

*Les répercussions de l'AE sur
les personnes qui travaillent moins
de 15 heures par semaine*

Rapport final

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

*Rédigé par :
Arthur Sweetman
Université de Victoria*

novembre 2000

SP-AH137-11-00F

Remerciements

Merci à Tom Crossley, Jane Friesen, David Green, Alice Nakamura, Anne Routhier, Tom Siedule, Lars Vilhuber et Ging Wong pour leur analyse de l'AE, ainsi qu'à Gordon Dicks, pour son aide en matière de recherche.

Table des matières

Condensé.....	i
1. Introduction et contexte	1
2. Analyse reposant sur les données de l'EPA	7
2.1 EPA — Introduction	7
2.2 EPA — La reconfiguration de l'EPA et une réduction de l'attraction des nombres ronds pour les heures?	9
2.3 EPA — Cumul des emplois	10
2.4 EPA — Heures de travail	11
2.5 EPA — Nouveaux emplois	14
3. Analyse reposant sur les données de l'ECPIE	19
3.1 ECPIE — Introduction	19
3.2 ECPIE — La question épineuse des heures	20
3.3 ECPIE — Changements au chapitre de l'admissibilité	21
3.4 ECPIE — Changements dans la durée des prestations	24
4. Analyse	29
Notes biographiques	31
Bibliographie	33

Liste des tableaux

Tableau 1	Changements attribuables à l'attraction des nombres ronds selon des multiples de cinq (% des répondants qui signalent avoir travaillé pendant des multiples de cinq heures par semaine).....	33
Tableau 2	Pourcentage des travailleurs qui cumulent des emplois	34
Tableau 3	Pourcentage des travailleurs qui font moins de 15 heures, groupes présentant des risques élevés	35
Tableau 4	Pourcentage des travailleurs qui font moins de 15 heures, selon la province.....	36
Tableau 5	Distribution des heures des travailleurs qui font < 15 heures/semaine Échantillon fractionné au seuil minimum d'admissibilité à l'AE	37
Tableau 6	Distribution des heures des travailleurs qui font < 15 heures/semaine Échantillon fractionné au seuil minimum d'admissibilité à l'AE — par région.....	38
Tableau 7	Distribution des heures, 15 à 30 heures et plus de 30 heures, selon le niveau de risque	39
Tableau 8	Distribution des heures, 15 à 30 heures et plus de 30 heures, selon la province.....	40
Tableau 9	Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent moins de 15 heures par semaine	41
Tableau 10	Nouveaux emplois (<1 mois), tous les horaires	42
Tableau 11	Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent entre 15 et 30 heures par semaine	43
Tableau 12	Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent plus de 30 heures par semaine	44
Tableau 13	Pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) par rapport à tous les nouveaux emplois selon la catégorie d'horaire.....	45
Tableau 14	Nouveaux emplois qui ont pris fin; attention portée aux travailleurs actifs	46

Tableau 15	Comparaisons des heures selon l'ECPIE et le RE, cohortes 7, 8 et 9	48
Tableau 16	Comparaisons des heures selon l'ECPIE et le RE, emplois assujettis entièrement au régime de l'AE, cohortes 7, 8 et 9	49
Tableau 17	Comparaison de l'admissibilité selon l'ECPIE et le RE, règles de l'AC et régime de l'AE, cohortes 7, 8 et 9	50
Tableau 18	Transitions au chapitre de l'admissibilité par province, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	51
Tableau 19	Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le sexe, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	52
Tableau 20	Transitions au chapitre de l'admissibilité selon l'âge, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	53
Tableau 21	Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le niveau de scolarité, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	54
Tableau 22	Transitions au chapitre de l'admissibilité selon la situation de famille, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	55
Tableau 23	Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le genre de ménage, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	56
Tableau 24	Transitions au chapitre de l'admissibilité selon l'origine ethnique, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	57
Tableau 25	Transitions au chapitre de l'admissibilité (coefficients et erreurs-types), cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	58
Tableau 26	Sommaire des changements dans la durée des prestations, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	60
Tableau 27	Sommaire des changements dans la durée des prestations, une fois exclu l'effet de la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	61
Tableau 28	Régressions des changements dans la durée des prestations (coefficients et erreurs-types), cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE.....	62

Liste des figures

Figure 1	Taux de chômage au Canada (1976-1998).....	4
Figure 2	Changements réels dans la durée des prestations.....	25
Figure 3	Changements dans la durée des prestations (une fois exclu l'effet de la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines).....	27

Condensé

La présente étude a pour objet d'examiner les changements qui ont pu se produire dans la distribution des horaires de travail au sein de l'économie à la suite du passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE). Elle quantifie également les modifications qui ont été apportées aux critères d'admissibilité aux prestations et à la durée des prestations dans la foulée du même changement stratégique. Les principaux aspects de la législation qui sont visés par l'étude sont le passage à un système qui, en premier lieu, utilise les heures comme unité de calcul et, en deuxième lieu, améliore la protection pour les emplois comptant peu d'heures de travail. Ce deuxième aspect, celui de l'assujettissement des emplois à horaires limités, comporte implicitement la possibilité que les travailleurs combinent plusieurs emplois pour être admissibles aux prestations d'AE selon des modalités qui n'étaient pas possibles en vertu de l'AC.

Compte tenu de ce changement, à partir du 5 janvier 1997, tous les travailleurs rémunérés étaient dorénavant couverts par l'AE. Par comparaison, en vertu de l'ancien régime de l'AC, seuls les emplois comptant plus de 15 heures par semaine, ou dont les salaires étaient supérieurs à un seuil prédéterminé (le seuil a varié avec le temps, mais il se situait autour de 150 \$ à 163 \$ au moment du changement) étaient couverts. L'AC avait ainsi créé une distorsion au sein du marché du travail, d'abord parce qu'il fallait que les travailleurs réussissent à être assurés, et ensuite parce que le prix de la main-d'œuvre augmentait en fonction de la hausse des cotisations à partir du moment où le nombre d'heures par semaine dépassait le seuil prévu. L'AE a permis d'éliminer cette distorsion.

La présente étude s'inspire de l'Enquête sur la population active (EPA) ainsi que de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) de 1996 appariées aux fichiers administratifs de DRHC pour explorer les changements que la législation a entraînés dans le marché du travail. Les deux enquêtes ont des bases de sondage assez différentes et elles mesurent des aspects très différents du marché du travail. L'EPA est une enquête transversale, c'est-à-dire statique, qui permet d'analyser le comportement et la composition de la population active; cependant, elle n'est pas très efficace lorsqu'il s'agit de mesurer la « fluctuation » des cessations d'emploi. Mais c'est exactement ce que fait l'ECPIE, qui représente une excellente source d'information sur les changements au chapitre de l'emploi et de la situation d'activité.

Certains avertissements s'imposent au sujet de l'interprétation des observations présentées ici. Premièrement, la législation n'est pas en vigueur depuis très longtemps, et certains aspects en ont été mis en œuvre graduellement. Notre étude ne mesure donc que les répercussions à court terme du changement dans la politique publique. Deuxièmement, un même aspect de la législation a pu provoquer des réactions opposées de la part de différents partenaires « travailleur-entreprise »; dans certains cas, les heures ont été rajustées à la hausse, dans d'autres cas, à la baisse, mais nous n'observons qu'un effet macroéconomique net. Dans la mesure où cet effet net est le résultat de mouvements sous-jacents qui s'exercent dans des directions opposées, il se peut que nous ne puissions pas observer les répercussions

que subissent les travailleurs à titre individuel. Troisièmement, la conjoncture économique s'est nettement améliorée entre les deux périodes, ce qui peut influencer légèrement certains des résultats. Enfin, le projet de loi lui-même est un texte législatif très complexe qui a réformé de nombreux aspects du régime de l'AC/l'AE. Un aspect particulier de la réforme peut provoquer une réaction dans un sens, et un autre aspect la réaction opposée. Encore là, étant donné la nature des données dont nous disposons, seul l'effet net sera observable.

Sommaire des conclusions tirées des données de l'EPA

Cumul des emplois

Il n'y a pas de changement observé dans le cumul des emplois chez les hommes. Il n'y a pas de changement observable chez les femmes en général, mais les femmes dans les industries comptant un taux élevé d'emplois à temps partiel ont pu afficher une légère augmentation au chapitre du cumul des emplois.

La distribution des heures pour l'ensemble des emplois

Chez les hommes à l'extérieur de la région de l'Atlantique, il semble y avoir eu une légère diminution des emplois de moins de 15 heures par semaine, ce qui coïncide avec la transition de l'AC à l'AE. Il y a également une augmentation simultanée du pourcentage des emplois comptant plus de 30 heures. Aucun changement n'est observé chez les femmes.

La distribution des heures pour les nouveaux emplois

Les nouveaux emplois (remontant à moins d'un mois) peuvent donner aux entreprises et aux travailleurs une marge de manœuvre qui leur permet de réagir rapidement à la législation. Chez les hommes comme chez les femmes, il y a eu diminution du pourcentage des nouveaux emplois comptant moins de 15 heures par semaine, ce au moment du passage de l'AC à l'AE, et augmentation du pourcentage des emplois de plus de 30 heures par semaine. Il y a donc des raisons de penser qu'au fil du temps, la distribution des horaires hebdomadaires de travail comportera moins d'emplois comptant peu d'heures à la suite de ce changement stratégique; cependant, ces indications sont limitées, puisque le changement stratégique est encore assez récent.

Sommaire des conclusions tirées des données de l'ECPIE

Admissibilité

- 1) Environ 5,1 p. 100 de toutes les personnes ayant connu une cessation d'emploi qui étaient inadmissibles aux prestations d'AC sont devenues admissibles à l'AE, tandis que 2,8 p. 100 de toutes les personnes ayant subi une cessation d'emploi sont devenues inadmissibles.

- 2) Les femmes et les jeunes (<25 ans) sont de 2 à 3 p. 100 plus susceptibles que les hommes ou que les membres d'autres groupes d'âge de se retrouver *à la fois* dans les groupes qui ont connu une augmentation et dans ceux qui ont connu une diminution au chapitre de l'admissibilité.
- 3) On a également constaté des différences selon les provinces : les travailleurs des provinces de l'Atlantique étaient de 2 à 8 p. 100 plus susceptibles de devenir admissibles que l'ensemble des travailleurs qui le sont devenus, et de 1 à 2 p. 100 moins susceptibles de devenir inadmissibles que l'ensemble des travailleurs qui le sont devenus. Par ailleurs, dans les territoires, les chômeurs étaient environ 4 p. 100 moins susceptibles de devenir admissibles par rapport aux travailleurs qui le sont devenus à la suite de l'adoption de la nouvelle loi.

