as part of a strategy to reduce unemployment and increase labour market flexibility. Because shorter hours are generally accompanied by poor working conditions, measures to increase mobility between part-time and full-time work and improve the economic security of part-time workers are essential.

The results presented in this text provide arguments in favour of policies to support the development of new competencies and occupational training. They suggest, furthermore, that part-time workers are not necessarily "unstable workers" : better quality part-time jobs encourage stability. The results also strongly support the arguments for treating part-time workers on

a par with full-time workers and for better economic security for part-time workers. Lastly, for women with young children, part-time work in its present form does not offer sufficient flexibility to combine professional activities and family responsibilities. The improvement of child-care services should be a social priority. However, for both men and women, the possibility to arrange more flexible work schedules or to negotiate reduced working time with a guaranteed right to return to full-time work is probably the best solution.

GESTION **Volume 21, n° 2**
Revue Internationale de Gestion **juin 1996**

Directeur et rédacteur en chef : Laurent Lapierre

Politique éditoriale. Note du rédacteur en chef. Résumés pour gestionnaires. Executive Summaries. Resúmenes.

Positions
L'inexorable occidentalisation de la Chine et le rôle du comprador – David Tang. *Privatiser les REÉR : les solutions politiques* – Luc Vallée. *Un coffre à outils pour gérer dans la précarité* – Rémi Marcoux. *Main-d'œuvre ou humain d'œuvre ?* – Sylvain Landry. *Quand la forme l'emporte sur le fond* – Guy Archambault.

Articles
L'efficacité des régimes d'option d'achat d'actions: qu'en sait-on ? – Sylvie St-Onge, Michel Magnan, Sophie Raymond et Linda Thorne. *Payer pour les compétences validées: une nouvelle logique de rémunération et de développement des ressources humaines* – Michel Tremblay. *Tour d'horizon sur les programmes de promotion de la santé au travail: impacts et facteurs de succès* – Richard Pépin et Jacqueline Dionne-Proulx. *Évaluation de la qualité des services de longue durée auprès des personnes âgées : est-ce possible ?* – André Côté. *Les grandes organisations : mythes et tabous* – Pierre Le François.

Dossier : le télétravail
Le télétravail : un état de la question – Alain Pinsonneault. *Le télétravail, un phénomène en émergence* – Caroline Boivin, Suzanne Rivard et Benoit A. Aubert. *Le télétravail, l'organisation de demain ?* Alain Pinsonneault et Martin Boisvert. *Conditions de succès du télétravail : qu'en disent les employés ?* – Sylvie St-Onge et Geneviève Lagassé.

Recensions de livres

Gestion. Revue internationale de gestion est publiée 4 fois l'an par l'École des Hautes Études Commerciales de Montréal. Les bureaux de l'administration sont au 5255 avenue Decelles, Montréal, Québec, H3T 1V6.

Abonnement annuel (4 numéros)

Québec (TPS et TVQ incluses) : 1 an : 45,00 $, 2 ans : 75,00 $, 3 ans : 100,00 $
Autres provinces (TPS incluse) : 1 an : 42,26 $, 2 ans : 70,43 $, 3 ans : 93,90 $
Autres pays : 1 an : 60 $, 2 ans : 90 $, 3 ans : 120 $.