

*Les répercussions de
l'assurance-emploi sur les personnes
qui deviennent ou redeviennent
membres de la population active*

Rapport final

*Préparé pour :
Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada*

*Rédigé par :
Shelley Phipps
Université Dalhousie
et Fiona MacPhail
University of Northern British Columbia*

novembre 2000

SP-AH135-11-00F

Remerciements

Ce rapport a été rédigé à l'intention de la Direction de l'Évaluation stratégique et suivi du rendement, à Développement des ressources humaines Canada, dans le cadre des évaluations périodiques des « répercussions de la Loi sur l'assurance-emploi qui touchent les personnes, les collectivités et l'économie ». Nous tenons à remercier Lynn Lethbridge pour l'excellence de son aide en matière de recherche.

Table des matières

Condensé.....	i
1. Introduction	1
2. Données et problèmes d'identification des PDRM	3
2.1 Données	3
2.2 Identification des PDRM.....	3
3. Qui sont les PDRM?	7
4. Quelles ont été les répercussions de l'AE sur l'accès des PDRM aux prestations?	15
4.1 Analyse descriptive	15
4.2 Analyse à plusieurs variables	22
5. Les expériences des PDRM en matière d'AC/d'AE	33
6. Conclusions	37
Notes biographiques	39
Bibliographie	41

Liste des tableaux

Tableau 1	Personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active en pourcentage de tous les travailleurs qui ont connu une cessation d'emploi, de tous les demandeurs de prestations ordinaires, et des prestataires de l'AC/l'AE	8
Tableau 2	Pourcentage de toutes les personnes ayant subi une cessation d'emploi, par catégorie, qui sont des PDRM	11
Tableau 3	Composition des PDRM, par catégorie	13
Tableau 4	PDRM et non-PDRM qui touchent des prestations ordinaires	16
Tableau 5A	Pourcentage de tous les non-PDRM qui touchent des prestations, par catégorie	17
Tableau 5B	Pourcentage de tous les PDRM qui touchent des prestations, par catégorie	19
Tableau 6	Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations, ordinaires, PDRM et non-PDRM (écarts-types entre parenthèses)	23
Tableau 7	Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM (écarts-types entre parenthèses).....	26
Tableau 8	Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM de sexe masculin et de sexe féminin (écarts-types entre parenthèses)	28
Tableau 9	Moyenne et répartition des périodes de prestations en semaines pour les prestataires qui étaient admissibles à des prestations	33
Tableau 10	Code de cessation des prestations.....	34
Tableau 11	Moyenne hebdomadaire des prestations ordinaires d'AC/d'AE (écarts-types entre parenthèses)	35

Condensé

Cette étude examine les répercussions de l'assurance-emploi (AE) sur les personnes qui intègrent ou qui réintègrent la population active. Les objectifs consistent à identifier et à caractériser ces personnes (les nouveaux venus sur le marché du travail et les rentrants) et à déterminer dans quelle mesure le passage de l'AC à l'AE a réduit leur accès aux prestations d'assurance-emploi.

L'étude met l'accent sur deux modifications apportées au régime, qui touchent particulièrement les nouveaux venus sur le marché du travail et les rentrants, à savoir l'augmentation des normes d'admissibilité et le passage d'un système fondé sur les semaines (AC) à un système fondé sur les heures (AE).

En 1995-1997, les nouveaux venus sur le marché du travail et les rentrants représentaient environ 26 p. 100 de tous les travailleurs qui avaient cessé de travailler. Ils étaient pour la plupart jeunes, célibataires et sans enfants. Les mères qui réintégraient le marché du travail étaient peut-être plus susceptibles de faire partie des nouveaux venus ou des rentrants lorsqu'elles cessaient de travailler, mais elles ne représentaient pas une proportion importante de cette population. Les personnes qui avaient cessé de travailler étaient plus susceptibles de faire partie des nouveaux venus et des rentrants si elles étaient relativement jeunes et avaient une rémunération horaire et un revenu familial annuel relativement faibles.

Les nouveaux venus sur le marché du travail et les rentrants étaient beaucoup moins susceptibles de toucher des prestations d'AE que les autres travailleurs, tant en vertu de l'AC qu'en vertu de l'AE. La proportion de nouveaux venus et de rentrants qui touchaient des prestations était généralement la moitié des autres travailleurs. L'augmentation des conditions d'admissibilité a réduit considérablement l'accès des nouveaux venus et des rentrants aux prestations, mais le passage d'un système fondé sur les semaines à un système fondé sur les heures a amélioré considérablement la situation. Les deux changements de politique n'ont donc eu pour effet net qu'une légère diminution du taux global de prestations des nouveaux venus et des rentrants. De façon générale, ces modifications quant à l'accès aux prestations ont été également observées dans divers sous-groupes socio-économiques. Le changement net quant au taux des prestations est demeuré stable et peu élevé pour les nouveaux venus et les rentrants jeunes, il a diminué pour les nouveaux venus et les rentrants de sexe féminin, et il a augmenté pour les nouveaux venus et les rentrants de sexe masculin.

Pour la période postérieure à janvier 1997, le nombre moyen de semaines de prestations des nouveaux venus et des rentrants était de 30,3, soit environ 4 semaines de moins que chez les autres travailleurs. Les prestataires d'AE qui étaient des nouveaux venus et des rentrants touchaient en outre des prestations hebdomadaires plus faibles en moyenne que

les autres travailleurs. Au cours de la même période, les prestations d'AE moyennes des nouveaux venus et des rentrants étaient de 236 \$, soit environ 82 p. 100 de celles des autres travailleurs. Les prestations hebdomadaires moyennes des nouveaux venus et des rentrants jeunes étaient considérablement inférieures, soit 176 \$.

1. Introduction

Le 1^{er} juillet 1996, la *Loi sur l'assurance-emploi* a remplacé la *Loi sur l'assurance-chômage* et la *Loi nationale sur la formation*. Le nouveau régime d'assurance-emploi (AE) est conçu pour aider davantage les chômeurs à retrouver du travail, accroître les incitations à travailler, aider les travailleurs à s'adapter à l'évolution de l'économie au moyen du réinvestissement dans des prestations de retour au travail et permettre de réaliser des économies de l'ordre de 1,2 milliard de dollars d'ici l'exercice 2001-2002¹. Le régime d'AE compte deux grandes composantes, soit un nouveau volet de prestations de revenu et un volet de prestations de soutien au réemploi et de mesures actives d'emploi. Pour ce qui est des prestations de revenu, l'un des quatre changements fondamentaux est l'admissibilité fondée sur les heures travaillées (en vertu de l'AE), plutôt que sur les semaines travaillées comme c'était le cas en vertu de l'assurance-chômage (AC). Selon la nouvelle formule, toutes les heures travaillées devraient compter dans la détermination de l'admissibilité (en effet, en vertu de l'AC, si un travailleur accomplissait moins de 15 heures par semaine, son travail n'était pas pris en considération dans l'établissement de son droit aux prestations). C'est là un changement jugé important, car le travail à temps partiel est de plus en plus fréquent; en outre, cette modification peut favoriser la création d'emplois comptant moins de 15 heures par semaine². Le présent rapport a donc pour premier grand objectif d'examiner les répercussions du remplacement d'une formule fondée sur les semaines de travail par une formule fondée sur les heures pour déterminer l'admissibilité aux prestations d'un groupe particulier de travailleurs, à savoir ceux qui s'intègrent à la population active pour la première fois ou qui s'y réintègrent après une absence.

Les critères d'admissibilité aux prestations sont plus stricts pour les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (PDRM) que pour les travailleurs qui sont déjà sur le marché du travail; c'était vrai en vertu de l'AC et ce l'est encore en vertu de l'AE. Ces critères plus stricts ont pour objet de décourager quiconque de s'intégrer à la population active principalement pour devenir admissible aux prestations. Lorsque le régime d'AE a été adopté, les critères d'admissibilité ont été resserrés encore davantage pour les PDRM, afin d'encourager les travailleurs à fournir un effort de travail raisonnable avant de toucher des prestations, et ainsi réduire la probabilité que les nouveaux travailleurs prennent l'habitude de compter sur le régime d'AE³. Par conséquent, le deuxième grand objectif de notre recherche est de déterminer les conséquences du resserrement des critères d'admissibilité pour les PDRM (la durée de travail assurable, qui est passée de 20 à 26 semaines le 1^{er} juillet 1996, et la conversion de cette période de 26 semaines à 910 heures de travail (35 X 26) à compter du 1^{er} janvier 1997).

¹ Développement des ressources humaines Canada. *Guide de l'assurance-emploi* : www.hrdc-drhc.gc.ca/hrdc/ei/sc1236_f.html, p. 2.

² Ibid., p. 3 à 5.

³ Ibid., p. 17 à 18.

Nous ne disposons pas de beaucoup d'information sur les PDRM et la présente analyse a pour objet de combler cette lacune. Ainsi, nous devons d'abord déterminer qui sont les PDRM. Nous établissons le pourcentage des travailleurs ayant connu une cessation d'emploi qui sont des PDRM et nous étudions leurs caractéristiques. Comme ni l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), ni les données administratives de l'AC/l'AE ne permettent d'identifier explicitement les PDRM, la principale contribution de notre recherche sera peut-être tout simplement de permettre d'identifier et d'analyser ces travailleurs. Deuxièmement, nous examinons les conséquences du passage de l'AC à l'AE sur les PDRM. Plus précisément, le passage de l'AC à l'AE a-t-il réduit l'accès des PDRM aux prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi? Deux éléments des changements apportés au régime sont particulièrement pertinents pour le groupe des PDRM, et c'est sur eux que nous nous concentrerons : i) le resserrement des critères d'admissibilité (de 20 à 26 semaines); ii) le remplacement de la formule fondée sur les semaines de travail par une formule fondée sur les heures.

On pourrait présumer que les jeunes travailleurs qui cherchent un premier emploi et les mères qui reviennent sur le marché du travail après avoir pris un congé pour élever des enfants d'âge préscolaire constituent deux groupes importants de PDRM. Nous voulons déterminer si c'est vraiment le cas et, en particulier, évaluer les effets de la nouvelle politique sur ces deux groupes.

La section 2 du rapport présente les données utilisées et certains de grands problèmes que pose le repérage des PDRM. La section 3 définit les PDRM et la section 4 examine comment le passage de l'AC à l'AE s'est répercuté sur l'accès aux prestations chez les PDRM. Plus précisément, quelles ont été les conséquences du resserrement des critères d'admissibilité (de 20 à 26 semaines) et du passage d'une formule fondée sur les semaines à une formule fondée sur les heures? La section 5 analyse l'expérience des PDRM en matière de prestations d'AC/d'AE et la section 6 conclut ce rapport.