Durée des prestations

- 1) Les changements dans la durée des prestations sont résumés pour divers genres d'emploi. Certains travailleurs ont connu d'importantes diminutions à ce chapitre, et d'autres, d'importantes augmentations, par suite de l'adoption de la nouvelle politique publique. En moyenne cependant, il n'y a eu qu'une faible réduction de la durée de prestations, soit d'environ 0,3 semaine.
- 2) Ces changements sont attribuables à deux aspects distincts de la réforme de l'AE, à savoir l'adoption d'un critère reposant sur les heures de travail et la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines. On a donc procédé à une analyse hypothétique pour isoler l'effet du changement dans les heures. Si on exclut l'incidence de la réduction du maximum de la période de prestations, la période moyenne augmente, plutôt que de diminuer, généralement de 0,4 semaine environ après l'adoption d'un régime fondé sur les heures dans le cadre duquel la première heure de travail est assurée.
- 3) Après le passage de l'AC à l'AE, la réduction de la durée des prestations a été d'environ 2,2 semaines de plus chez les femmes que chez les hommes. En outre, les travailleurs qui ont fait des études postsecondaires voient en moyenne leurs prestations réduites d'environ une semaine et demie de plus que les travailleurs dont le niveau de scolarité le plus élevé est le secondaire, et d'environ 2 semaines de plus que les travailleurs qui n'ont pas de diplôme d'études secondaires. Les travailleurs plus âgés (>55 ans) affichent également, en moyenne, une réduction de 1,7 semaine supérieure aux autres. Les répercussions semblent assez semblables d'une province à l'autre, sauf en ce qui concerne une faible augmentation de la durée moyenne relative des prestations à l'Î.-P.-É., et une faible réduction dans les territoires. Ces légers changements moyens selon des groupes démographiques identifiables laissent penser que les changements très vastes observés chez un pourcentage limité de chômeurs sont répartis relativement également dans ces groupes.

En général, il semble y avoir eu de nombreux changements de faible envergure dans la distribution des heures et dans la nature des nouveaux emplois (occupés depuis peu de temps) qui coïncident avec l'entrée en vigueur de l'AE. Même s'il est probable que le passage de l'AC à l'AE explique un grand nombre de ces changements, il n'est peut-être pas juste de les interpréter tous comme s'ils résultaient exclusivement de la transition de l'AC à l'AE, puisque l'évolution de la conjoncture économique entre les deux régimes n'est pas prise en considération.

Les résultats relatifs à l'admissibilité et à la durée des prestations mentionnés ci-dessus sont plus nets. La transition entre l'AC et l'AE a eu des répercussions très diverses qui ont imposé des coûts (importants ou faibles) à certains travailleurs, et qui ont profité à d'autres. Dans l'ensemble, les travailleurs qui sont devenus admissibles étaient plus nombreux que ceux qui sont devenus inadmissibles, et l'aspect du régime qui concerne les heures de travail a donné lieu à une légère augmentation de la durée des prestations.

Enfin, il convient de replacer dans une juste perspective les effets mesurés des changements dans la politique publique. Sur l'ensemble de la population active, chaque changement est limité. Mais pour les sous-groupes ayant été touchés, particulièrement les travailleurs dont les horaires de travail se rapprochent de l'ancien seuil de 15 heures de l'AC, les changements peuvent être assez importants.

1. Introduction et contexte

La transformation du régime d'assurance-chômage (AC) en régime d'assurance-emploi (AE) représente un changement structurel profond apporté à l'un des programmes sociaux les plus vastes et les mieux connus au Canada. La réforme comporte de nombreux éléments interreliés, mais l'objet du présent rapport, qui constitue également l'un des changements les plus frappants, est le passage d'un régime fondé sur les semaines de travail à un régime fondé sur les heures, parallèlement à une augmentation de la couverture du régime. Compte tenu de ce changement, à partir du 5 janvier 1997, tous les travailleurs rémunérés étaient dorénavant couverts par l'AE. Par comparaison, en vertu de l'ancien régime de l'AC, seuls étaient assujettis les emplois comptant plus de 15 heures par semaine, ou dont les salaires étaient supérieurs à un seuil prédéterminé (le seuil a varié avec le temps, mais il était d'environ 150 \$ à 163 \$ au moment du changement). L'AC avait ainsi créé une distorsion au sein du marché du travail, d'abord parce qu'il fallait que les travailleurs réussissent à être assurés, et ensuite parce que le prix de la main-d'œuvre augmentait en fonction de l'augmentation des cotisations à partir du moment où le nombre d'heures par semaine dépassait le seuil prévu. L'AE a permis d'éliminer cette distorsion. On pourrait s'attendre à ce que l'élargissement de la couverture modifie les résultats observés dans le marché du travail, particulièrement en ce qui concerne la distribution des heures de travail, à mesure que les travailleurs et les entreprises s'adaptent aux changements. De plus, elle influence nettement l'admissibilité aux prestations de nombreux travailleurs et la durée de leurs périodes de prestations. Cela s'explique par deux facteurs : l'assurabilité de ces emplois, mais également la façon dont ils sont combinés les uns aux autres et aux emplois assujettis à l'AC. On trouvera dans Nakamura et Diewert (1997) ainsi que dans les ouvrages qui y sont cités une analyse des antécédents et de la raison d'être des récentes réformes.

Par suite de changements apportés au régime d'AC à d'autres époques, il avait été amplement démontré que les travailleurs et les entreprises adaptent leur comportement aux changements jusqu'à un certain point. Par exemple, Green et Riddell (1997) ainsi que Kuhn et Sweetman (1998a) ont constaté que la durée de nombreux emplois qui se trouvent au seuil de l'admissibilité se rajustent lorsque les critères d'admissibilité à l'AC changent. De plus, Green et Sargent (1998) ont constaté que certains emplois saisonniers semblent taillés sur mesure en fonction des paramètres du régime, et Kuhn et Sweetman (1998b) font observer que lorsque les travailleurs qui démissionnaient sans raison valable ont été exclus du bénéfice des prestations, le taux des démissions a baissé. Cependant, ces mêmes études n'ont observé aucune réaction comportementale envers d'autres changements apportés aux paramètres de l'AC, mais une grande hétérogénéité dans les réactions de divers sous-groupes de la population. Par exemple, même après avoir constaté les réactions aux changements dans les critères d'admissibilité mentionnés ci-dessus, Kuhn et Sweetman (1998a) n'ont observé aucun changement dans la durée des emplois à la suite d'importantes réductions dans les périodes de prestations pour les emplois comptant des semaines de travail supérieures au seuil d'admissibilité. De plus, même si Kuhn et Sweetman (1998b) ont observé une réaction dans le taux des démissions lorsque les personnes qui quittaient leur emploi volontairement ont été exclues du bénéfice des prestations, cette réaction ne s'est manifestée que chez les femmes et chez les jeunes hommes; aucun changement de

comportement n'a été observé chez les hommes d'âge intermédiaire. La conclusion qu'on peut tirer de telles études est qu'il n'est pas toujours possible de prédire comment le marché du travail réagira à un changement dans une politique publique et que nous devons tenter de quantifier ces réactions de façon empirique. De plus, il faut reconnaître que les réactions ne se manifesteront peut-être pas de façon uniforme dans toute la population. La présente étude permet de faire de telles mesures. Elle décrira d'abord la distribution des heures avant et après l'entrée en vigueur de l'AE, pour déterminer s'il y a des différences macroéconomiques selon l'un et l'autre régime; elle examinera ensuite les changements dans la distribution de l'admissibilité et de la durée des prestations découlant de la réforme¹.

Le passage d'un système basé sur les semaines de travail, dans le cadre duquel les emplois comptant peu d'heures n'étaient pas assurés, à un régime basé sur les heures où toutes les heures de travail sont assujetties réduit les distorsions au sein du marché du travail : par exemple, on a pu assister à la création d'un « piège » des emplois de 15 heures qui permettaient d'éviter le versement des cotisations d'AC. Ainsi, des emplois à temps plein remplaceront peut-être des emplois à temps partiel, puisque la différence de coûts attribuables aux cotisations a été éliminée. Ou encore, les entreprises ont pu autrefois augmenter les horaires hebdomadaires au-delà du seuil souhaité, soit le seuil des 15 heures, pour que leurs employés aient droit aux prestations. Ainsi, on assistera peut-être à des changements assez généraux dans les heures de travail autour du seuil des 15 heures, et la détermination des répercussions nettes de la nouvelle politique demeure une question empirique.

Par ailleurs, les nouveaux seuils d'« admissibilité » en fonction des heures pourront revêtir de l'importance en vertu de l'AE. Ces seuils, qui varient selon les régions de l'AE, ont été implicitement mis en place par la nouvelle législation. Même si toutes les heures de travail comptent dorénavant dans le calcul des cotisations à payer, les emplois qui comptent « très peu d'heures » ne seront jamais admissibles aux prestations, puisque les travailleurs qui les occupent, s'ils n'occupent pas d'autres emplois en parallèle, ne pourront accumuler suffisamment d'heures pour répondre au critère d'admissibilité. Les personnes qui gagnent moins de 2 000 \$ par année auront droit à un remboursement des cotisations par le biais du système fiscal. Cependant, à un salaire minimum de 7 \$, par exemple, cela ne représente que 285 heures de travail, alors que le minimum nécessaire pour avoir droit aux prestations se situe entre 420 et 700 heures, selon le taux de chômage dans la région de l'AE. Ainsi, certains travailleurs paieront des cotisations, mais ne pourront toucher de prestations en dépit du remboursement. Cela pourrait les inciter à délaissier les emplois à horaires très limités et/ou encourager le cumul d'emplois de la part des travailleurs dont les emplois comptent très peu d'heures. De toute évidence, cette question influence à la fois l'offre et la demande de main-d'œuvre².

¹ Nous n'examinerons pas ici les questions relatives à l'inscription aux prestations et à la période pendant laquelle les prestations sont touchées, qui ont fait l'objet d'un autre rapport.