2. Données et problèmes d'identification des PDRM

2.1 Données

Notre analyse s'inspire des données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) de Développement des ressources humaines Canada (DRHC), de même que de plusieurs fichiers administratifs de l'assurance-chômage (AC)/l'assurance-emploi (AE). La population cible de l'ECPIE se compose des Canadiens de 15 ans et plus qui vivent dans l'une des 10 provinces ou les territoires et qui avaient connu une cessation d'emploi ou une interruption/un changement d'emploi entre juillet 1995 et décembre 1997 inclusivement. Les participants au sondage sont sélectionnés à partir du fichier administratif des relevés d'emploi (RE) de DRHC. On communique ensuite par téléphone avec les répondants choisis jusqu'à 12 mois après la cessation d'emploi, qui représente le critère de sélection de l'échantillon.

L'ECPIE comprend quatre cohortes de personnes qui ont connu une interruption d'emploi ou qui ont perdu leur emploi avant le 1^{er} juillet 1996 (date à laquelle les premiers changements du régime d'AE sont entrés en vigueur, notamment le resserrement des critères d'admissibilité de 20 à 26 semaines pour les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active [PDRM]). Dans le cas de deux cohortes, les cessations d'emploi avaient eu lieu entre le 1^{er} juillet 1996 et le 1^{er} janvier 1997 (lorsque la nouvelle formule fondée sur les heures a remplacé celle fondée sur les semaines). Pour les membres de quatre autres cohortes, la cessation d'emploi a eu lieu après le 1^{er} janvier 1997. Chaque cohorte est un échantillon de toutes les personnes ayant connu une cessation/interruption d'emploi au cours d'un trimestre en particulier.

L'ECPIE fournit un vaste éventail de données sur les personnes qui ont subi une cessation d'emploi et notre analyse utilise les variables démographiques habituelles (âge, sexe, situation de famille, nombre d'enfants), le revenu du ménage, le salaire horaire du dernier emploi et les prestations d'AC/d'AE touchées. La base des données administratives de l'AC/l'AE renferme de l'information tirée des relevés d'emploi, servant à établir les antécédents professionnels du travailleur.

2.2 Identification des PDRM

En vertu de l'AC, les PDRM étaient définies selon le nombre de semaines de travail qu'elles avaient effectuées; plus précisément, il s'agissait de travailleurs qui comptaient : i) moins de 14 semaines d'emploi assurable au cours des 52 semaines précédant la période des références; ii) moins de 14 semaines de prestations versées ou payables; ou iii) toute combinaison de i) et ii). En vertu de l'AE, les PDRM sont définies en fonction des heures de travail effectuées; plus précisément, il s'agit de travailleurs qui comptent : i) moins de 490 heures (14 semaines à 35 heures/semaine) d'emploi assurable au cours des

52 semaines précédant la période de référence; ii) moins de 490 heures pour lesquelles des prestations ont été payées ou auraient été payables (à raison de 35 heures par semaine); ou iii) toute combinaison de i) et ii).

Il faut apporter une précision importante : même si les personnes qui ont subi une cessation d'emploi après le 1^{er} janvier 1997 devraient en théorie être assujetties entièrement à la législation en matière d'AE, la période visée par l'ECPIE est en fait encore une période de transition. Ce problème est particulièrement grave lorsqu'il s'agit de repérer les PDRM, puisque la période qui est utilisée aux fins de l'identification remonte à deux ans avant la cessation d'emploi. Par exemple, si un travailleur a connu une cessation d'emploi en décembre 1997 (la dernière date possible selon l'échantillon de l'ECPIE), sa période de référence est de janvier à décembre 1997, alors que la période utilisée pour repérer les PDRM va de janvier à décembre 1996. Avant le 1^{er} janvier 1997, DRHC a converti les semaines de travail en heures en multipliant tout simplement chaque semaine par 35; l'incidence du passage à la formule reposant sur les heures de travail, pour ce qui est de la définition des PDRM, est donc impossible à établir au moyen des données visant les cessations d'emploi au cours de la période de 1995 à 1997. En fait, toutes les PDRM pendant notre période d'échantillonnage ont été identifiées par le critère des 14 semaines (même si l'admissibilité reposait dorénavant sur les heures de travail; le fait de multiplier chaque semaine par 35 heures pour tout le monde revenait en fait à un critère reposant sur les semaines). Les répercussions du passage à la formule fondée sur les heures pour la définition des PDRM est une question intéressante pour la recherche, mais qui n'entre pas dans notre mandat⁴.

⁴ Le passage d'un système reposant sur les semaines à un système fondé sur les heures pour les PDRM aura pour effet, en l'absence de tout rajustement dans les comportements, de changer la définition des PDRM, tant du point de vue de la composition de cette population que du point de vue de sa taille. On peut voir les répercussions de ce changement sur la définition des PDRM dans le tableau qui suit :

Emploi pendant les 52 semaines précédant la période de référence	PDRM En vertu de l'AC	PDRM En vertu de l'AE
13 semaines à 35 heures/semaine = 455 heures	Oui	Oui
13 semaines à 40 heures/semaine = 520 heures	Oui	Non
14 semaines à 10 heures/semaine = 140 heures	Non	Oui
14 semaines à 25 heures/semaine = 350 heures	Non	Oui
14 semaines à 35 heures/semaine = 490 heures	Non	Non

Ainsi, par exemple, un travailleur qui a fait 13 semaines à 40 heures par semaine serait considéré comme une personne qui intègre la population active en vertu du règlement sur l'AC, mais non en vertu du règlement sur l'AE. Cependant, un travailleur qui a fait 14 semaines à 25 heures par semaine ne serait pas un nouveau venu sur le marché du travail en vertu de l'AC, mais le serait en vertu de l'AE. En général, les personnes qui ont effectué plus de semaines mais moins d'heures par semaine sont moins susceptibles d'être classées parmi les PDRM en vertu de l'AC par rapport à l'AE. Par comparaison, les travailleurs qui ont fait moins de semaines mais plus d'heures par semaine sont moins susceptibles d'être classés dans les PDRM en vertu de l'AE par rapport à l'AC. De toute évidence, ce seul changement dans la définition des PDRM peut influencer l'accès aux prestations pour certains travailleurs.

Il faut également faire remarquer que le même problème de transition s'applique en partie à la détermination de l'admissibilité aux prestations (pour l'ensemble des travailleurs, et non pas seulement pour les PDRM). Par exemple, même si la cessation d'emploi a eu lieu en 1997, pour de nombreux travailleurs, une partie de la période de référence de l'AE remonte à 1996, et dans leur cas, DRHC a encore une fois converti les semaines en heures en multipliant tout simplement chaque semaine assurable par 35 heures. Tant que la période de référence de chaque travailleur ne sera pas établie intégralement après janvier 1997, nous ne connaissons pas toutes les répercussions de ce changement stratégique.

La première grande étape de la sélection de l'échantillon aux fins de notre analyse consiste à choisir les personnes qui, selon la définition de DRHC, sont des PDRM. C'est un processus difficile, puisque les PDRM ne sont pas désignées explicitement dans nos sources de données. Pour identifier les PDRM, nous devons établir les antécédents professionnels de tous les travailleurs visés par l'ECPIE, peu importe qu'ils aient présenté une demande de prestations ou non, au moyen d'une combinaison de données de l'ECPIE et de données administratives de l'AC/l'AE. Plus précisément, nous utilisons une combinaison de données tirées du fichier des RE, du fichier des prestations et des réponses à l'enquête⁵. Selon l'enquête, nous connaissons la dernière semaine de l'emploi sélectionné pour l'échantillon (c'est-à-dire la cessation d'emploi qui a servi de critère de sélection du répondant dans l'échantillon de l'ECPIE); nous pouvons donc établir la période de référence (c'est-à-dire la période précédente de 52 semaines) et la période d'admissibilité utilisée aux fins de l'identification des PDRM (c'est-à-dire les 52 semaines précédant la période de référence). Lorsque nous connaissons la période d'identification des PDRM pour un travailleur donné, nous pouvons consulter le fichier des RE pour voir s'il y a pour ce travailleur un RE qui chevauche ladite période. De plus, nous pouvons utiliser le fichier des prestations pour voir si le travailleur a reçu des prestations d'AC pendant la période d'identification des PDRM. Pour de nombreux travailleurs, nous pouvons déterminer que la combinaison des semaines de prestations (selon le fichier des prestations) et des semaines de travail (selon le fichier des RE) est égale ou supérieure à 14 semaines; par conséquent, le travailleur *ne fait pas* partie des PDRM. À partir de la même information, nous pouvons déterminer que d'autres travailleurs n'ont pas accumulé un minimum de 14 semaines de travail et de prestations pendant la période d'identification des PDRM, de sorte qu'ils sont *effectivement* des PDRM. Les travailleurs qui travaillaient pour la première fois et qui comptaient moins de 14 semaines pendant la période d'identification des PDRM sont classés parmi les travailleurs qui intègrent la population active — plutôt que parmi les travailleurs qui la réintègrent. Enfin, on peut recourir aux données de l'enquête pour établir que pour certains répondants, l'emploi sélectionné pour l'échantillon est de très longue durée. Il se peut qu'il n'y ait pas de RE pour ces travailleurs pendant la période d'identification des PDRM parce qu'ils ont travaillé continuellement pendant toute la période. Si, de plus, le travailleur ne signale aucune absence du travail et

⁵ Les périodes de grève ou les périodes pendant lesquelles le travailleur touchait des indemnités d'accident du travail peuvent être utilisées pour démontrer qu'il ne s'agit pas d'une PDRM. On les considère comme des semaines/heures « prescrites ». Malheureusement, les fichiers informatisés n'indiquent pas les semaines prescrites. On nous a dit que cette information est conservée dans les dossiers personnels des prestataires dans les bureaux régionaux. Dans la mesure où tout travailleur qui a connu une période de grève/d'indemnités d'accident du travail ne fait pas partie des PDRM, nous ne l'identifierons pas correctement.

effectue normalement suffisamment d'heures chaque semaine pour que la semaine soit assurable, nous le classons dans le groupe des non-PDRM. Même s'il s'agit plus ou moins de conjectures, nous sommes pratiquement convaincues que ces travailleurs ne sont probablement pas des PDRM.

Après avoir éliminé les travailleurs dont nous étions sûres qu'ils étaient des PDRM ou des non-PDRM, il nous restait 2 883 observations (6,7 p. 100) au sujet desquelles nous ne pouvions pas nous prononcer avec certitude. Nous les avons donc éliminées de notre échantillon.

En déterminant si les répondants avaient touché ou non des prestations, il a fallu nous assurer que les prestations versées correspondaient à une cessation d'emploi de l'échantillon, pour laquelle nous avons analysé la période d'identification des PDRM. Ainsi, nous nous sommes concentrées seulement sur les demandes présentées dans les cinq semaines suivant la semaine de cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon (même si les prestations ont pu être versées au-delà de cette période de cinq semaines). De cette façon, nous espérons éviter d'utiliser des données relatives à certaines demandes si, par exemple, un travailleur faisait partie des PDRM au moment de la cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon, mais qu'il a depuis travaillé pendant plusieurs mois et qu'il ne fait plus partie de la catégorie des PDRM. Ainsi, nous avons éliminé les observations concernant les répondants de l'ECPIE qui affirmaient avoir touché des prestations, mais qui n'avaient pas présenté de demande dans les cinq semaines suivant la cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon (en pareil cas, il est plus que probable que les prestations ont été versées pour une autre cessation d'emploi). Nous avons également rejeté les prestataires ayant touché des prestations autres que les prestations ordinaires — soit au total 10 503 observations éliminées, ce qui nous a laissé 28 638 observations. De ce nombre, 10 915 proviennent des cohortes 1 à 4 (cessations d'emploi avant le 1^{er} juillet 1996); 6 167 des cohortes 5 et 6 (cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996); et 11 556 des cohortes 7 à 10 (cessations d'emploi en 1997).