² Pendant la première année qui a suivi l'entrée en vigueur du projet de loi C-12, les travailleurs gagnant moins de 2 000 \$ par année avaient droit à un remboursement des cotisations, et les employeurs des petites entreprises dont les cotisations avaient augmenté par suite des changements avaient droit à un remboursement d'une partie de leurs cotisations en 1997 et en 1998. Ces mesures de compensation ont peut-être ralenti considérablement les réactions comportementales attribuables aux changements dans la loi.

On pourrait s'attendre à des réactions multiples par suite du passage de l'AC à l'AE. Par exemple, les entreprises modifieront peut-être leur ratio capital-travail (en réduisant les heures de travail), puisque le prix de la main-d'œuvre au-delà de 15 heures par semaine a augmenté. Cependant, l'adoption de l'AE pourrait également avoir pour effet de réduire les cotisations, et donc, de diminuer les coûts de main-d'œuvre et d'augmenter l'emploi. Deuxièmement, les entreprises seront peut-être incitées à engager moins de travailleurs et à leur confier un plus grand nombre d'heures par semaine, pour réduire les coûts de la formation et d'autres coûts fixes par travailleur, maintenant que les travailleurs qui ont des horaires limités leur coûtent plus cher qu'en vertu de l'AC. Troisièmement, les travailleurs doivent dorénavant combiner plusieurs emplois selon des modalités qui n'étaient autrefois pas possibles pour avoir droit à des prestations d'AE. Ainsi, certains travailleurs qui n'auraient pas été admissibles aux prestations dans le passé pourront désormais présenter des demandes, alors que les prestations pourront diminuer pour d'autres travailleurs admissibles ou encore augmenter pour des travailleurs autrefois admissibles. Ainsi, la façon dont les travailleurs jugent de l'intérêt d'un emploi pourra changer, et ce phénomène est susceptible d'avoir une incidence sur les horaires et les salaires.

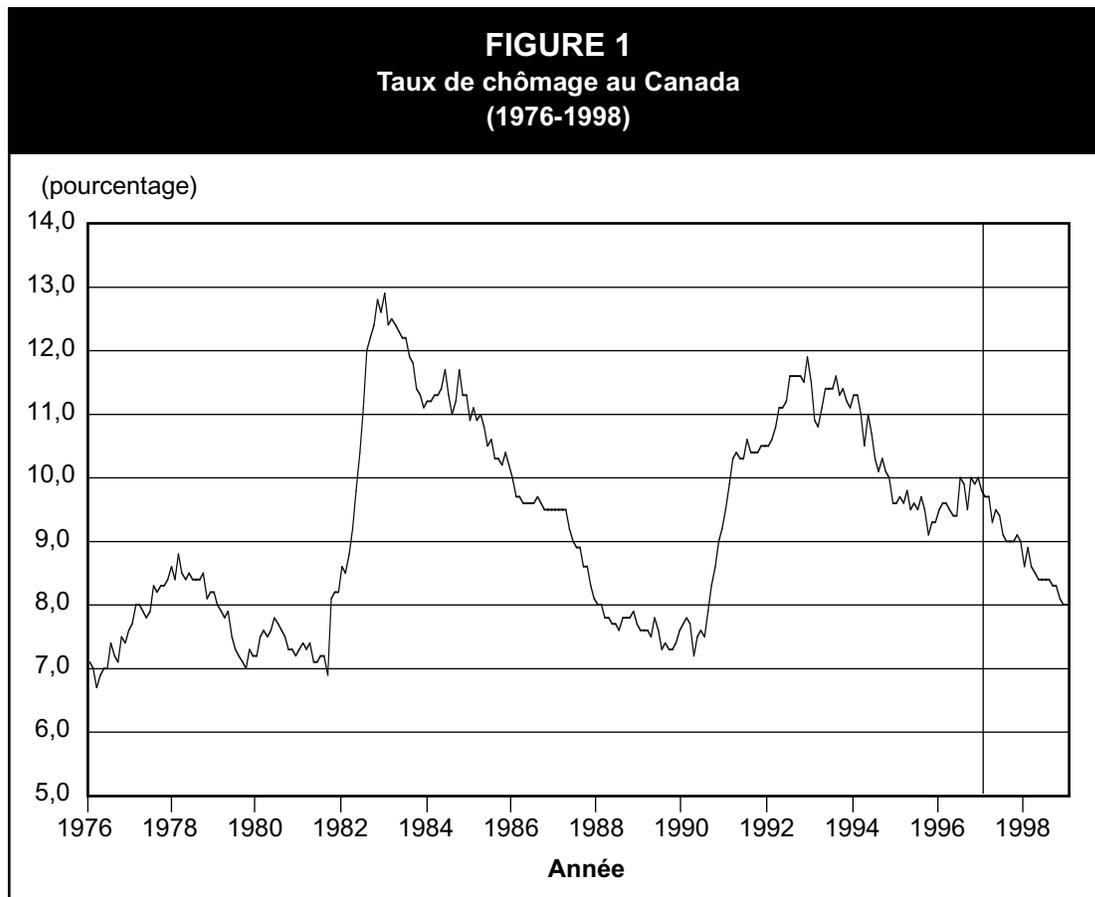
Étant donné la nature des nouvelles règles concernant le cumul des emplois, la réduction du taux des prestations qui résulte du calcul de la moyenne des emplois peu rémunérés exerce un fort effet de dissuasion chez les travailleurs, de sorte qu'ils seront peu enclins à accepter de tels emplois s'ils ont de « meilleurs emplois » (salaire plus élevé) pendant la période de référence³. Dès que ce facteur de dissuasion a été reconnu, cependant, Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a lancé deux projets pilotes pour mettre à l'essai des solutions de rechange à ce problème. Les répercussions éventuelles sur les résultats observés en sont examinées ci-dessous.

Une mise en garde s'impose : seules les répercussions à court terme des changements de l'AE peuvent être étudiées, étant donné le peu de temps qui s'est écoulé depuis l'entrée en vigueur du nouveau régime. Même si nous nous sommes efforcés de déterminer si des « enseignements » avaient été tirés à mesure que les travailleurs se familiarisaient avec le nouveau régime, il est vraisemblable que les effets de ces enseignements ne se manifesteront pas avant qu'au moins deux ans se soient écoulés depuis le changement (c'est-à-dire en janvier 1999 — les données n'étant pas publiées avant l'année suivante). De toute évidence, cette mise en garde s'applique à l'évaluation de nombreux aspects de la nouvelle législation.

Une deuxième mise en garde s'impose : la conjoncture économique était en train de changer au moment de la transition entre l'AC et l'AE. Comme on le voit dans la figure 1, qui illustre le taux de chômage dans le temps et qui trace une ligne verticale au moment où la politique sur les heures de l'AE est entrée en vigueur en janvier 1997, il y a eu une amélioration marquée de l'économie depuis l'adoption de l'AE. Certains des phénomènes examinés

³ À remarquer que la législation de l'AE a également relevé le maximum du salaire qu'un chômeur peut toucher pendant qu'il reçoit des prestations. Ainsi, dans l'ensemble, toute réduction dans le nombre des emplois à horaires limités occupés par les personnes qui sont sur le point de présenter une demande peut-être compensée, du moins en partie, par une augmentation des emplois à horaires limités occupés par des prestataires d'AE.

ci-dessous pourraient s'expliquer par l'évolution des conditions du marché du travail plutôt que par des changements dans la loi. On tente de faire la distinction entre ces deux questions, mais les données sont très limitées.



Enfin, divers aspects de la législation a peut-être eu des effets opposés sur la distribution des heures. Dans le cas qui nous occupe, le changement connexe le plus important est probablement l'augmentation de la rémunération exclue — c'est-à-dire le salaire qu'un prestataire de l'AE peut toucher sans qu'il soit déduit intégralement de ses prestations. Cette augmentation pourrait avoir pour effet de renforcer la capacité des travailleurs d'occuper des emplois occasionnels pendant qu'ils touchent des prestations et leur désir de le faire.

La présente étude s'inspire de l'Enquête sur la population active (EPA) ainsi que l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) de 1996 appariées aux fichiers administratifs de DRHC pour explorer les changements que la législation a entraînés dans le marché du travail. Les deux enquêtes ont des bases de sondage assez différentes et elles mesurent des aspects très différents du marché du travail. L'EPA est une enquête transversale, c'est-à-dire statistique, qui permet d'analyser le comportement et la composition de la population active; cependant, elle n'est pas très efficace lorsqu'il s'agit de mesurer la « fluctuation » des cessations d'emploi. Mais c'est exactement ce que fait l'ECPIE, qui représente une excellente source d'information sur les changements au chapitre de l'emploi et de la situation d'activité. De plus, l'ECPIE interroge les répondants deux fois, de sorte

qu'elle comporte un aspect longitudinal que n'a pas l'EPA. J'examinerai d'abord les données de l'EPA pour déterminer la distribution des heures, le cumul des emplois, etc., au sein de la population, puis j'utiliserai les données de l'ECPIE pour examiner de façon plus détaillée les caractéristiques des personnes qui ont connu une cessation d'emploi et les répercussions de l'AE sur elles.

2. *Analyse reposant sur les données de l'EPA*

2.1 EPA — Introduction

Il faut faire preuve de beaucoup de prudence lorsqu'on utilise l'Enquête sur la population active (EPA) pour faire une analyse de la mise en œuvre de l'assurance-emploi (AE). L'EPA a en effet été modifiée considérablement en 1996-1997 et, malheureusement, ces changements coïncident presque exactement avec le passage du régime de l'assurance-chômage (AC) à celui de l'assurance-emploi. À nos fins, le problème le plus important est qu'il y a eu « rupture de concept » dans la question portant sur les « heures habituellement travaillées ». (Je dois remercier Natalie Caron et Debra Sunter, de Statistique Canada, qui m'ont expliqué ces changements en détail et leurs conséquences). De façon générale, la « nouvelle » EPA a été implantée graduellement à partir de la fin de 1996. En septembre 1996, on a administré le nouveau questionnaire à un premier groupe de renouvellement, tandis que l'ancien questionnaire a continué d'être utilisé auprès des cinq autres groupes de renouvellement qui y avaient déjà répondu. À mesure que de nouveaux groupes de renouvellement ont été intégrés pendant les mois qui ont suivi, la proportion des répondants auxquels on administrait le nouveau questionnaire de l'EPA augmentait. Janvier 1997 est le premier mois au cours duquel le nouveau questionnaire a été utilisé pour l'ensemble des six groupes du renouvellement. Mon échantillon a été sélectionné de façon à contourner complètement la phase d'implantation graduelle de l'EPA.