3. *Qui sont les PDRM?*

Les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (PDRM) représentent environ 26 p. 100 de tous les travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi (tableau 1, rangée 1) — une proportion tellement significative que l'étude de leurs expériences en matière d'assurance-chômage (AC)/d'assurance-emploi (AE) revêt une grande importance. Le pourcentage des personnes ayant subi une cessation d'emploi et qui sont des PDRM est indiqué pour les trois périodes de référence définies selon le moment de la cessation d'emploi, à savoir avant juillet 1996, entre juillet et décembre 1996 et entre janvier et décembre 1997, périodes qui correspondent à des changements importants découlant du passage de l'AC à l'AE⁶. Les PDRM représentent 18,9 p. 100 de tous les prestataires qui touchent des prestations ordinaires et 16,5 p. 100 de ceux qui ont touché des prestations d'AC (par suite de demandes présentées dans les cinq semaines suivant la cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon).

Notre analyse se concentre sur les caractéristiques des PDRM. Il y a peu d'information à notre disposition, tant en ce qui concerne les PDRM parmi tous les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi (voir le tableau 2) qu'en ce qui concerne la composition de la population des PDRM à proprement parler (voir le tableau 3). Puisque, comme nous l'avons expliqué en détail ci-dessus, la nouvelle politique n'a pas encore eu de répercussions sur la définition des PDRM, nous nous concentrons sur les premières colonnes des tableaux 2 et 3, c'est-à-dire les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi avant juillet 1996 (bien que ce changement n'influence pas l'essence de notre analyse).

Le tableau 2 présente des estimations de l'incidence des PDRM ou de la probabilité de faire partie de la catégorie des PDRM. En d'autres termes, nous calculons le pourcentage de tous les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi qui sont des PDRM, et ce, pour diverses sous-populations importantes (par exemple, les hommes par rapport aux femmes, les travailleurs plus jeunes par rapport aux travailleurs plus âgés).

Il n'est pas surprenant de constater que la proportion des PDRM est beaucoup plus élevée chez les travailleurs plus jeunes, puisque ceux-ci sont plus susceptibles d'intégrer le marché du travail pour la première fois que les travailleurs plus âgés; par exemple, il y avait 51,8 p. 100 de PDRM parmi les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi dans le groupe des 15 à 24 ans, par rapport à 22,0 p. 100 dans le groupe des 25 à 34 ans. Les travailleurs dont le salaire horaire est moins élevé selon le relevé d'emploi (RE) sont beaucoup plus susceptibles que d'autres d'être des PDRM (par exemple, 41,9 p. 100 de ceux dont le salaire horaire était inférieur à 7 \$ de l'heure), et les travailleurs provenant de

⁶ Nous signalons les résultats en fonction de ces trois périodes de référence, selon le régime qui était en vigueur au moment de la cessation d'emploi, tout au long de notre rapport. Même si elles ne sont pas particulièrement importantes pour ce qui est de l'identification des PDRM, les trois périodes revêtent beaucoup d'importance plus tard, lorsqu'il s'agit d'analyser les répercussions du nouveau régime sur l'accès aux prestations.

familles dont le revenu annuel est moindre sont plus susceptibles d'être des PDRM (par exemple, 33,7 p. 100 des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi et provenant de familles dont le revenu total⁷ était inférieur à 20 000 \$ étaient des PDRM, par rapport à seulement 19,0 p. 100 de ceux qui provenaient de familles dont le revenu total était de 50 000 \$ ou plus). Comme les travailleurs plus jeunes sont également plus susceptibles d'avoir un salaire moins élevé et de venir d'une famille dont le revenu est moins élevé, on peut supposer qu'il y a un lien entre ces caractéristiques.

TABLEAU 1			
Personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active en pourcentage de tous les travailleurs qui ont connu une cessation d'emploi, de tous les demandeurs de prestations ordinaires, et des prestataires de l'AC/l'AE			
	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Pourcentage de tous les travailleurs ayant subi une cessation d'emploi qui sont des PDRM*	26,3	26,3	26,4
Pourcentage de tous les travailleurs ayant présenté une demande de prestations ordinaires dans les 5 semaines suivant la cessation d'emploi, qui sont des PDRM**	18,9	13,2	17,8
Pourcentage de tous les prestataires qui sont des PDRM***	16,5	10,8	15,9
* nombre de PDRM divisé par le nombre total des personnes ayant subi une cessation d'emploi. ** nombre de PDRM divisé par le nombre total des personnes ayant présenté une demande de prestations ordinaires. *** nombre de PDRM divisé par le nombre total de prestataires qui touchent des prestations ordinaires.			

⁷ Dans le cadre de l'ECPIE, on demande aux répondants quel était le revenu total de leur ménage pendant les quatre semaines ayant précédé l'entrevue. On leur demande également si le revenu total du ménage a augmenté ou diminué au cours des quatre semaines précédant la cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon et, dans l'affirmative, de combien. Cette information sert à calculer le revenu du ménage au cours des quatre semaines précédant l'établissement du RE, montant qu'on multiplie ensuite par 13 pour obtenir une estimation du revenu annuel.

La proportion des PDRM est légèrement plus élevée chez les femmes que chez les hommes, soit 28,2 p. 100 par rapport à 24,7 p. 100, respectivement. Ce résultat s'explique vraisemblablement par la plus grande propension des femmes à s'intégrer à la population active puis à la quitter périodiquement, dans le cadre d'une stratégie visant à équilibrer les responsabilités familiales et les responsabilités professionnelles. En fait, si nous examinons les parents ayant subi une cessation d'emploi par rapport aux travailleurs qui n'ont pas d'enfants, nous constatons que la proportion des PDRM est plus élevée chez ceux qui n'ont pas d'enfants (de moins de 18 ans⁸) à la maison que chez ceux qui ont des enfants à la maison; les pourcentages sont de 29,7 p. 100 et de 19,3 p. 100, respectivement. On peut attribuer ce résultat au fait que de nombreuses personnes qui intègrent la population active sont des travailleurs plus jeunes qui n'ont pas encore d'enfants, résultat qu'il faudra confirmer au moyen d'une analyse à plusieurs variables. Nous comparons également tous les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi qui sont des parents et les parents dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans. Nous nous intéressons ici en particulier aux mères qui ont quitté temporairement la population active pour élever des enfants d'âge préscolaire et qui réintègrent le marché du travail à mesure que les enfants commencent à aller à l'école. Malheureusement, nous n'avons pas de meilleur moyen d'identifier ce groupe que par l'âge de leur plus jeune enfant. Il n'y a pas de différence en ce qui concerne la proportion des PDRM chez l'ensemble des pères et chez les pères dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans. Cependant, chez les mères, qu'elles soient mariées ou seules, il y a une augmentation marquée de la probabilité d'appartenir au groupe des PDRM chez celles dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans par rapport à l'ensemble des mères (c'est-à-dire 21,9 p. 100 de l'ensemble des mères mariées par rapport à 31,2 p. 100 des mères mariées dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans). À remarquer que les mères seules sont en général beaucoup plus susceptibles de faire partie des PDRM que les mères mariées ou les pères (par exemple, 41,8 p. 100 des mères seules dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans, par rapport à 31,2 p. 100 des mères mariées et à 14,2 p. 100 des pères dans la même situation).

Sur le plan de la scolarité, les travailleurs qui ont un diplôme d'études secondaires ou un diplôme universitaire sont plus nombreux à être des PDRM par rapport à ceux qui n'ont pas terminé le secondaire ou qui n'ont pas de diplôme universitaire. Encore là, il y a vraisemblablement un rapport entre le niveau de scolarité et l'âge du travailleur qu'il est impossible de confirmer par une simple analyse descriptive (c'est-à-dire qu'il se peut que de nombreux jeunes travailleurs soient encore aux études).

Le tableau 3, qui présente des estimations de la composition de la population des PDRM, propose une autre façon d'analyser ses caractéristiques. Comme dans le tableau 2, nous nous concentrerons seulement sur la première colonne. Les PDRM sont très susceptibles d'être jeunes; 40 p. 100 ont entre 15 et 24 ans. Les PDRM sont réparties à peu près également entre les hommes (52 p. 100) et les femmes (48 p. 100). Une proportion plus importante des PDRM sont célibataires plutôt que mariées, soit 65,1 p. 100 et 34,9 p. 100, respectivement. La vaste majorité des PDRM n'ont pas d'enfants (76,1 p. 100). Ainsi, les

⁸ Il s'agit du nombre d'enfants au moment de l'enquête, plutôt qu'au moment de la cessation d'emploi. Il peut y avoir un écart pouvant aller jusqu'à un an entre les deux dates, de sorte que le statut familial pourrait avoir changé (par exemple, naissance d'un enfant, divorce/séparation).

mères qui retournent sur le marché du travail ne constituent pas une proportion importante de la population totale des PDRM, en dépit de leur probabilité relative plus élevée de faire partie des PDRM si elles subissent une cessation d'emploi.

Étant donné la répartition de la population, il n'est pas surprenant de constater que la plupart des PDRM habitent au Québec et en Ontario, soit 22,9 p. 100 et 38,1 p. 100, respectivement. Chez les PDRM qui ont des enfants, 42 p. 100 avaient des enfants de moins de cinq ans. Du point de vue de la scolarité, presque 70 p. 100 des PDRM ont un diplôme d'études secondaires ou un niveau de scolarité moindre (53,0 p. 100 et 17,8 p. 100). En ce qui concerne les taux horaires de rémunération, plus de 50 p. 100 des PDRM gagnaient moins de 10 \$ l'heure (16,2 p. 100 et 39,1 p. 100) et plus de 75 p. 100 gagnaient moins de 15 \$ l'heure.

TABLEAU 2

**Pourcentage de toutes les personnes ayant subi une cessation d'emploi,
par catégorie, qui sont des PDRM***

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Groupe d'âge			
15 à 24 ans	51,8	55,3	51,9
25 à 34 ans	22,0	21,7	24,8
35 à 44 ans	19,5	19,1	18,5
45 ans et plus	17,3	12,7	15,8
Sexe			
hommes	24,7	22,9	24,4
femmes	28,2	30,7	28,6
Situation de famille			
mariés	17,7	17,0	18,9
célibataires	35,8	36,1	34,9
Province			
Terre-Neuve	19,6	19,8	25,0
Î.-P.-É.	17,5	12,2	18,5
Nouvelle-Écosse	22,4	19,3	20,4
Nouveau-Brunswick	20,9	20,5	20,9
Québec	22,7	21,6	25,1
Ontario	30,4	33,9	27,3
Manitoba	25,3	25,9	29,1
Saskatchewan	28,4	27,3	29,9
Alberta	25,1	24,8	27,0
Colombie-Britannique	27,8	25,7	28,1

TABLEAU 2 (suite)			
Pourcentage de toutes les personnes ayant subi une cessation d'emploi, par catégorie, qui sont des PDRM*			
	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Enfants			
aucun enfant à la maison de < 18 ans	29,7	29,1	28,7
enfant de < 18 ans	19,3	19,9	21,8
mères mariées	21,9	23,4	24,6
mères seules	33,4	34,6	33,3
pères	13,8	13,7	16,2
mères mariées/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	31,2	30,9	26,6
mères seules/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	41,8	38,6	37,6
pères/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	14,2	7,6	13,4
Niveau de scolarité			
< études secondaires	21,5	18,3	20,7
études secondaires	29,0	28,4	28,9
aucun diplôme universitaire	23,0	22,9	24,9
diplôme universitaire	28,3	34,3	28,4
Revenu du ménage (au moment du RE)			
< 20 000 \$	33,7	35,9	36,3
20 000 \$ à 34 999 \$	21,0	20,7	23,8
35 000 \$ à 49 999 \$	22,6	16,2	20,6
> 50 000 \$	19,0	20,7	16,5
Salaire (emploi du RE)			
< 7,00 \$/h	41,9	40,3	45,7
7,00 \$ à 9,99 \$/h	39,9	41,5	39,7
10,00 \$ à 14,99 \$/h	22,1	23,8	25,2
15,00 \$ à 24,99 \$/h	15,0	10,9	12,7
25,00 \$/h	14,7	17,1	11,8
* nombre de PDRM divisé par le nombre total des personnes ayant subi une cessation d'emploi dans chaque catégorie.			

TABLEAU 3
Composition des PDRM, par catégorie*

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Groupe d'âge			
15 à 24 ans	40,1	46,2	40,3
25 à 34 ans	25,7	25,5	26,7
35 à 44 ans	18,7	16,4	17,2
45 ans et plus	15,5	11,9	15,7
Sexe			
hommes	52,1	49,9	49,3
femmes	47,9	50,1	50,7
Situation de famille			
mariés	34,9	33,0	38,0
célibataires	65,1	67,0	62,0
Province			
Terre-Neuve	1,7	1,9	2,2
Î.-P.-É.	0,5	0,4	0,5
Nouvelle-Écosse	2,9	2,7	2,5
Nouveau-Brunswick	2,8	3,2	2,8
Québec	22,9	24,3	25,9
Ontario	38,1	39,8	33,6
Manitoba	3,5	3,2	4,0
Saskatchewan	3,3	3,0	3,5
Alberta	10,0	9,0	11,4
Colombie-Britannique	14,4	12,5	13,7

TABLEAU 3 (suite)
Composition des PDRM, par catégorie*

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Enfants			
aucun enfant à la maison de < 18 ans	76,1	76,3	72,3
enfant de < 18 ans	23,9	23,7	27,7
mères mariées	10,3	10,8	12,6
mères seules	5,2	5,0	5,3
pères	8,4	7,9	9,7
mères mariées/enfant le plus jeune entre 6 à 10 ans	48,3	52,2**	45,4
mères seules/enfant le plus jeune entre 6 à 10 ans	24,1	30,3**	26,3
pères/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	27,6	17,5**	28,3
Niveau de scolarité			
< études secondaires	17,8	14,7	16,6
études secondaires	53,0	50,8	49,7
aucun diplôme universitaire	13,9	14,5	16,4
diplôme universitaire	15,3	20,0	17,3
Revenu du ménage (au moment du RE)			
< 20 000 \$	29,7	30,0	29,3
20 000 \$ à 34 999 \$	22,6	22,3	26,6
35 000 \$ à 49 999 \$	23,2	18,0	19,3
>50 000 \$	24,5	28,7	24,7
Salaire (emploi du RE)			
< 7,00 \$/h	16,2	10,9	12,0
7,00 \$ à 9,99 \$/h	39,1	46,2	43,4
10,00 \$ à 14,99 \$/h	24,6	26,8	27,7
15,00 \$ à 24,99 \$/h	15,9	11,5	13,1
25,00 \$/h	4,1	4,6	3,9
* Pourcentage de toutes les PDRM qui sont des hommes/des femmes, dans chaque groupe d'âge, etc. ** Nota : l'écart s'explique en partie par la taille limitée de l'échantillon.			

4. *Quelles ont été les répercussions de l'AE sur l'accès des PDRM aux prestations?*

Pour déterminer si le passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE) a réduit l'accès des personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (PDRM) aux prestations, nous commençons par analyser la fréquence des prestations pour l'ensemble des PDRM, puis pour diverses sous-populations du groupe. Deuxièmement, nous analysons la probabilité que les PDRM reçoivent des prestations selon des techniques à plusieurs variables.

4.1 Analyse descriptive

Il faut d'abord faire remarquer que les PDRM sont *beaucoup* moins susceptibles de toucher des prestations que les non-PDRM (le nombre de PDRM prestataires étant généralement de 50 p. 100), que ce soit en vertu de l'AC ou de l'AE. Dans l'ensemble, il y a un très léger recul du pourcentage des PDRM signalant avoir touché des prestations après l'adoption de l'AE. Ainsi, 26,9 p. 100 des PDRM ayant connu une cessation d'emploi avant juillet 1996 ont signalé avoir touché des prestations d'assurance-chômage, par rapport à 23,8 p. 100 des PDRM dont la cessation d'emploi avait eu lieu après janvier 1997 (voir le tableau 4)⁹. Le changement dans le pourcentage des PDRM qui signalent avoir touché des prestations s'explique peut-être par : i) le resserrement des critères d'admissibilité, le nombre de semaines d'emploi étant passé de 20 à 26; et ii) le passage d'une formule fondée sur les semaines à une formule fondée sur les heures. Pour distinguer les répercussions relatives de ces deux changements, nous présentons les résultats selon trois périodes de référence, soit : i) avant juillet 1996, date à laquelle les critères d'admissibilité sont passés de 20 à 26 semaines; ii) la période de transition entre juillet et décembre 1996, soit après le resserrement des critères d'admissibilité, mais pendant que les prestations étaient encore calculées selon le nombre de semaines de travail pendant la période de référence; et iii) après janvier 1997, lorsque la formule fondée sur les heures de travail est entrée en vigueur¹⁰.

En examinant séparément les effets de chacun des deux changements apportés à la politique publique, nous constatons que le resserrement des critères d'admissibilité

⁹ Il n'y a pas de différence significative dans la proportion des prestataires qui touchaient des prestations entre les deux périodes. Il serait donc intéressant d'examiner, dans le cadre d'une recherche, quelles ont été les répercussions des changements apportés au programme sur la probabilité de présenter une demande.

¹⁰ Comme on l'a vu plus tôt, même après janvier 1997, les prestataires qui avaient travaillé en 1996 se sont vus attribuer 35 heures par semaine pour chaque semaine d'emploi assurable. Ainsi, nous n'avons pas encore de données qui reflètent complètement le nouveau régime. Cependant, on trouve au tableau 4 une quatrième colonne qui n'existe pas dans les autres tableaux, et qui examine les cessations d'emploi entre juillet 1997 et décembre 1997; ces résultats minimiseraient ce « problème de transition ». Les résultats sont très semblables, ce que nous trouvons rassurant.

a eu pour conséquence de réduire substantiellement l'accès des PDRM aux prestations (26,9 p. 100 des PDRM ayant connu une cessation d'emploi ont touché des prestations avant juillet 1996, par rapport à seulement 17,8 p. 100 après cette période), mais que l'adoption d'une formule fondée sur les heures a sensiblement amélioré la situation (de 17,8 p. 100 à 23,8 p. 100). Ainsi, l'effet net des deux changements ne représente qu'une légère réduction du pourcentage global des PDRM ayant touché des prestations.

À remarquer que les travailleurs qui ne sont pas des PDRM ont également connu une légère baisse globale de l'accès aux prestations. Par exemple, le pourcentage des non-PDRM qui touchent des prestations par rapport à l'ensemble des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi et touchant des prestations est passé de 48,9 p. 100 à 45,5 p. 100 (tableau 4, rangée 1). Cependant, on n'a pas constaté de baisse équivalente entre la période d'avant juillet 1996 et la période de juillet à décembre 1996 chez les non-PDRM qui ont connu une cessation d'emploi (ces derniers n'ont pas subi non plus le resserrement significatif des critères d'admissibilité).

TABLEAU 4
PDRM et non-PDRM qui touchent des prestations ordinaires

	Cessations d'emploi avant juillet 1996	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1997
<i>Pourcentage des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi et qui touchent des prestations*</i>				
Non-PDRM	48,9	52,6	45,5	46,9
PDRM	26,9	17,8	23,8	22,8
<i>Pourcentage des travailleurs ayant présenté une demande et qui touchent des prestations**</i>				
Non-PDRM	85,8	88,2	83,8	84,3
PDRM	72,5	70,1	72,8	76,2
* nombre de prestataires d'AE divisé par le nombre total des personnes ayant subi une cessation d'emploi, PDRM et non-PDRM.				
** nombre de prestataires d'AE divisé par le nombre total des personnes ayant présenté une demande, PDRM et non-PDRM.				

Ces changements fondamentaux dans l'accès aux prestations observés pour tous les PDRM se retrouvent également dans divers groupes socio-économiques examinés séparément, à quelques exceptions près, comme nous le verrons ici. Le pourcentage des

PDRM ayant signalé avoir touché des prestations par rapport à l'ensemble des PDRM est présenté au tableau 5B pour diverses catégories; à des fins de comparaison, le tableau 5A montre les résultats pour l'ensemble des non-PDRM. La proportion des PDRM ayant touché des prestations a diminué dans chaque groupe d'âge, à l'exception du groupe le plus jeune (les 15 à 24 ans); dans ce cas en particulier, le pourcentage des PDRM les plus jeunes touchant des prestations est demeuré à peu près le même (à des niveaux très faibles : environ 15 p. 100 seulement des jeunes PDRM touchent des prestations). La réduction la plus importante au chapitre de la réception des prestations se retrouve dans les groupes de 35 à 44 ans (de 39,2 p. 100 à 32,4 p. 100). Dans tous les groupes, sauf celui des travailleurs les plus âgés, la réception des prestations a diminué par suite du resserrement des critères d'admissibilité, puis s'est rétablie quelque peu après l'adoption de la formule fondée sur les heures.