Pendant cette phase d'implantation graduelle, on a posé des questions différentes à différentes proportions de travailleurs, mais les données à caractère public *n'indiquent pas* à qui telle question a été posée, de sorte que les données sont inutilisables pour certaines parties de notre étude. De plus, il est impossible de faire des comparaisons avant et après en utilisant la question sur les « heures habituellement travaillées » qui nous intéresse, même en dehors de la période d'implantation graduelle, puisque la question a changé; elle portait à l'origine sur toutes les heures (par exemple rémunérées et non rémunérées), mais ne porte plus désormais que sur les heures rémunérées. (Même si la nouvelle EPA comporte des questions supplémentaires, il ne serait pas réaliste de croire qu'il suffit tout simplement d'additionner diverses composantes de la nouvelle EPA pour obtenir l'équivalent des réponses de l'ancienne). En général, bien que l'EPA demeure une source essentielle de données qui peuvent encore être utilisées pour examiner de nombreuses questions, il faut faire preuve d'une grande prudence, étant donné que le renouvellement de l'enquête coïncide aussi étroitement avec la transition de l'AC à l'AE.

Heureusement, la question sur les « heures effectivement travaillées » (qui vise les heures régulières et les heures supplémentaires) n'a pas été modifiée lorsque l'EPA a été révisée; on peut donc encore l'utiliser pour voir s'il y a des changements résultant de la législation. Cependant, elle ne fournit pas autant d'information, et il faut prendre grand soin de s'assurer qu'il n'y a pas de congé tombant pendant la semaine du sondage au cours d'un mois ou de l'autre (par exemple le Jour du Souvenir en novembre, qui est une journée fériée pour certains

travailleurs), car certains résultats pourraient en être faussés. Huit cycles de l'EPA ont été utilisés pour la présente évaluation : quatre avant janvier 1997 et quatre après. Ils se retrouvent tous dans les bandes-échantillons à grande diffusion pour février et juin, de 1995 à 1998. À remarquer que ces bandes-échantillons ne renferment pas d'information sur les régions de l'AC ou de l'AE, et que l'unité d'analyse géographique est, dans le meilleur des cas, la province. Cependant, comme notre étude porte sur les travailleurs qui occupent des emplois comptant moins de 15 heures par semaine, et qui ne représentent qu'une faible proportion de la population active, nous combinons certaines provinces en régions, pour accroître la taille de l'échantillon. Même s'il s'agit d'une exigence malheureuse à certains égards, une analyse préliminaire des données a démontré qu'elle était indispensable.

On tient compte du caractère saisonnier en « appariant certains mois ». Février et juin ont été retenus parce qu'ils font partie des quelques mois qui ne comportent pas de congé tombant en plein milieu, au moment de la semaine de référence de l'EPA, et qu'ils permettent en outre d'observer des saisons très différentes. En outre, ils sont suffisamment éloignés l'un de l'autre pour que l'échantillon de l'EPA se compose en grande partie de répondants différents. De plus, l'un des cycles d'enquête a eu lieu entre l'entrée en vigueur des deux projets pilotes des « petites semaines » (qui sont décrits de façon plus détaillée ci-dessous), et qui ont commencé respectivement le 4 mai 1997 et le 31 août 1997.

Étant donné la nature des données et le nombre limité de mois disponibles, nous n'avons pas tenté de tenir compte de la conjoncture économique au moyen de techniques économétriques, mais certaines comparaisons simples de divers groupes donnent quelques indications de l'influence des effets cycliques⁴. Comme on l'a vu plus tôt, la conjoncture économique a varié sensiblement au cours des mois comparés.

Comme je recherche des changements de faible envergure, je regroupe la distribution des heures et j'en examine de vastes intervalles, de sorte que la courbe de puissance de mes tests est vaste. Cela permet également d'éviter certains problèmes attribuables à « l'attraction des nombres ronds »⁵.

⁴ Des différences transversales dans les taux de chômage d'une province à l'autre, par exemple, ne représentent vraisemblablement pas un moyen adéquat de tenir compte des effets du cycle économique qui nous intéressent ici, et peuvent même donner des résultats faussés. Pour tenir compte des effets du cycle économique, il faudrait faire une comparaison économétrique des changements dans les heures entre un point comparable d'un cycle économique antérieur, par exemple autour de 1986-1987 ou de 1982-1983, et les résultats actuels, mais cela ne rentre pas dans notre mandat.

⁵ « L'attraction des nombres ronds » est un phénomène fréquent dans plusieurs disciplines du travail empirique. Par exemple, dans le cas de l'âge — les répondants ne signalent pas leur âge véritable, mais ont tendance à l'arrondir à un chiffre qui les arrange mieux, par exemple, un chiffre pair ou un multiple de cinq — « l'attraction des nombres ronds » étant un problème pour les démographes.

2.2 EPA — La reconfiguration de l'EPA et une réduction de l'attraction des nombres ronds pour les heures?

Avant d'utiliser l'Enquête sur la population active (EPA) aux fins de cette étude, il est important d'explorer toute instabilité dans la distribution des heures pendant les périodes qui entourent le passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE) et qui est attribuable, du moins pouvons-nous le penser, à la reconfiguration de l'EPA. La façon dont les « heures effectivement travaillées » sont signalées est évidemment un enjeu important. Même s'il n'y a pas eu « rupture de concept » dans la question, il semble possible que la reconfiguration ait pu influencer la façon dont les répondants répondent aux questions. Si l'on examine des histogrammes et des totalisations (qui ne sont pas montrés ici) des « heures effectivement travaillées » signalées, on constate que la distribution semble avoir été « plus régulière » après le changement, les réponses étant moins nombreuses à se terminer par 0 ou 5 (c'est-à-dire 5, 10, 15, 20...). Cela peut s'expliquer du fait que les phénomènes de l'arrondissement et de l'attraction des nombres ronds sont moindres depuis la reconfiguration de l'EPA, ou par des changements dans le programme, ou les deux. S'il y a eu des changements dans le phénomène de l'arrondissement, ils influenceront vraisemblablement toutes conclusions pouvant être tirées des modifications dans les heures autour de la barre des 15. Pour comprendre l'importance et la signification statistique de la réduction observée, on peut consulter le tableau 1, qui présente certaines statistiques sommaires simples.

Le format du tableau 1 est semblable à celui des tableaux qui suivent. La partie supérieure présente des statistiques sommaires pour les mois ayant précédé les changements apportés à la législation en janvier 1997. En dessous, on retrouve les quatre mois de ma fenêtre d'échantillonnage qui suivent la mise en œuvre de la nouvelle législation. Dans la partie inférieure, on retrouve les valeurs p d'une série de tests t (tests statistiques permettant de déterminer la probabilité que la différence observée dans les résultats soit attribuable au hasard) qui recherchent des différences entre le mois indiqué de la période postérieure à l'AE et l'échantillon regroupé (deux cycles de l'EPA) du même mois (février ou juin) avant le changement. La valeur p (valeur de probabilité) est le niveau de signification le moins élevé auquel la valeur de la variable à tester donne lieu au rejet de l'hypothèse nulle. Par exemple, si un test était significatif *précisément* au niveau de 5 p. 100, la valeur p serait de 0,050. C'est la valeur que l'on obtiendrait, pour une variable à tester, dans une « table de t » très détaillée. En termes simples, une valeur p de 5 p. 100 indique qu'une différence dans les résultats pratiquement aussi importante que la différence observée se produirait par hasard seulement 5 p. 100 du temps, de sorte que la valeur estimée observée d'un changement sera vraisemblablement « vraie ». Si la valeur p est inférieure, le seuil de confiance indiquant qu'un changement « véritable » s'est produit est plus élevé. À moins d'indication contraire, tous les tests sont bilatéraux.

Dans le tableau 1, la valeur de 68,09, par exemple, dans le coin supérieur gauche, indique que 68,09 p. 100 des hommes employés qui ont répondu à cette question ont travaillé (5, 10, 15, 20 ...) heures par semaine. Comme on peut le voir clairement, pour les hommes comme pour les femmes et pour divers intervalles de la distribution des heures, il y a eu réduction substantielle du nombre de personnes signalant de tels nombres « arrondis ». Il

y a chez les hommes comme les femmes des baisses d'environ 5 à 8 points de pourcentage dans les proportions des travailleurs dont le nombre d'heures est un multiple de 5. Même si, de toute évidence, un important pourcentage des travailleurs effectuent chaque semaine un nombre d'heures qui se termine par 0 ou 5 (particulièrement 40 heures par semaine), le changement est digne de mention. Si l'on se concentre sur la marque des 15 heures, on constate une légère diminution du pourcentage des répondants signalant exactement 15 heures, mais le pourcentage des répondants signalant 13 ou 14 heures et 16 ou 17 heures n'affiche pas de tendance régulière, les réponses pour certains mois après l'AE étant supérieures aux niveaux d'avant l'AE, et vice versa. Cette réduction de l'attraction des nombres ronds peut s'expliquer en partie par un changement véritable dans les heures qui serait le fait de la transition entre l'AC et l'AE, mais une grande partie peut en être attribuable à la reconfiguration de l'enquête. Comme le phénomène se reproduit dans de nombreuses catégories d'heures, et comme je ne remarque pas de changements semblables dans les réponses de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) (résultats non montrés), je soupçonne que la plus grande partie de la diminution dans les multiples de 5 est attribuable à la reconfiguration de l'EPA, même si le mécanisme n'en est pas clair. Dans les sections qui suivent, les catégories d'heures sont sélectionnées en fonction de ce phénomène, qui justifie qu'on examine de vastes intervalles de la distribution des heures, plutôt que chaque catégorie d'heures à titre individuel.

2.3 EPA — Cumul des emplois

En vertu de l'AE, les travailleurs peuvent combiner des emplois pour avoir droit aux prestations selon des modalités qui n'étaient pas autorisées auparavant. En particulier, des emplois qui n'étaient pas autrefois admissibles peuvent dorénavant être combinés à d'autres emplois semblables, ou à des emplois qui étaient autrefois admissibles. Les tendances du cumul des emplois (le fait pour un travailleur d'occuper simultanément plus d'un emploi) peuvent donc en être influencées. Le tableau 2 examine les taux bruts de cumul des emplois pour différentes sous-catégories de travailleurs. Les hommes et les femmes sont analysés séparément, ainsi que des sous-groupes de chaque sexe sélectionnés parce qu'ils ont peut-être été plus touchés par les changements que le travailleur moyen. Étant donné la nature des données, des changements importants dans certains sous-groupes ne seraient peut-être pas statistiquement observables dans les données pour l'ensemble de la population.