TABLEAU 5A
Pourcentage de tous les non-PDRM qui touchent des prestations, par catégorie*

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi, entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Groupe d'âge			
15 à 24 ans	30,3	34,7	25,8
25 à 34 ans	48,8	48,6	44,7
35 à 44 ans	53,1	59,8	50,5
45 ans et plus	53,6	59,1	50,4
Sexe			
hommes	46,6	54,3	43,3
femmes	51,9	49,9	48,1
Situation de famille			
mariés	51,5	55,7	49,4
célibataires	44,9	48,1	39,9
Province			
Terre-Neuve	73,8	78,6	75,6
Î.-P.-É.	81,7	85,4	76,8
Nouvelle-Écosse	62,6	68,9	63,6
Nouveau-Brunswick	69,9	74,5	71,3
Québec	60,3	59,5	55,9
Ontario	39,6	42,6	34,7

TABLEAU 5A (suite)
Pourcentage de tous les non-PDRM qui touchent des prestations, par catégorie *

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Manitoba	40,9	48,1	36,9
Saskatchewan	35,9	39,7	32,0
Alberta	35,6	33,0	28,7
Colombie-Britannique	46,5	54,8	49,9
Enfants			
aucun enfant à la maison de <18 ans	46,3	49,3	43,2
enfant de <18 ans	53,6	58,9	49,6
mères mariées	57,6	58,3	53,8
mères seules	52,6	43,3	49,8
pères	50,5	62,0	46,3
mères mariées/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	63,5	67,0	58,2
mères seules/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	48,8	18,8**	43,1
pères/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	50,6	67,0	46,4
Niveau de scolarité			
< études secondaires	58,9	64,2	55,5
études secondaires	45,7	53,8	44,3
aucun diplôme universitaire	49,5	46,8	42,7
diplôme universitaire	42,0	35,6	37,6
Revenu du ménage (au moment du RE)			
< 20 000 \$	53,9	54,6	47,2
20 000 \$ à 34 999 \$	54,5	56,4	53,6
35 000 \$ à 49 999 \$	52,6	53,7	48,1
> 50 000 \$	42,3	52,6	40,2

TABLEAU 5A (suite)			
Pourcentage de tous les non-PDRM qui touchent des prestations, par catégorie *			
	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
<i>Salaire (emploi du RE)</i>			
< \$7,00 \$/h	44,7	43,9	31,8
7,00 \$ à 9,99 \$/hr	43,6	50,1	40,3
10,00 \$ à 14,99 \$/h	54,8	57,6	50,1
15,00 \$ à 24,99 \$/h	52,4	56,8	51,8
25,00 \$/h	35,6	33,9	37,3
* chez les non-PDRM, nombre de bénéficiaires divisé par le nombre total des personnes ayant subi une cessation d'emploi dans chaque catégorie.			
** Nota : l'écart s'explique en partie par la taille limitée de l'échantillon.			

TABLEAU 5B			
Pourcentage de tous les PDRM qui touchent des prestations, par catégorie *			
	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
<i>Groupe d'âge</i>			
15 à 24 ans	15,4	7,6	15,3
25 à 34 ans	31,6	26,2	27,7
35 à 44 ans	39,2	20,7	32,4
45 ans et plus	33,8	34,9	29,6
<i>Sexe</i>			
hommes	26,3	19,2	27,1
femmes	27,6	16,3	20,6
<i>Situation de famille</i>			
mariés	37,4	27,3	30,4
célibataires	21,3	13,0	19,7

TABLEAU 5B (suite)			
Pourcentage de tous les PDRM qui touchent des prestations, par catégorie *			
	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Province			
Terre-Neuve	35,5	38,9	46,3
Î.-P.-É.	43,3	27,3	41,4
Nouvelle-Écosse	32,3	31,5	29,1
Nouveau-Brunswick	35,6	32,5	42,3
Québec	34,9	19,8	36,4
Ontario	22,6	13,3	14,8
Manitoba	19,4	14,9	18,6
Saskatchewan	24,6	13,9	15,9
Alberta	23,7	14,5	13,8
Colombie-Britannique	25,2	21,5	25,3
Enfants			
aucun enfant à la maison de <18 ans	25,0	15,6	22,7
enfant de <18 ans	33,0	24,4	26,8
mères mariées	33,9	20,5	18,9
mères seules	34,7	14,4	27,2
pères	30,8	36,1	36,2
mères mariées/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	42,1	22,1**	16,9
mères seules/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	43,1	9,0**	15,8
pères/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	24,7	31,2**	41,7
Niveau de scolarité			
< études secondaires	35,8	27,9	33,5
études secondaires	22,6	15,8	19,7
aucun diplôme universitaire	32,3	20,5	28,3
diplôme universitaire	26,9	13,1	22,5

TABLEAU 5B (suite)			
Pourcentage de tous les PDRM qui touchent des prestations, par catégorie *			
	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Revenu du ménage (au moment du RE)			
< 20 000 \$	31,2	13,1	26,8
20 000 \$ à 34 999 \$	40,0	20,7	32,1
35 000 \$ à 49 999 \$	28,6	20,8	40,4
> 50 000 \$	23,0	25,4	20,1
Salaire (emploi du RE)			
< \$7,00 \$/h	21,0	15,8	17,4
7,00 \$ à 9,99 \$/hr	21,2	18,3	18,7
10,00 \$ à 14,99 \$/h	33,6	18,5	28,2
15,00 \$ à 24,99 \$/h	33,3	22,4	36,9
25,00 \$/h	41,0	9,5**	32,4
* chez les PDRM, nombre de bénéficiaires divisé par le nombre total des personnes ayant subi une cessation d'emploi dans chaque catégorie.			
** Nota : l'écart s'explique en partie par la taille limitée de l'échantillon.			

L'analyse des résultats selon le sexe montre que même si le pourcentage des PDRM touchant des prestations a diminué chez les femmes (passant de 27,6 p. 100 à 20,6 p. 100), il a très légèrement augmenté chez les hommes (passant de 26,3 p. 100 à 27,1 p. 100). À remarquer que les PDRM de sexe féminin ont connu une réduction de l'admissibilité plus marquée que les hommes par suite du resserrement des critères (20 à 26 semaines). Si nous examinons les PDRM qui ont des enfants à la maison, il est clair que la réception des prestations a reculé considérablement chez les mères mariées, a diminué chez les mères seules et a augmenté chez les pères. Nous examinons également les mères et les pères dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans (notre cas du parent qui réintègre éventuellement la population active). Encore là, nous constatons que les taux de réception ont beaucoup diminué chez les mères, mais ont augmenté chez les pères.

Dans certaines provinces, à savoir Terre-Neuve, le Nouveau-Brunswick et le Québec, l'accès des PDRM aux prestations a augmenté. En ce qui concerne les changements dans la réception des prestations selon différents niveaux de revenu, il y a eu augmentation chez les PDRM dans les ménages dont le revenu se situe entre 35 000 \$ et 49 999 \$, tandis que pour les ménages de tous les non-PDRM, la réception des prestations a diminué dans chaque catégorie de revenu du ménage.

4.2 Analyse à plusieurs variables

Nous avons également examiné si les changements apportés dans la politique publique se sont traduits par une réduction de l'accès des PDRM aux prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi, compte tenu des caractéristiques des travailleurs et de certaines caractéristiques de l'emploi. Nous avons d'abord estimé un modèle probit de la probabilité de recevoir des prestations pour l'ensemble des travailleurs (PDRM ou non) ayant connu une cessation d'emploi. Les principales variables explicatives sont les suivantes : i) variable nominale [SEMAINES26], qui indique si la cessation d'emploi du travailleur a eu lieu entre juillet 1996 et décembre 1997 et montre les répercussions du resserrement des critères d'admissibilité de 20 à 26 semaines; ii) une variable nominale (BASEHRS), qui indique si la cessation de l'emploi a eu lieu après janvier 1997 et montre le contrecoup du passage d'une formule fondée sur les semaines à une formule fondée sur les heures¹¹; et iii) une variable nominale (PDRM), qui indique si le travailleur fait partie des PDRM ou non. En outre, les variables i) et ii) sont également mises en interaction avec iii), ce qui permet de déterminer si un nombre démesuré de PDRM ont accusé un recul au chapitre de l'accès aux prestations d'assurance-chômage pendant les deux périodes visées par l'AE, par rapport à la période visée par l'AC. Nous intégrons également une variable nominale (NOUV), qui indique si le travailleur est un nouveau venu dans la population active¹², une série de variables nominales pour la saison, l'âge, le niveau de scolarité, la situation de famille et les enfants, ainsi que le salaire horaire au moment de la cessation d'emploi, le revenu équivalent du ménage¹³, ainsi que le taux de chômage régional¹⁴.

Nous estimons une deuxième version de ce modèle selon laquelle les variables nominales du sexe et de l'âge sont mises en interaction avec la variable PDRM et la variable des changements stratégiques, puisque nous avons fait valoir que ces deux groupes peuvent avoir été particulièrement touchés par les changements. Les résultats sont présentés au tableau 6.

¹¹ Comme le resserrement des critères d'admissibilité pour les PDRM était toujours en vigueur après le 1^{er} janvier 1997 (même s'il était exprimé selon la formule $910=26 \times 35$ heures plutôt que selon la formule des 26 semaines), les variables nominales SEMAINES26 et BASEHRS égalent 1 pour toutes les observations concernant des cessations d'emploi après janvier 1997. Les observations relatives aux cohortes 5 et 6 pour les cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 ont seulement une variable nominale SEMAINES26=1.

¹² Nous avons tenté de mettre certaines variables nominales en interaction avec cette variable, mais les résultats n'ont pas été statistiquement significatifs, de sorte que nous ne les présentons pas ici.

¹³ Le revenu du ménage est rajusté en fonction des économies d'échelle que peuvent réaliser les personnes qui vivent ensemble, selon le barème d'équivalence de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE).

¹⁴ Le taux de chômage provincial varie selon la province et l'année, de sorte qu'il permet de tenir compte en partie de l'évolution de la conjoncture économique pendant notre période de référence.