Dans ce tableau et les tableaux semblables qui suivent, les sous-groupes retenus sont les jeunes (≤ 24 ans), les branches d'activité où les emplois à temps partiel sont nombreux (plus de 15 p. 100 des travailleurs faisant moins de 20 heures par semaine)⁶ et les travailleurs n'occupant pas leur emploi depuis longtemps (6 mois ou moins). De plus, la partie supérieure du tableau examine tous les emplois, tandis que la partie inférieure se concentre sur le cumul

⁶ Selon les catégories de l'EPA, les branches d'activité sont les suivantes : agriculture, commerce de détail, organisations religieuses, services de divertissements et loisirs, services personnels, services d'hébergement et de restauration, ainsi que services divers. Nous avons retenu 20 comme seuil de démarcation parce que nous voulons saisir les branches d'activité qui comptent un fort pourcentage de travailleurs autour de la marque des 15 heures par semaine, plutôt que strictement en dessous; en effet, en principe, il se peut que les entreprises et les travailleurs aient augmenté ou diminué le nombre d'heures que comportent les emplois autour de la marque des 15 heures par semaine.

des emplois à temps partiel (c'est-à-dire au moins deux emplois de moins de 30 heures). Même si la taille de l'échantillon pour chaque test statistique se reflète dans sa valeur p , j'aurais voulu préciser indépendamment la taille de l'échantillon de chaque mois. Cependant, si l'on y présentait tous les chiffres, ce tableau et ceux qui suivent seraient très volumineux. Par conséquent, plutôt que d'indiquer la taille de l'échantillon pour chaque mois visé par les tests statistiques, je présente la moyenne pour les mois de référence. Comme l'échantillon de l'EPA est à peu près le même chaque mois, le « N moyen » n'est pas très différent de la taille de l'échantillon de chaque mois.

Même si l'on constate à l'occasion que certaines valeurs p du tableau 2 sont faibles, il fallait s'y attendre, étant donné le grand nombre de tests effectués, et il n'y a pas de changement apparent dans les taux de cumul des emplois chez les hommes. Chez les femmes, même s'il y a peu d'indications de changement en général, les femmes qui travaillent dans les branches d'activité où le travail à temps partiel est important ont affiché une faible augmentation du cumul des emplois qui coïncide avec la transition entre l'AC et l'AE. Dans cette catégorie, les travailleuses semblent avoir affiché une hausse modeste, mais statistiquement significative, au chapitre du cumul des emplois.

2.4 EPA — Heures de travail

Les tableaux 3 à 8 examinent le pourcentage des emplois dans des catégories cruciales d'heures de travail, d'abord pour l'ensemble de la population de chaque sexe et pour divers sous-groupes qui, selon moi, pourraient avoir davantage été touchés par la législation, et ensuite, pour différentes régions. Précisons qu'il y aurait moyen de faire des prédictions théoriques de divers changements, dans différentes directions et pour différentes raisons, qui auraient été apportés par les travailleurs ou les entreprises dans les horaires hebdomadaires de travail le long de la courbe de distribution des heures par suite du passage de l'AC à l'AE. En vertu de l'AC, les emplois auraient pu être limités à des horaires inférieurs à 15 heures, ce qui aurait permis d'éviter de payer les cotisations. Dans d'autres cas, les travailleurs et les entreprises ont pu établir des horaires hebdomadaires de 15 heures ou plus par semaine pour que les emplois soient assurés, mais réduire ensuite les horaires à moins de 15 heures par semaine, puisque ceux-ci sont dorénavant assujettis. En outre, la variance dans les horaires autour de la marque des 15 heures par semaine pourrait augmenter, puisque les travailleurs n'ont plus à se préoccuper de l'assujettissement à l'assurance si leurs heures fluctuent d'une semaine à l'autre. Évidemment, il faut un certain temps pour que les travailleurs et les entreprises se familiarisent avec le fonctionnement des nouvelles règles puis s'y adaptent. Comme on l'a vu, on ne peut observer que les répercussions nettes à court terme dans chaque groupe. Il faut se souvenir que ces répercussions peuvent être le résultat de mouvements de sens opposés, et que, compte tenu des enseignements qui ont été tirés, les effets à long terme peuvent être très différents des effets à court terme.

Le tableau 3 examine le pourcentage de l'emploi strictement en dessous de 15 heures (<15 heures). Dans l'ensemble, chez les hommes, il y a eu une diminution statistiquement significative de la proportion des emplois de moins de 15 heures dans les deux échantillons de juin, mais non dans les échantillons de février. On peut faire des observations semblables pour le sous-groupe des jeunes et les branches d'activité comptant beaucoup d'emplois à temps partiel. Le sous-groupe des travailleurs qui n'occupent pas leur emploi depuis longtemps

affiche des résultats semblables pour juin, mais la différence observée en février 1998 n'est statistiquement significative que dans des proportions marginales. L'ampleur de ces changements dépend de la perspective à partir de laquelle on les envisage. Les réductions sont assez limitées par rapport à l'emploi en général. Par exemple, entre juin 1995 et juin 1997, le pourcentage des emplois de moins de 15 heures occupés par des hommes a diminué, passant de 4,29 p. 100 à 3,49 p. 100; ainsi, le niveau est très restreint. Dans ce groupe des travailleurs à horaires limités, cependant, cela représente une diminution de 18,6 p. 100 ($(3,49-4,29)/4,29$), ce qui, aux yeux de beaucoup, constitue une importante proportion. À remarquer que cet effet semble disparaître après février 1997; on peut penser qu'il y a un décalage dans les réactions à la nouvelle loi, qui s'explique peut-être par les enseignements.

Par contre, chez les femmes, même si les taux postérieurs à l'AE sont inférieurs aux taux antérieurs à l'AE pour la plupart des mois ayant suivi février 1997, presque aucune différence n'est statistiquement significative. Cela ne signifie pas qu'aucun changement ne se soit produit chez les femmes; c'est plutôt que les changements qui peuvent se produire sont trop minimes ou trop difficiles à déceler dans nos données, ou qu'il se produisent plus lentement que chez les hommes. Ou encore, comme chez les hommes, il peut y avoir eu des mouvements bruts de sens opposés, dont nous ne pouvons voir que l'effet macroéconomique net. Il peut s'agir aussi du fait que chez les femmes, l'augmentation brute et la diminution brute « s'équilibrent » plus étroitement que chez les hommes, et comme notre étude ne peut mesurer que des changements macroéconomiques regroupés, nous ne décelons que peu de variations.

Il faut également se souvenir que le montant de la rémunération exemptée que peuvent toucher les personnes qui reçoivent des prestations a été relevé en vertu de l'AE, et que cette mesure peut elle aussi, du moins en principe, avoir un effet ambigu, puisqu'au nouveau seuil, certains travailleurs pourraient être en mesure de travailler plus de 15 heures par semaine tout en touchant des prestations d'AE. D'autres, dont le taux de prestations est plus faible ou le salaire horaire plus élevé, ne pourraient pas travailler plus de 15 heures, mais seraient peut-être plus susceptibles de travailler, étant donné l'éventail plus vaste des emplois qui peuvent être occupés par un prestataire, par suite du relèvement du niveau du salaire exempté. Ainsi, le salaire exempté peut lui aussi expliquer certains des changements observés. En général, il est impossible de déterminer quel aspect de la réforme de l'AE est à l'origine du changement global observé chez les hommes, ou peut avoir une influence chez les femmes. Cependant, si le seuil de la rémunération exemptée est un important facteur ayant contribué à la diminution des heures en dessous de 15, on pourrait s'attendre à voir une augmentation du nombre de travailleurs accomplissant à peine plus de 15 heures par semaine, puisqu'il y a une limite au nombre d'heures de travail qu'un prestataire peut effectuer. On n'observe cependant aucune augmentation dans le pourcentage des travailleurs qui font un peu plus de 15 heures par semaine (comme le montre le tableau 7). On peut en déduire que la baisse observée du pourcentage des travailleurs faisant moins de 15 heures se produit en dépit du relèvement du seuil de la rémunération exemptée encourageant le travail à horaires limités.

De plus, même si les résultats semblent très différents chez les hommes et chez les femmes, il se peut que l'hypothèse retenue implicitement soit inexacte. Compte tenu des changements dans le taux de chômage observés dans la figure 1, il y a eu amélioration évidente de la

conjoncture économique pendant les périodes de référence. Pareille amélioration donne peut-être lieu à une augmentation du pourcentage des emplois à horaires limités. Si la nouvelle loi n'avait pas été adoptée, le pourcentage aurait augmenté, de sorte que la stabilité observée, ou la légère baisse chez les hommes, pourrait en réalité représenter une répercussion nette plus importante de la loi qu'il n'y paraît à première vue. De toute évidence, l'inverse peut aussi être vrai. Il y aura lieu d'analyser cette question plus à fond dans le cadre d'autres travaux à l'avenir.

Toujours dans la catégorie des moins de 15 heures par semaine, le tableau 4 présente les taux par province. Les résultats y sont plus variés chez les hommes, mais on voit clairement que les réductions observées se produisent au Québec et dans les régions plus à l'ouest, alors qu'elles ne se produisent pas dans les provinces de l'Atlantique. Il n'y a toujours pas de réductions statistiquement significatives chez les femmes.

Le tableau 5 répartit les emplois comptant moins de 15 heures par semaine en deux groupes : ceux qui sont au dessus du « seuil limite » d'heures nécessaires (selon la moyenne provinciale) pour avoir droit à l'AE si le travailleur conserve l'emploi pendant 26 semaines, et ceux qui sont en dessous (horaires très limités). Le travailleur qui occupe un seul emploi et dont l'horaire est si limité qu'il n'accumulerait jamais suffisamment d'heures pour présenter une demande d'AE pourrait afficher un comportement très différent de celui du travailleur qui occupe un emploi comptant plus d'heures. De toute évidence, comme il n'y a pas moyen de déterminer les régions de l'AE dans les données, le « seuil limite » doit être établi à partir de la moyenne provinciale. Comme il y a de vastes différences à l'intérieur des provinces, cette estimation est très rudimentaire, mais elle n'en donne pas moins beaucoup d'information. Chez les femmes, on observe des réductions dans les mois au-delà de ceux qui ont suivi immédiatement le changement, mais elles sont toutes faibles et ne sont pas statistiquement significatives.