TABLEAU 6
Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires,
PDRM et non-PDRM
(écarts-types entre parenthèses)

Variable	Spécification 1	Spécification 2
Paramètre d'interception	-1,062* (0,063)	-1,086* (0,063)
Variable nominale=1 si RE en octobre-décembre	0,397 (0,025)	0,395* (0,025)
Variable nominale=1 si RE en janvier-mars	0,109* (0,031)	0,112* (0,031)
Variable nominale=1 si RE en avril-juin	0,121* (0,028)	0,122* (0,028)
Variable nominale=1 si après juillet 1996 (26 semaines nécessaires pour les PDRM)	0,010 (0,032)	0,013 (0,032)
Variable nominale=1 si après janvier 1997 (formule fondée sur les heures)	-0,088* (0,030)	-0,090* (0,030)
Variable nominale=1 si femme	0,114* (0,021)	0,160* (0,023)
Variable nominale=1 si entre 15 et 24 ans	-0,416* (0,036)	-0,383* (0,040)
Variable nominale=1 si entre 25 et 34 ans	-0,109* (0,026)	-0,111* (0,026)
Variable nominale=1 si 45 ans ou plus	-0,046 (0,028)	-0,048*** (0,028)
Variable nominale=1 si célibataire	-0,043*** (0,023)	-0,047** (0,023)
Variable nominale=1 si un enfant de < 18 ans à la maison	0,005 (0,024)	0,006 (0,024)
Taux de chômage provincial	0,118* (0,004)	0,118* (0,004)
Variable nominale=1 si salaire < 7,00 \$ l'heure	-0,394* (0,044)	-0,386 (0,044)
Variable nominale=1 si salaire entre 7 \$ et 10 \$ l'heure	-0,236* (0,027)	-0,235* (0,027)
Variable nominale=1 si salaire entre 15 \$ et 25 \$ l'heure	0,031 (0,025)	0,035 (0,025)
Variable nominale=1 si salaire > 25 \$ l'heure	-0,248* (0,040)	-0,242* (0,040)
Revenu équivalent du ménage ¹	-5,34E-6* (8,38E-7)	-5,47E-6* (8,40E-7)

TABLEAU 6 (suite)
Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires,
PDRM et non-PDRM
(écarts-types entre parenthèses)

Variable	Spécification 1	Spécification 2
Variable nominale=1 si secondaire non terminé	0,168* (0,026)	0,171* (0,026)
Variable nominale=1 si aucun diplôme non universitaire	-0,030 (0,027)	-0,028 (0,027)
Variable nominale=1 si diplôme universitaire	-0,090* (0,030)	-0,092* (0,030)
Variable nominale=1 si PDRM	-0,353* (0,041)	—
Interaction variables nominales PDRM et 26 semaines nécessaires	-0,373* (0,066)	—
Interaction variables nominales PDRM et formule fondée sur les heures	0,406* (0,065)	—
Variable nominale=1 si nouveau venu	-0,100*** (0,054)	-0,100*** (0,055)
Interaction variables nominales PDRM et *femmes	—	-0,454* (0,055)
Interaction variables nominales PDRM et *hommes	—	-0,266* (0,054)
Interaction variables nominales PDRM *femmes et *26 semaines nécessaires	—	-0,262* (0,095)
Interaction variables nominales PDRM *hommes et *26 semaines nécessaires	—	-0,190** (0,096)
Interaction variables nominales PDRM *femmes et *formule fondée sur les heures	—	0,258* (0,095)
Interaction variables nominales PDRM *hommes et *formule fondée sur les heures	—	0,237** (0,095)
Interaction variables nominales PDRM *âgées de 15 à 24 ans et *26 semaines nécessaires	—	-0,585* (0,125)
Interaction variables nominales PDRM *âgées de 15 à 24 ans et formule fondée sur les heures	—	0,623* (0,140)
<p>1 Selon les barèmes d'équivalence de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE). * significatif à un seuil de confiance de 99 p. 100. ** significatif à un seuil de confiance de 95 p. 100. *** significatif à un seuil de confiance de 90 p. 100.</p>		

L'un des principaux résultats de l'analyse probit pour tous les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi est que la variable PDRM est négative et significative, ce qui démontre que la probabilité de toucher des prestations est sensiblement moindre chez les PDRM que chez les travailleurs ordinaires (tableau 6, colonne 1). À remarquer également que la variable NOUV est négative et significative, ce qui signifie que la probabilité de toucher des prestations pour un nouveau venu est encore moins élevée qu'elle ne l'est pour les autres PDRM¹⁵.

Du point de vue des effets de la politique publique, nous constatons que la variable SEMAINES26 n'est pas significative dans l'ensemble, résultat qui est raisonnable puisque les non-PDRM ne sont pas touchés par ce changement qui visait particulièrement les PDRM. Cependant, la variable BASEHRS est négative et significative, ce qui démontre que pour l'ensemble des travailleurs, l'adoption d'une formule fondée sur les heures a réduit l'admissibilité aux prestations. Le résultat de l'interaction des variables PDRM et SEMAINES26 est négatif et significatif, ce qui montre que le resserrement des critères d'admissibilité a réduit la probabilité qu'une PDRM touche des prestations. Cependant, le résultat de l'interaction des variables PDRM et BASEHRS est positif et significatif, ce qui montre que l'adoption d'une formule fondée sur les heures augmente la probabilité qu'une PDRM touche des prestations. Ainsi, les deux changements dans la politique publique ont eu sur l'ensemble des PDRM des effets opposés qui se sont annulés, ce qui vient confirmer les résultats tirés des tableaux descriptifs dont il a été question plus tôt.

La deuxième version de ce modèle (tableau 6, colonne 2) montre que les PDRM de sexe féminin sont moins susceptibles que les PDRM de sexe masculin de toucher des prestations (même si l'opposé est vrai chez les non-PDRM). À remarquer que même si les variables PDRMFEM et PDRMHOM (PDRM de sexe féminin et de sexe masculin) sont négatives, le coefficient de la variable PDRMFEM est plus important. La probabilité qu'une PDRM, homme ou femme, touche des prestations après le resserrement du critère d'admissibilité (par rapport aux critères initiaux) est réduite, puisque le résultat des interactions PDRMFEM et SEMAINES26 ainsi que PDRMHOM et SEMAINES26 est négatif et significatif, même si la réduction est plus importante chez les PDRM de sexe féminin. Enfin, chez toutes les PDRM, hommes ou femmes, l'adoption de la formule fondée sur les heures a eu un effet positif, de sorte que la probabilité de toucher des prestations revient pratiquement à son niveau d'avant juillet 1996. L'ampleur de cet effet d'atténuation est à peu près la même chez les hommes et chez les femmes. Ainsi, c'est le contrecoup plus marqué du resserrement du critère des 26 semaines chez les femmes qui fait que les PDRM de sexe féminin dans l'ensemble ont été défavorisées.

Les PDRM plus jeunes (15 à 24 ans) ont également été plus touchées que d'autres par les changements dans la politique, notamment par l'augmentation du nombre minimal de semaines requises. En fait, c'est chez les jeunes PDRM que les répercussions stratégiques sont les plus importantes.

¹⁵ Comme les nouveaux venus sur le marché du travail sont à la fois des PDRM et des NOUV, il faut additionner les deux coefficients pour calculer les répercussions totales chez un nouveau venu.

Après avoir examiné la probabilité de toucher des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi pour l'ensemble des travailleurs (PDRM et non-PDRM), nous faisons maintenant une analyse plus détaillée des déterminants de la probabilité que les PDRM touchent des prestations (tableau 7). Nous estimons un modèle probit fondé sur deux grandes variables explicatives qui permettent de saisir les répercussions des changements stratégiques, soit, encore une fois, i) une variable nominale SEMAINES26 indiquant si la cessation d'emploi a eu lieu avant ou après le resserrement des critères d'admissibilité de 20 à 26 semaines (la période de juillet à décembre 1996); et ii) une variable nominale BASEHRS indiquant si la cessation d'emploi a eu lieu au moment où la formule fondée sur les semaines a été remplacée par la formule fondée sur les heures (après janvier 1997). Comme pour les premières estimations, nous avons intégré une série de variables nominales pour la saison, l'âge et le niveau de scolarité, de même que le salaire horaire au moment de la cessation d'emploi, le revenu équivalent du ménage (au moment du RE) et le taux de chômage régional.

TABLEAU 7		
Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM		
(écarts-types entre parenthèses)		
Variable	Spécification 1	Spécification 2
Paramètre d'interception	-1,300* (0,138)	-1,417* (0,140)
Variable nominale=1 si RE en octobre-décembre	0,412* (0,055)	0,394* (0,056)
Variable nominale=1 si RE en janvier-mars	0,306* (0,067)	0,308* (0,067)
Variable nominale=1 si RE en avril-juin	0,097 (0,063)	0,090 (0,063)
Variable nominale=1 si après juillet 1996 (26 semaines nécessaires pour les PDRM)	-0,349* (0,065)	-0,034 (0,080)
Variable nominale=1 si après janvier 1997 (formule fondée sur les heures)	0,296* (0,062)	0,130*** (0,075)
Variable nominale=1 si femme	-0,021 (0,045)	-0,011 (0,047)
Variable nominale=1 si entre 15 et 24 ans	-0,250* (0,069)	0,066 (0,093)
Variable nominale=1 si entre 25 et 34 ans	0,040 (0,060)	0,036 (0,061)
Variable nominale=1 si 45 ans ou plus	-0,008 (0,071)	-0,035 (0,071)
Variable nominale=1 si célibataire	-0,223* (0,049)	-0,220* (0,050)
Variable nominale=1 si un enfant de < 18 ans à la maison	-0,153* (0,055)	-0,142** (0,057)

TABLEAU 7 (suite)
Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM
(écarts-types entre parenthèses)

Variable	Spécification 1	Spécification 2
Taux de chômage provincial	0,103* (0,010)	0,103* (0,010)
Variable nominale=1 si salaire < 7,00 \$ l'heure	-0,337* (0,080)	-0,344* (0,081)
Variable nominale=1 si salaire entre 7 \$ et 10 \$ l'heure	-0,161* (0,055)	-0,145* (0,055)
Variable nominale=1 si salaire entre 15 \$ et 25 \$ l'heure	0,061 (0,064)	0,061 (0,064)
Variable nominale=1 si salaire > 25 \$ l'heure	0,008 (0,101)	0,015 (0,101)
Revenu équivalent du ménage ¹	-2,33E-6 (1,77E-6)	-2,75E-6 (1,77E-6)
Variable nominale=1 si secondaire non terminé	0,219* (0,058)	0,246* (0,059)
Variable nominale=1 si aucun diplôme universitaire	-0,001 (0,060)	0,003 (0,061)
Variable nominale=1 si diplôme universitaire	-0,100 (0,064)	-0,110*** (0,065)
Variable nominale=1 si nouveau venu	-0,108*** (0,056)	-0,105*** (0,057)
Interaction variables nominales femmes et *enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	—	0,333** (0,140)
Interaction variables nominales femmes, *enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans et *26 semaines nécessaires	—	-0,746* (0,242)
Interaction variables nominales femmes, *enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans et *formule fondée sur les heures	—	-0,073 (0,251)
Interaction variables nominales âge 15 à 24 ans et *26 semaines nécessaires	—	-0,969* (0,144)
Interaction variables nominales âge 15 à 24 ans et *formule fondée sur les heures	—	0,607* (0,142)
¹ Selon les barèmes d'équivalence de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE). * significatif à un seuil de confiance de 99 p. 100 ** significatif à un seuil de confiance de 95 p. 100 *** significatif à un seuil de confiance de 90 p. 100		

Nous estimons une deuxième version du modèle en y intégrant d'autres variables pour tenir compte des jeunes et des parents qui réintègrent la population active. En d'autres mots, nous intégrons des variables nominales pour les travailleurs de moins de 25 ans ayant connu une cessation d'emploi et dont l'enfant le plus jeune avait entre 6 et 10 ans. Ces variables sont mises en interaction avec les variables concernant les changements stratégiques, ce qui permet de déterminer si, oui ou non, les jeunes et/ou les parents qui réintègrent la population active ont subi des conséquences différentes des changements apportés dans les politiques, par rapport à d'autres PDRM (tableau 7). Enfin, nous estimons le modèle séparément pour les hommes et pour les femmes. Les résultats sont présentés au tableau 8.