Chez les hommes, la plus grande partie de la réduction semble être le fait des emplois dont les horaires sont très limités, plutôt que des emplois immédiatement sous le seuil des 15 heures, sauf en ce qui concerne les emplois occupés depuis peu de temps, ce qui laisse penser que pour les nouveaux emplois, l'adaptation est peut-être différente. Les résultats par province, présentés au tableau 6, concordent avec les résultats précédents. La plus grande partie des diminutions statistiquement significatives ont lieu à l'extérieur des provinces de l'Atlantique, et pour les emplois à horaires très limités. Ce phénomène a d'importantes implications pour notre analyse des mouvements de la distribution des heures. Il semble que ce ne sont pas les emplois immédiatement sous le seuil des 15 heures qui sont les plus touchés, mais plutôt ceux qui comptent, par exemple, 5 ou 8 heures par semaine (une journée ou un quart par semaine). Les travailleurs qui occupent ces emplois se retrouvent (pour la plupart) en dessous du seuil et ne seront jamais capables d'accumuler suffisamment d'heures pour répondre aux critères d'admissibilité de l'AE, à moins de cumuler un autre emploi dont les horaires sont plus longs. (Il faut toutefois se souvenir que, comme on l'a vu au tableau 2, il n'y a pas eu d'augmentation du cumul des emplois). Évidemment, pendant les deux premières années de l'AE, les travailleurs dont le salaire annuel est inférieur à 2 000 \$ obtiennent un remboursement des cotisations, ce qui atténue l'effet initial.

Les tableaux 7 et 8 présentent des statistiques semblables pour les emplois comptant entre 15 et 30 heures par semaine (≥ 15 et < 30), et les emplois comptant plus de 30 heures par semaine (≥ 30). Il n'y a pratiquement aucun changement observable dans le groupe des emplois de 15 à 30 heures. (La réduction du pourcentage des emplois de moins de 15 heures observée ci-dessus ne s'explique donc pas, en général, par une augmentation des emplois juste au dessus de la limite des 15 heures). Mais, comme on le voit au tableau 7, chez les hommes, le pourcentage des emplois de plus de 30 heures, particulièrement ceux qui ne sont pas occupés depuis longtemps (c'est-à-dire les nouveaux emplois), semble avoir augmenté après l'entrée en vigueur de la nouvelle loi. Au tableau 8, les résultats par province ne montrent pas de changements suffisamment importants pour être observables dans la région de l'Atlantique; cependant, il y a des augmentations éparpillées à l'extérieur des provinces de l'Atlantique dans le groupe des 30 heures et plus chez les hommes.

Dans l'ensemble, une comparaison des périodes antérieure et postérieure à l'AE semble montrer qu'il y a eu diminution des emplois à horaires très limités en faveur des emplois de plus de 30 heures par semaine chez les hommes. Il se peut qu'en vertu de l'AE, plusieurs emplois à horaires très limités aient été combinés pour constituer l'équivalent d'un seul emploi à temps plein. Les réactions chez les femmes sont beaucoup moins marquées. Évidemment, comme l'ont montré Khun et Sweetman (1998), le taux de cessation d'emploi des hommes est beaucoup plus élevé que celui des femmes, de sorte que les hommes ont peut-être été plus fortement touchés par la nouvelle loi. Il faut cependant faire preuve de prudence dans l'interprétation des données. Comme la conjoncture économique a changé pendant cette période, il faudrait procéder à d'autres travaux pour déterminer la bonne hypothèse à utiliser pour évaluer les différences observées. De plus, un grand nombre de changements sont plus évidents dans la catégorie des emplois occupés depuis peu de temps, ce qui laisse penser qu'à plus long terme, ces changements pourront devenir encore plus marqués.

2.5 EPA — Nouveaux emplois

Cette sous-section explore l'ampleur empirique de tout changement dans la distribution des nouveaux emplois avant et après l'AE. Il est très important d'examiner les nouveaux emplois, car ils peuvent nous donner certaines indications de ce que seront les répercussions à long terme de la loi s'ils représentent pour les entreprises et les travailleurs l'occasion de faire montre de flexibilité. En effet, les travailleurs et les entreprises qui se sont entendus sur les horaires et d'autres modalités d'emploi avant le passage de l'AC à l'AE pourraient prendre plus de temps à s'adapter au changement que les travailleurs et les entreprises qui amorcent une nouvelle relation d'emploi. De plus, au fil du temps, les entreprises et les travailleurs pourraient se familiariser davantage avec le nouveau système d'AE et s'y adapter. Par « nouveaux emplois », on entend les emplois qui ont commencé au cours du mois précédant l'enquête. Plusieurs intervalles différents d'horaires de travail, stratifiés par région, sont étudiés dans cette partie de l'analyse.

Les nouveaux emplois sont étroitement reliés au taux de création d'emplois de façon plus générale (et au sous-groupe des « emplois occupés depuis peu de temps » des tableaux précédents), mais comme d'autres aspects de la présente analyse macroéconomique, il se

peut que de nombreuses influences sous-jacentes s'exercent. En plus de l'élimination du « piège des 15 heures », la règle de la rémunération exemptée pourrait avoir d'autres répercussions sur nos conclusions. De plus, dans la version originale du projet de loi C-12, un travailleur qui voulait présenter une demande de prestations d'AE reposant sur un emploi à salaire plus élevé n'était pas incité à accepter des emplois à horaires limités peu rémunérés. Cet aspect de la loi a été rajusté par la mise en œuvre de deux projets pilotes ayant pour objet de tester des moyens d'éliminer ce facteur de dissuasion⁷.

La partie supérieure du tableau 9 présente le pourcentage des nouveaux emplois de moins de 15 heures par semaine par rapport à l'emploi total, et la partie inférieure, le nombre total correspondant à chaque pourcentage. Comme le niveau d'emploi total varie selon les mois visés par le sondage, des comparaisons des pourcentages et des nombres des nouveaux emplois ne sont pas exactement équivalentes, et les niveaux peuvent ajouter un autre aspect à la question. Le tableau montre de façon assez convaincante que le pourcentage des nouveaux emplois de moins de 15 heures par semaine diminue considérablement d'une période à l'autre. Même si le nombre total des emplois touchés ou le pourcentage de la population active ne sont pas énormes, la baisse est statistiquement significative dans de nombreuses analyses, et semble se produire autant chez les hommes que chez les femmes et dans la plupart des régions. Chez les hommes comme chez les femmes, la région de l'Atlantique au cours du dernier mois étudié (juin 1998) fait exception (ce mois est aussi, évidemment, le seul qui a été étudié après la mise en œuvre des deux projets pilotes).

Cependant, il n'est pas facile d'expliquer ce résultat, si frappant soit-il, par le passage de l'AC à l'AE. Le tableau 10 refait la même analyse pour les emplois de moins d'un mois, peu importe le nombre d'heures par semaine. On observe une diminution très semblable à celle du tableau 9. Pour examiner plus à fond ce qu'il advient des nouveaux emplois, le tableau 11 refait les mêmes analyses pour les emplois comportant de 15 à 30 heures par semaine, et le tableau 12 pour les emplois de plus de 30 heures. On constate une diminution

⁷ Après l'entrée en vigueur de l'AE, certains individus et certaines collectivités ont exprimé des préoccupations au sujet de la réduction des prestations qui résultait du fait que, contrairement à l'AC, l'AE exigeait que les emplois à horaires limités et à faible rémunération (généralement de courte durée) soient comptés dans le calcul de la moyenne aux fins de l'établissement du montant des prestations. Selon la version originale du projet de loi C-12, les travailleurs qui pensaient présenter une demande d'AE avaient intérêt à éviter de tels emplois qui réduisaient le montant de leurs prestations. C'est pourquoi Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a mis sur pied deux « projets d'adaptation » pour régler le problème des « petites semaines » et, ensemble, ils ont visé 29 régions où le taux de chômage était élevé (on trouvera plus de détails sur ces projets dans la Circulaire 97-5 de DRHC publiée en avril 1997). Dans le cadre d'un de ces projets pilotes, les « petites semaines », c'est-à-dire les semaines dont la rémunération était inférieure à 150 \$ (voir la section 1.5.1 de la circulaire), pouvaient être regroupées, tandis que dans le cadre de l'autre projet, elles pouvaient être exclues. Selon la circulaire, « les taux de prestations seront identiques, que l'on procède à l'exclusion ou au regroupement. Dans le cas du regroupement, il y a plus de mesures à prendre pour calculer la rémunération assurable et le dénominateur qui s'applique ». Chaque projet prévoit à la fois « le regroupement » et « l'exclusion », mais chacun a commencé à une date différente et s'appliquait à des régions différentes de l'AE. Le premier projet visait les demandes de prestations présentées à partir du 4 mai 1997 et le second, à partir du 31 août 1997. Même si notre étude ne porte pas directement sur les taux de prestations et les salaires horaires, il y a une corrélation entre les rémunérations hebdomadaires extrêmement faibles et les horaires hebdomadaires limités. Par exemple, dans une province dont le salaire minimum est de 7 \$, une rémunération hebdomadaire inférieure à 150 \$ suppose un maximum d'environ 21 heures de travail par semaine. Si le salaire est plus élevé, il faut que les heures soient moins nombreuses pour que la rémunération ne dépasse pas 150 \$.

semblable sur toute la courbe de distribution des heures de travail. Pour une raison qui n'est pas évidente (puisque, comme le montre la figure 1, le taux de chômage a diminué fortement en 1997 et en 1998), il semble y avoir eu un ralentissement plus important au niveau de la création d'emplois au cours des mois qui ont suivi l'entrée en vigueur de l'AE plutôt qu'avant.