TABLEAU 8				
Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM de sexe masculin et de sexe féminin (écarts-types entre parenthèses)				
Variable	Hommes		Femmes	
Paramètre d'interception	-1,397* (0,200)	-1,444* (0,203)	-1,228* (0,188)	1,405* -(0,195)
Variable nominale=1 si RE en octobre-décembre	0,447* (0,076)	0,420* (0,077)	0,397* (0,081)	0,406* (0,083)
Variable nominale=1 si RE en janvier-mars	0,437* (0,094)	0,461* (0,095)	0,220** (0,097)	0,215** (0,097)
Variable nominale=1 si RE en avril-juin	0,212** (0,092)	0,219** (0,093)	0,028 (0,087)	0,010 (0,088)
Variable nominale=1 si après juillet 1996 (26 semaines nécessaires pour les PDRM)	-0,274* (0,091)	-0,054 (0,110)	-0,373* (0,095)	0,036 (0,117)
Variable nominale=1 si après janvier 1997 (formule fondée sur les heures)	0,284* (0,086)	0,092 (0,105)	0,300* (0,091)	0,159 (0,114)
Variable nominale=1 si entre 15 et 24 ans	-0,402* (0,100)	-0,197 (0,134)	-0,121 (0,098)	0,313** (0,133)
Variable nominale=1 si entre 25 et 34 ans	-0,075 (0,089)	-0,097 (0,090)	0,170** (0,084)	0,163*** (0,085)
Variable nominale=1 si 45 ans ou plus	-0,039 (0,104)	-0,084 (0,105)	0,003 (0,100)	-0,037 (0,101)
Variable nominale=1 si célibataire	-0,386* (0,077)	-0,400* (0,077)	-0,072 (0,068)	-0,049 (0,069)
Variable nominale=1 si un enfant de < 18 ans à la maison	-0,151*** (0,088)	-0,094 (0,092)	-0,163** (0,074)	-0,130 (0,079)
Taux de chômage provincial	0,107* (0,014)	0,109* (0,014)	0,096* (0,013)	0,097* (0,014)
Variable nominale=1 si salaire < 7,00 \$ l'heures	-0,254*** (0,135)	-0,239*** (0,135)	-0,456* (0,103)	-0,477* (0,104)

TABLEAU 8 (suite)
Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires,
PDRM de sexe masculin et de sexe féminin
(écarts-types entre parenthèses)

Variable	Hommes		Femmes	
Variable nominale=1 si salaire entre 7 \$ et 10 \$ l'heure	0,088 (0,079)	0,111 (0,079)	-0,370* (0,078)	-0,370* (0,079)
Variable nominale=1 si salaire entre 15 \$ et 25 \$ l'heure	0,075 (0,087)	0,082 (0,087)	0,055 (0,099)	0,054 (0,101)
Variable nominale=1 si salaire > 25 \$ l'heure	-0,0002 (0,132)	-0,017 (0,133)	-0,004 (0,165)	0,009 (0,165)
Revenu équivalent du ménage ¹	-1,68E-6 (2,34)	-2,E-6 (2,32E-6)	-1,01E-6 (2,765E-6)	-1,3E-6 (2,83E-6)
Variable nominale=1 si secondaire non terminé	0,233* (0,076)	0,278* (0,078)	0,175*** (0,093)	0,163*** (0,095)
Variable nominale=1 si aucun diplôme universitaire	0,026 (0,093)	0,022 (0,093)	-0,021 (0,082)	-0,009 (0,083)
Variable nominale=1 si diplôme universitaire	0,014 (0,093)	0,012 (0,093)	-0,243* (0,091)	-0,259* (0,093)
Variable nominale=1 si nouveau venu	-0,071 (0,079)	-0,050 (0,080)	-0,116 (0,081)	-0,135 (0,083)
Variable nominale=1 si enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	—	-0,824* (0,256)	—	0,404* (0,150)
Interaction variables nominales enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans et *26 semaines nécessaires	—	0,456 (0,442)	—	-0,818* (0,258)
Interaction variables nominales enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans et *formule fondée sur les heures	—	0,241 (0,419)	—	-0,113 (0,267)
Interaction variables nominales âge 15 à 24 ans et *26 semaines nécessaires	—	-0,790* (0,196)	—	-1,225* (0,223)
Interaction variables nominales âge 15 à 24 ans et *formule fondée sur les heures	—	0,588* (0,191)	—	0,637* (0,221)
¹ Selon les barèmes d'équivalence de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE). * significatif à un seuil de confiance de 99 p. 100 ** significatif à un seuil de confiance de 95 p. 100 *** significatif à un seuil de confiance de 90 p. 100				

En ce qui concerne les répercussions des changements stratégiques sur l'accès des PDRM aux prestations d'assurance-chômage, nous constatons que le resserrement des critères d'admissibilité de 20 à 26 semaines a eu pour effet de diminuer la probabilité qu'une PDRM touche des prestations, compte tenu des autres caractéristiques du travailleur. Les résultats montrent que la variable SEMAINES26 est négative et statistiquement significative (tableau 7, colonne 1). Cependant, l'adoption d'une formule fondée sur les heures plutôt que sur les semaines de travail correspond à une augmentation de l'accès aux prestations, comme en témoigne la variable BASEHRS, qui est positive et statistiquement significative (tableau 7, colonne 1). Ces deux résultats pour l'ensemble de la population des PDRM valent également pour les femmes et pour les hommes séparément. À remarquer que lorsque le modèle est estimé pour les travailleurs et pour les travailleuses séparément, les variables SEMAINES26 et BASEHRS sont négatives et positives, respectivement, et elles sont statistiquement significatives dans les équations des travailleurs et des travailleuses (tableau 8, colonnes 1 et 3).

Outre les changements apportés dans la politique publique, nous examinons également certains autres déterminants de la probabilité de toucher des prestations. Chez les PDRM, on constate que la probabilité de toucher des prestations d'assurance-chômage est moindre chez les 15 à 24 ans (par rapport aux 35 à 44 ans), chez les célibataires (par rapport aux travailleurs mariés), chez les travailleurs qui ont des enfants de moins de 18 ans (par rapport à ceux qui n'en ont pas), chez les travailleurs dont le salaire horaire est inférieur à 10,00 \$ (par rapport à ceux dont le salaire se situe entre 10,00 \$ et 14,99 \$), et chez les travailleurs qui ont un diplôme universitaire (par rapport à ceux qui ont un diplôme d'études secondaires). En effet, les coefficients de chacune de ces variables nominales (ÂGE15-24, CÉLIB, ENF<18, RÉM<7, RÉM710 et UNIV) sont négatifs et statistiquement significatifs. À remarquer que ces résultats pour les jeunes travailleurs, les célibataires, les travailleurs qui ont des enfants de moins de 18 ans, le salaire horaire et le niveau de scolarité confirment les résultats de l'analyse descriptive sur la fréquence, présentés au tableau 5B. En ce qui concerne le niveau de scolarité, les travailleurs dont le niveau de scolarité est inférieur à celui du diplôme d'études secondaires ont une probabilité plus élevée de toucher des prestations d'assurance-chômage, car la variable <SECOND est positive et statistiquement significative. Enfin, le fait d'être un nouveau venu dans la population active (par rapport à un travailleur qui réintègre la population active) est associé à une diminution de l'accès aux prestations; en effet, le coefficient de la variable NOUV est négatif et statistiquement significatif.

Mais les effets sont-ils différents dans les groupes qui nous intéressent particulièrement (c'est-à-dire les jeunes et les mères qui réintègrent la population active)? Les résultats du tableau 7 (colonne 2) montrent que les deux groupes ont été particulièrement défavorisés par l'augmentation du nombre minimal de semaines que doivent avoir accumulé les PDRM pour être admissibles aux prestations; pour ce qui est des mères qui réintègrent la population active, ces répercussions n'ont pas été atténuées du tout par l'adoption de la formule fondée sur les heures et les jeunes, elles ont été atténuées en partie seulement. On peut présumer que l'incidence des changements stratégiques s'est manifestée surtout chez ces deux groupes, puisque si nous tenons compte des effets différentiels qu'ils ont subis, la variable SEMAINES26 n'est plus statistiquement significative pour l'ensemble des PDRM.

La dernière série de régressions donne des estimations séparées pour les PDRM de sexe masculin et de sexe féminin (tableau 8). On constate certaines différences dans les résultats de l'ensemble des PDRM, et des hommes et des femmes séparément, lorsqu'on tient compte de divers déterminants de la probabilité de toucher des prestations. Par exemple, chez les hommes, la présence d'enfants de moins de 18 ans n'est pas associée à une réduction de la probabilité d'avoir accès aux prestations (par rapport aux hommes qui n'ont pas d'enfants); à remarquer que la variable ENF<18 n'est pas significative. Cependant, chez les PDRM de sexe masculin, la présence d'enfants âgés de 6 à 10 ans est associée à une réduction de la probabilité d'avoir accès aux prestations, puisque la variable ENF610 est négative et significative. Chez les femmes, la présence d'enfants de moins de 18 ans est associée à une réduction de la probabilité de toucher des prestations, tout comme la présence d'enfants âgés de 6 à 10 ans; à remarquer que les variables ENF<18 et ENF610 sont négatives et significatives (tableau 8).

En ce qui a trait aux répercussions de la politique publique, les femmes qui ont des enfants âgés de 6 à 10 ans affichent une réduction importante de l'accès aux prestations par suite de l'augmentation du nombre minimal de semaines requises, sans augmentation équivalente de l'accès attribuable à l'adoption de la formule fondée sur les heures. Cette réduction importante de l'accès aux prestations ne se retrouve pas chez les hommes qui ont des enfants âgés de 6 à 10 ans.

5. Les expériences des PDRM en matière d'AC/d'AE

Cette section renferme certaines données relatives aux expériences qu'ont connues les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (PDRM) en matière d'assurance-chômage (AC) ou d'assurance-emploi (AE), par rapport aux bénéficiaires de prestations ordinaires. D'abord, chez les travailleurs qui ont touché des prestations par suite d'une demande présentée dans les cinq semaines suivant la cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon, comment la durée des prestations se compare-t-elle pour les PDRM par rapport aux non-PDRM (compte tenu que les PDRM sont beaucoup moins susceptibles d'avoir droit à des prestations)? Chez les PDRM qui ont droit aux prestations (et il faut se souvenir que pour être admissibles aux prestations, les PDRM doivent répondre à des critères d'admissibilité plus stricts que les autres prestataires), la durée moyenne des prestations est d'environ trois semaines de moins que chez les non-PDRM (32,5 semaines par rapport à 35,6 semaines pendant la période postérieure à janvier 1997 — voir le tableau 9). La répartition montre clairement que chez les PDRM, la durée des prestations est plus susceptible d'être de 14 à 25 semaines ou de 26 à 35 semaines et moins susceptible d'être de 36 à 45 semaines que chez les non-PDRM. Il convient de remarquer également que la durée des prestations est nécessairement inférieure à 45 semaines pendant la période de l'AE, tant pour les PDRM que pour les autres travailleurs, puisque la durée maximale des prestations a été réduite.