Le tableau 13 étend l'analyse aux nouveaux emplois, et évite la question des variations dans le pourcentage des nouveaux emplois par rapport à tous les emplois. Dans la partie supérieure du tableau, on retrouve le pourcentage de tous les *nouveaux* emplois (ceux de moins d'un mois) qui comptent moins de 15 heures. La partie inférieure du tableau donne le pourcentage équivalent pour les nouveaux emplois de 30 heures ou plus. Il est clair que le pourcentage des nouveaux emplois de moins de 15 heures a diminué après l'entrée en vigueur de l'AE, et ce, presque partout, à l'inverse des nouveaux emplois de plus de 30 heures. L'exception la plus évidente, et il fallait s'y attendre, est celle des femmes dans le premier mois qui a suivi la transition. Le pourcentage des nouveaux emplois de plus de 30 heures a augmenté après l'entrée en vigueur de l'AE, avec la même exception remarquable. L'ampleur du changement, tant chez les hommes que chez les femmes, est assez importante. Par exemple, chez les hommes en général, le pourcentage des nouveaux emplois de moins de 15 heures par semaine était de 25,7 p. 100 en février 1996, tandis qu'il avait chuté à 15,7 p. 100 en février 1998. Chez les femmes, les pourcentages équivalents sont de 33,9 p. 100 et de 20 p. 100⁸. Les pourcentages de juin dans la région de l'Atlantique font exception à la tendance générale : il y a peu de différences, autant chez les hommes que chez les femmes, et en juin 1998, les pourcentages augmentent plutôt que de diminuer⁹. Dans l'ensemble, si le piège des 15 heures avait eu pour principal effet d'imposer aux travailleurs et aux entreprises des emplois à horaires plus limités qui n'auraient pas été créés autrement, on aurait pu s'attendre à ce que les nouveaux emplois s'adaptent plus rapidement à l'élimination de cette contrainte que les emplois existants. La baisse du pourcentage des nouveaux emplois comptant peu d'heures est conforme à cette attente.

Même si l'ampleur du changement est assez vaste, comme on l'a vu ci-dessus, seule une petite proportion de la population active est touchée à tout moment. Cependant, contrairement à notre analyse précédente, dans le cas présent, on mesure dans les données un phénomène qui s'apparente à une « fluctuation », de sorte qu'avec le temps, ce changement pourrait avoir des répercussions beaucoup plus importantes qu'on ne le soupçonne à première vue. Un important déterminant de l'ampleur de cette croissance est la nature des emplois : s'agit-il principalement d'emplois de courte durée ou de longue durée? S'il y a un changement important dans les horaires des emplois qui perdureront et deviendront des emplois de longue durée, alors les répercussions en seront beaucoup plus importantes sur la distribution globale des heures à long terme.

⁸ On remarque également une forte tendance saisonnière si on compare les estimations de février et de juin; le pourcentage des nouveaux emplois de moins de 15 heures par semaine est plus faible en juin qu'en février.

⁹ À remarquer que le mois de juin 1998 tombe après la mise en œuvre des projets pilotes des « petites semaines », et qu'une plus forte proportion de la région de l'Atlantique était visée par les projets pilotes par rapport aux autres régions.

Une première façon d'analyser l'importance de cet effet pourrait consister à examiner non pas les travailleurs qui sont employés, mais les chômeurs qui occupaient autrefois des emplois de courte durée — en d'autres termes, les chômeurs qui ont perdu un emploi de courte durée. Le tableau 14 examine les changements dans le pourcentage des chômeurs qui occupaient autrefois des emplois de courte durée selon les heures de travail de leur emploi précédent. La partie supérieure représente les travailleurs dont les emplois comptaient peu d'heures, et la partie inférieure, ceux dont les emplois comptaient beaucoup d'heures. Évidemment, il se peut que certaines de ces personnes soient tombées en chômage avant le sondage, de sorte qu'il est difficile d'interpréter leur situation au cours des premiers mois après le changement. Le problème s'atténuera à mesure qu'il se sera écoulé un plus grand nombre de mois depuis l'adoption de la nouvelle loi. L'EPA ne comporte pas d'information détaillée sur les heures que les chômeurs effectuaient dans leur emploi précédent, de sorte que la définition de l'emploi avant la cessation est un emploi de moins d'un mois et à temps partiel (c'est-à-dire moins de 30 heures). De plus, une autre analyse est intégrée à ce tableau pour ces petits échantillons : une analyse commune des mois appariés de février et de juin avant et après l'AE.

Il est difficile d'en tirer des conclusions, puisque la taille des échantillons est beaucoup plus faible que dans les cas précédents. Il semble y avoir eu une certaine réduction dans les nouveaux emplois à horaires limités de courte durée chez les hommes dans l'ouest et dans les provinces de l'Atlantique, mais il ne semble pas y avoir eu de répercussions chez les femmes, à l'exception possible des échantillons de février dans les provinces de l'Atlantique. De plus, l'ampleur de certaines réductions dans les provinces de l'Atlantique, particulièrement chez les hommes, est extrêmement vaste. La partie inférieure du tableau 14 porte sur les chômeurs qui ont travaillé pendant moins d'un mois à un emploi comptant plus de 30 heures. On voit qu'il y a eu très peu de changements après l'adoption du nouveau régime.

Dans l'ensemble, il semble y avoir eu des changements importants dans les horaires des nouveaux emplois au moment où l'AE est entrée en vigueur. On observe une réduction du pourcentage des nouveaux emplois qui comptent moins de 15 heures. Chez les chômeurs, du moins chez les hommes, il semble qu'une partie de ces nouveaux emplois soient de courte durée, mais non pas l'ensemble. On peut penser que l'AE aura peut-être une influence plus marquée au fil du temps et qu'une proportion plus importante de la population active s'y adaptera, à mesure que la durée de ces nouveaux emplois augmentera et qu'ils représenteront un pourcentage plus important de l'emploi total. De toute évidence, il faudra continuer d'examiner cette question.

3. Analyse reposant sur les données de l'ECPIE

3.1 ECPIE — Introduction

Le fichier des données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (EPCIE) de 1996 est un fichier idéal pour examiner de nombreuses questions intéressant l'AE et la transition entre l'assurance-chômage (AC) et l'assurance-emploi (AE). L'ECPIE est une enquête trimestrielle menée auprès d'un échantillon de toutes les personnes ayant connu une cessation d'emploi au Canada, pour laquelle un relevé d'emploi (RE) a été établi, et elle combine des données d'enquête et des données administratives¹⁰. Les répondants de l'échantillon sont sélectionnés parmi les RE qui figurent dans le dossier de Développement des ressources humaines Canada (DRHC) pour la période de référence. Le RE de référence est celui qui vise le travailleur sélectionné pour l'échantillon. Cependant, il arrive (fréquemment) qu'il y ait pour le répondant d'autres RE (d'autres cessations d'emploi) qui revêtent de l'importance pour notre étude, en ce sens qu'ils peuvent être combinés au RE de référence aux fins de l'établissement d'une demande de prestations. Une mise en garde s'impose dans l'interprétation des résultats de l'EPCIE : l'enquête porte sur un échantillon (approximatif) aléatoire de personnes qui ont connu une cessation d'emploi au cours d'un trimestre donné d'une année civile, et non sur un échantillon aléatoire de prestataires d'AE, de la population active ou de la population dans son ensemble. Il faut donc se souvenir que les personnes qui connaissent de fréquentes cessations d'emploi sont surreprésentées dans l'échantillon par rapport à leur fréquence dans la population active. En outre, et c'est peut-être un élément plus subtil, les prestataires d'AE dont la demande de prestations repose sur de multiples RE seront eux aussi surreprésentés dans l'échantillon par rapport à l'ensemble des prestataires¹¹.

Au moment de la rédaction du présent rapport, des données étaient accessibles pour neuf cohortes de l'ECPIE. Quatre d'entre elles correspondent aux quatre trimestres (une année) ayant précédé le début de l'implantation graduelle de l'AE en juin 1996, deux se retrouvent pendant la période de transition, et trois suivent l'achèvement de la phase d'implantation graduelle en janvier 1997. Les membres de chaque cohorte sont interviewés deux fois (deux cycles pour chaque cohorte) : environ 12 mois et environ 20 mois après la cessation d'emploi. Dans la présente étude, nous n'utilisons que les données de la première entrevue, puisqu'au moment de la rédaction du rapport, très peu de répondants avaient subi la deuxième entrevue. De plus, nous avons retenu seulement les cohortes 7, 8 et 9.

¹⁰ L'employeur remplit un RE chaque fois qu'une relation d'emploi prend fin; ainsi, les travailleurs indépendants ne sont normalement pas inclus dans la base d'échantillonnage. Le RE est indispensable pour présenter une demande de prestations d'AE.

¹¹ Dans l'analyse qui suit, tous les RE, peu importe la raison de la cessation d'emploi, sont utilisés dans le calcul de l'admissibilité et de la durée des prestations, même si les démissionnaires, par exemple, sont moins susceptibles de présenter une demande que les travailleurs qui ont été licenciés par manque de travail. Une version plus perfectionnée pourrait pondérer chaque observation en fonction de la probabilité d'inscription à l'AE selon la raison du RE pour chaque catégorie de cessation d'emploi.

Bien que j'aie utilisé l'expression « échantillon aléatoire » précédemment, l'ECPIE n'est pas véritablement menée auprès d'un échantillon aléatoire. C'est une enquête stratifiée, qui est réalisée partiellement en grappes et qui nécessite l'utilisation des bons coefficients de pondération pour représenter correctement la population¹². Dans toutes les totalisations et dans l'analyse de régression, les pondérations appropriées sont appliquées.

3.2 ECPIE — La question épineuse des heures

Comme notre analyse porte sur les répercussions du passage d'un système fondé sur les semaines à un système fondé sur les heures, il faut d'abord régler une importante question préliminaire : quelle mesure des heures convient-il d'utiliser? Nous disposons de deux mesures : les heures signalées dans le formulaire du RE adopté après janvier 1997 (évidemment, le formulaire du RE qui datait du temps de l'AC ne comporte pas d'information sur les heures), et les heures signalées par les répondants dans le cadre de l'enquête. Il faut d'abord examiner plusieurs questions connexes. Premièrement, au sujet des heures hebdomadaires effectuées pendant la période de l'AC pour les demandes présentées après l'adoption de l'AE, DRHC a adopté la ligne de conduite suivante, à savoir de tenir pour acquis que tous les emplois comptaient 35 heures par semaine (ce qui est très près de la moyenne nationale). Cette politique de transition représente évidemment un avantage pour les travailleurs qui accomplissaient peu d'heures, mais elle défavorise les travailleurs qui accomplissaient de longues heures. Deuxièmement, pour les emplois qui chevauchent les deux régimes, les heures sont censées être signalées pour la période de l'AE et les semaines pour la période de l'AC; et c'est l'hypothèse des 35 heures par semaine qui sera utilisée pour la période calculée en semaines. Troisièmement, aux fins de l'AE, les heures comprennent toutes les heures rémunérées, que ce soit au taux régulier ou en temps supplémentaire, mais non, par exemple, les heures supplémentaires non rémunérées.