TABLEAU 9			
Moyenne et répartition des périodes de prestations en semaines pour les prestataires qui étaient admissibles à des prestations			
	Cessations d'emploi avant juillet 1996	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997
<i>Non-PDRM</i>			
Moyenne	35,7	34,3	35,6
pourcentage de 14 à 25 semaines	14,8	17,2	13,4
pourcentage de 26 à 35 semaines	33,5	36,4	31,4
pourcentage de 26 à 35 semaines	37,8	46,5	55,2
pourcentage > 45 semaines	13,9	0,0	0,0
<i>PDRM</i>			
Moyenne	32,6	33,3	32,5
pourcentage de 14 à 25 semaines	26,1	20,3	19,3
pourcentage de 26 à 35 semaines	37,1	42,9	46,0
pourcentage de 36 à 45 semaines	28,3	36,8	34,7
pourcentage > 45 semaines	8,5	0,0	0,0

Le tableau 10 compare les raisons pour lesquelles les prestations se terminent chez les PDRM par rapport aux non-PDRM¹⁶. Les PDRM sont plus susceptibles d'avoir épuisé leurs prestations que les non-PDRM (38,1 p. 100 par rapport à 31,4 p. 100 dans la période postérieure à 1997). Les non-PDRM sont plus susceptibles de voir leurs prestations cesser à 52 semaines (c'est-à-dire que la période de prestations prend fin avant que les prestations soient épuisées). La probabilité qu'une période de prestations cesse avant que les prestations soient épuisées (probablement en raison du fait que les prestataires ont trouvé un nouvel emploi, dans la plupart des cas) est à peu près la même dans les deux groupes (après janvier 1997).

TABLEAU 10
Code de cessation des prestations^{1*}

	Cessations d'emploi avant juillet 1996	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997
Non-PDRM			
expiration (le prestataire cesse de demander des prestations avant qu'elles ne soient épuisées)	50,6	51,3	47,4
épuisement (le prestataire a utilisé toutes ses semaines de prestation)	28,1	30,0	31,4
cessation à 52 semaines (la période de prestation prend fin avant l'épuisement des prestations)	21,3	18,7	21,3
PDRM			
expiration (le prestataire cesse de demander des prestations avant qu'elles ne soient épuisées)	44,0	57,1	47,3
épuisement (le prestataire a utilisé toutes ses semaines de prestation)	40,8	29,0	38,1
période de prestation prend fin avant l'épuisement des prestations)	15,1	14,0	14,6
<p>¹ À l'exclusion des demandes de prestations qui ne sont pas terminées et des demandes auxquelles la Commission a mis fin pour d'autres raisons. * nombre dans chaque catégorie divisé par le nombre total des demandes de prestations qui ont pris fin.</p>			

¹⁶ De toute évidence, il s'agit uniquement des périodes de prestations qui ne sont plus en cours, et nous n'avons pas tenté de déterminer s'il y avait une différence à ce chapitre entre les PDRM et les non-PDRM.

Enfin, le tableau 11 montre que chez les PDRM qui ont touché des prestations d'AC ou d'AE, le montant des prestations hebdomadaires moyennes était moins élevé que chez les non-PDRM, ce qui n'est pas surprenant si l'on se souvient que le salaire des PDRM est moins élevé. Après janvier 1997, les prestations moyennes des PDRM représentent 82,2 p. 100 du montant des prestations hebdomadaires moyennes des non-PDRM (236 \$ par semaine par rapport à 287 \$). Chez les jeunes PDRM, les prestations hebdomadaires moyennes étaient encore moins élevées, soit 176 \$.

TABLEAU 11			
Moyenne hebdomadaire des prestations ordinaires d'AC/d'AE			
(écarts-types entre parenthèses)			
	Cessations d'emploi avant juillet 1996	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997
Non-PDRM	283 (1,748)	282 (1,875)	287 (1,583)
PDRM	225 (3,669)	218 (5,739)	236 (3,669)
PDRM de 15 à 24 ans	187 (6,19)	155 (6,81)	176 (4,68)

6. Conclusions

Notre principale réalisation, dans le cadre de ce projet de recherche, a été d'identifier les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (PDRM) et qui connaissent une cessation/une interruption d'emploi. Les PDRM doivent répondre à des critères d'admissibilité plus stricts pour avoir droit aux prestations d'AC ou d'AE, de sorte qu'il n'est pas avantageux pour un travailleur de faire partie de ce groupe. Il est également important d'en savoir plus au sujet des PDRM si nous voulons comprendre les tendances dans les taux de réception de l'AC/l'AE, car si le nombre des PDRM augmente, les taux de réception diminueront (puisque'il est plus difficile pour les PDRM d'établir leur admissibilité que pour d'autres travailleurs en chômage).

À partir d'une combinaison de données tirées de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) et de données administratives de l'AC/l'AE, nous constatons que les PDRM constituent environ le quart de toutes les personnes qui ont subi une cessation d'emploi — une proportion assez significative et donc un groupe important qu'il faut comprendre. Qui est le plus susceptible de faire partie des PDRM? Les jeunes travailleurs (moins de 25 ans) affichent la plus forte probabilité de faire partie des PDRM; viennent ensuite les personnes dont le salaire horaire est très faible et/ou le revenu familial peu élevé (on peut supposer qu'il s'agit souvent des mêmes personnes). De plus, certaines mères dont le plus jeune enfant a entre 6 et 10 ans, qui sont susceptibles de réintégrer la population active après s'en être retirées pendant un certain temps pour élever des enfants d'âge préscolaire, présentent des probabilités relativement élevées de faire partie des PDRM si elles connaissent une cessation d'emploi. Cependant, si nous examinons le groupe des travailleurs qui *sont* effectivement des PDRM, les trois quarts n'ont pas d'enfants, 65 p. 100 sont célibataires et 40 p. 100 ont moins de 25 ans.

Les PDRM sont très peu susceptibles de toucher des prestations, que ce soit en vertu de l'AC ou de l'AE. Les taux de réception chez les PDRM qui connaissent une cessation d'emploi représentent environ la moitié de ceux des autres prestataires. Seulement 15 p. 100 des jeunes PDRM qui connaissent une cessation d'emploi signalent avoir touché des prestations. Parmi les PDRM qui touchent des prestations, la durée des périodes est inférieure d'environ trois semaines à celle des non-PDRM et les taux hebdomadaires de prestations ne représentent qu'environ 80 p. 100 des taux des non-PDRM.

En plus de brosser le portrait des PDRM ayant connu une cessation d'emploi, cette recherche a tenté d'évaluer les répercussions du passage de l'AC à l'AE sur l'accès des PDRM aux prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi. Deux aspects des changements apportés au programme sont particulièrement importants pour l'accès des PDRM aux prestations : 1) le 1^{er} juillet 1996, les critères d'admissibilité ont été resserrés pour les PDRM, passant de 20 à 26 semaines; 2) l'adoption d'une formule fondée sur les heures de travail plutôt que sur les semaines a modifié l'admissibilité (cependant, compte tenu des données actuellement disponibles, nous ne pouvons que faire une évaluation partielle des répercussions de ce deuxième changement).

Les statistiques descriptives tout comme les résultats de l'analyse à plusieurs variables nous amènent à conclure que l'augmentation du nombre minimal de semaines de travail que les PDRM doivent accumuler pour être admissibles aux prestations a réduit sensiblement leur accès aux prestations, particulièrement dans le cas des jeunes PDRM et des mères qui réintègrent le marché du travail. Par contre, pour la plupart des PDRM, l'adoption d'une formule fondée sur les heures de travail a atténué ce résultat, de sorte que pour de nombreuses PDRM, la réduction nette dans l'accès aux prestations par suite de l'adoption de l'AE est très limitée.

L'un des objectifs officiels du resserrement des critères d'admissibilité dans le cas des PDRM était de restreindre l'accès des travailleurs plus jeunes au programme, afin de les encourager à fournir un effort de travail raisonnable et ainsi réduire la probabilité qu'ils prennent l'habitude de compter sur le régime. Dans l'ensemble, les changements apportés au programme ont eu pour effet de réduire l'accès aux prestations de ce groupe (comme en témoigne particulièrement l'analyse à plusieurs variables). Cependant, il est important de replacer dans sa juste perspective la *nécessité* de réduire l'accès aux prestations. Notre recherche a montré que les jeunes PDRM sont en réalité *très peu nombreux* à toucher des prestations d'AC ou d'AE (seulement 15 p. 100). Comme le taux de chômage dans ce groupe était de 16,7 p. 100 en 1997¹⁷, il faut prendre en considération les difficultés que ce resserrement des critères d'admissibilité peut occasionner.

¹⁷ Cansim, D980405.

Notes biographiques

Professeure au Département d'économique de l'Université Dalhousie, Shelley Phipps est titulaire d'un doctorat en économie de l'Université de la Colombie-Britannique qu'elle a décroché en 1987. Sa thèse avait porté sur l'évaluation de la réforme de l'assurance-chômage. Depuis, elle a publié divers ouvrages sur l'AC/l'AE, notamment plusieurs études pour le compte de DRHC : (« L'accès potentiel aux prestations de maternité et parentales au Canada », « Comparaison des prestations de maternité et des prestations parentales à l'échelle internationale », « The Role of UI in the Income Security Framework » (avec L. Osberg), ainsi que « The Income Distributional and Redistributive Consequences of Unemployment Insurance » (avec L. Osberg). Ses recherches actuelles portent sur le bien-être économique des enfants, la comparaison des politiques sociales de divers pays, la pauvreté et l'inégalité et les processus décisionnels au sein des familles.

Fiona MacPhail, qui a obtenu un doctorat en économie de l'Université Dalhousie en 1996, est membre de la Faculté d'économique de l'University of Northern British Columbia, où elle donne des cours sur l'économie du travail, la pauvreté, l'inégalité et le développement, ainsi que la macro-économique intermédiaire. Parmi ses publications récentes, on retrouve des articles sur l'inégalité des salaires dans les revues *Cambridge Journal of Economics*, *Applied Economics*, et *International Review of Applied Economics*.

Martha MacDonald, qui détient un doctorat du Boston College, est professeure d'économie à l'Université Saint Mary's. Ses recherches ont porté récemment sur la restructuration du marché du travail et la réforme de la sécurité sociale. En collaboration avec GTA/ARC, elle a participé à l'évaluation de la Stratégie du poisson de fond de l'Atlantique de DRHC, dans le cadre de laquelle elle a mené une étude spéciale sur les questions touchant les ménages et les sexes. Elle a récemment publié un article intitulé « Gender and Social Security Reform: Pitfalls and Possibilities » dans *Feminist Economics*, vol. 4:1, 1998.

Bibliographie

SATIN, A. et Shastry, W. *Survey Sampling: A Non-Mathematical Guide Second Edition*, *Statistics Canada*, Cat. No.12-602E, 1993.

PHIPPS, Shelley et Peter BURTON. « Collective Models of Family Behavior: Implications for Economic Policy », *Canadian Public Policy*, 22:2, 129-143, 1996.

LUNDBERG, Shelly, Robert POLLAK et Terry WALES. « Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the UK Child Benefit », *Journal of Human Resources*, 32(3), (été 1997) 463-80.