Les tableaux 15 et 16 comparent la moyenne des heures par semaine selon l'enquête et selon les RE (fichier administratif). Dans chaque tableau, les variables continues des heures sont divisées en quatre groupes, pour faciliter les comparaisons. Le premier tableau présente les observations pour lesquelles les heures de travail sont manquantes pour l'une ou l'autre variable. Il y a des variables manquantes pour environ 7,5 p. 100 de l'échantillon (quelques observations pour lesquelles diverses autres variables manquent, en particulier lorsque les deux variables des heures sont manquantes, ont été supprimées, puisqu'elles le seraient de n'importe quelle analyse). Le tableau 16 présente seulement les emplois qui se sont déroulés entièrement pendant la période où seule l'AE était en vigueur, de sorte que le passage d'un régime à l'autre n'entraîne aucune confusion. De toute évidence, on voit clairement dans les deux tableaux qu'il y a des différences importantes dans les heures selon qu'elles sont signalées sur le RE ou par les répondants de l'enquête, même pour les vastes groupes que nous avons retenus. Seulement 52 p. 100 des observations se retrouvent sur la diagonale (c'est-à-dire que les données concordent) au tableau 15, et 56 p. 100 au tableau 16. De plus, un grand nombre d'écarts sont très importants, par exemple un RE indiquant plus de 40 heures alors que le travailleur a signalé moins de 15 heures, et vice versa. La

¹² Outre les problèmes habituels de stratification et de non-réponse, certaines collectivités sont suréchantillonnées, étant donné la conception même de l'enquête.

surdéclaration des heures de la part des répondants par rapport aux employeurs dépasse substantiellement le pourcentage de sous-déclaration. L'ampleur de ces écarts entre les deux mesures semble incroyable, mais il est relativement facile de produire ces chiffres à partir des données, de sorte qu'une erreur de calcul est peu vraisemblable. Je me propose de revenir sur cette question plus tard. À cause de ce problème dans les données, j'utilise autant que possible les heures indiquées sur le RE dans l'analyse qui suit, et je n'utilise les données du sondage que pour les emplois ou le pourcentage des emplois qui tombent pendant la période de l'AC, au moment où les heures n'étaient pas indiquées sur le RE. J'ai été en mesure d'utiliser les heures du RE une bonne partie du temps. Ce choix présente un autre avantage, en ce sens que, peu importe le nombre d'heures qui est « le bon », les heures signalées sur le RE sont celles qui sont utilisées aux fins du régime de l'AE.

3.3 ECPIE — Changements au chapitre de l'admissibilité

L'admissibilité est le fait, pour un chômeur, d'avoir droit à des prestations d'AE. Ainsi, la perte de l'admissibilité (la variable discrète passant de un à zéro) signifie qu'un chômeur qui était autrefois en mesure d'obtenir des prestations ne peut plus en toucher maintenant. La question de savoir si le chômeur demande ou non les prestations auxquelles il est admissible est une question distincte qui fait l'objet d'un autre rapport d'évaluation. De plus, j'utilise l'expression durée des prestations pour indiquer le nombre de semaines de prestations auxquelles le chômeur a droit; je reviendrai sur cette question dans la section suivante.

Le tableau 17 présente une tabulation recoupée comparant l'admissibilité selon les critères de l'AC et les critères de l'AE. Le format du tableau est très semblable à celui des tableaux qui suivent. Le chiffre supérieur de chaque cellule est le nombre pondéré d'observations, et le chiffre inférieur est le pourcentage de la rangée (dans tous les tableaux qui suivent, la somme des pourcentages correspond à 100 dans chaque colonne). Même si le nombre d'observations représentées par chaque cellule n'est généralement pas un nombre entier (étant donné les facteurs de pondération), le total du tableau équivaut au nombre global d'observations. Trois catégories sont définies selon chaque régime : les chômeurs inadmissibles; les chômeurs qui sont admissibles selon le RE de référence (c'est-à-dire à partir du RE de référence seulement, même s'il peut y avoir d'autres RE à leur nom; tout RE supplémentaire n'influencerait que la durée des prestations, mais non l'admissibilité du chômeur); et les chômeurs qui sont admissibles mais qui doivent combiner plusieurs RE pour présenter une demande. J'utilise une règle simple : seuls les RE des 52 semaines précédant le RE de référence (la période de référence de l'AC comme de l'AE) sont pris en considération. Bien sûr, dans la pratique, le RE de référence peut être combiné à des RE ultérieurs, plutôt qu'à des RE antérieurs, pour l'établissement d'une demande. Mais comme les RE subséquents ne seront peut-être pas encore inscrits dans le fichier, j'utilise la règle de l'antériorité dans le cadre de mon analyse, convaincu qu'il s'agit d'une représentation intéressante des répercussions du passage de l'AC à l'AE. Cette technique a été utilisée dans des évaluations précédentes de DRHC et ne semble pas provoquer de distorsions dans les mesures des *changements* dans l'admissibilité ou la durée des prestations qui font l'objet de la présente étude. Cependant, les chômeurs qui présentent une demande de prestations pourront peut-être, en général, obtenir des prestations supérieures à nos prévisions en

combinant des RE de façon optimale. Ainsi, ces calculs doivent être considérés comme de (légères) sous-estimations. De plus, seulement une proportion des chômeurs admissibles demandent en réalité des prestations (voir Storer et Van Audenrode, 1998).

Le tableau 17 montre que le nouveau régime n'a pas eu de répercussions uniformes sur l'ensemble de la population. Certains travailleurs sont devenus admissibles, tandis que d'autres ont perdu leur admissibilité, même si les premiers sont sensiblement plus nombreux. Environ 23,6 p. 100 (9,1 + 14,5) des chômeurs qui n'étaient pas admissibles en vertu de l'AC sont devenus admissibles à l'AE. Par comparaison, environ 7,8 p. 100 (3,3 + 4,5) des personnes qui étaient admissibles à l'AC ne sont plus admissibles à l'AE. Ces changements découlent directement de l'adoption d'un système fondé sur les heures. Les personnes qui gagnent un salaire élevé (plus de 150 \$ par semaine) mais qui font très peu d'heures ne sont plus admissibles, tandis que les personnes qui gagnent moins d'argent, mais qui font légèrement plus d'heures, sont devenues admissibles. Dans l'ensemble, la vaste majorité des travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi, soit environ 88 p. 100, n'ont pas changé de catégorie, selon ma définition, et seulement 7,9 p. 100 ont vu des changements dans leur admissibilité (c'est-à-dire qu'ils sont devenus admissibles ou inadmissibles).

Les tableaux 18 à 24 analysent plus à fond les différences dans les neuf catégories de transition entre l'AC et l'AE du tableau 17 selon diverses caractéristiques des travailleurs, à savoir, dans l'ordre des tableaux : la province, le sexe, l'âge, le niveau de scolarité, la situation de famille, le genre de ménage et l'origine ethnique¹³. Si l'on examine d'abord les données provinciales au tableau 18, on constate que, dans les provinces de l'Atlantique, il y a entre 3 et 7 p. 100 des travailleurs autrefois inadmissibles qui sont devenus admissibles en fonction d'un seul emploi, par rapport à environ 2 p. 100 à l'échelle nationale. Les provinces de l'Atlantique comptent également un pourcentage légèrement plus faible de travailleurs qui ont cessé d'être admissibles en fonction d'un seul emploi (et un pourcentage plus élevé de données manquantes).

Dans le tableau 19, qui compare les hommes et les femmes, on constate que les femmes sont légèrement plus susceptibles d'être devenues admissibles ou d'être devenues inadmissibles en vertu de l'AE, et qu'elles sont moins susceptibles d'avoir maintenu leur admissibilité en fonction d'emplois multiples. Selon les trois grands groupes d'âge, soit les jeunes (25 ans ou moins), les travailleurs d'âge intermédiaire (26 à 55 ans) et les travailleurs plus âgés (56 ans ou plus), le tableau 20 montre clairement que la distribution est très différente chez les jeunes. Environ 33,6 p. 100 d'entre eux étaient inadmissibles avant l'AE et le sont demeurés après, par rapport à 12,7 p. 100 des travailleurs de la catégorie d'âge intermédiaire et à 8,2 p. 100 des travailleurs âgés. Collectivement, la catégorie des « jeunes » compte un pourcentage plus élevé de personnes qui sont plus susceptibles d'avoir connu des changements au chapitre de l'admissibilité, c'est-à-dire de devenir admissibles ou de devenir inadmissibles selon un seul emploi. Le tableau 21 examine les niveaux de scolarité et on y voit peu de différences significatives, sauf dans la catégorie des études universitaires partielles ou achevées, où l'on voit que les travailleurs sont plus susceptibles d'être

¹³ À remarquer que la taille des échantillons diffère légèrement d'un tableau à l'autre, puisque chacun exclut les personnes pour lesquelles la variable pertinente n'est pas connue.

inadmissibles avant ou après le changement — cela peut s'expliquer en grande partie par le nombre d'étudiants universitaires qui se retrouvent dans cette catégorie. Les différences selon la situation de famille sont décrites au tableau 22. Les célibataires, qui ont tendance à être plus jeunes, sont beaucoup plus susceptibles d'être inadmissibles à l'un ou à l'autre régime, et moins susceptibles d'occuper un seul emploi admissible, autant en vertu de l'AC que de l'AE. Il y a très peu de différence entre le groupe des personnes mariées et le groupe des veufs/veuves, des personnes séparées et des personnes divorcées.

Le tableau 23 examine l'admissibilité selon le genre du ménage. Les personnes célibataires (qui vivent seules) ou celles qui sont économiquement « célibataires » mais qui vivent avec d'autres sont plus susceptibles de ne pas être admissibles à l'AC ou l'AE. Un grand nombre de ces personnes sont jeunes; elles sont également plus susceptibles d'avoir connu un changement au chapitre de l'admissibilité (cependant, certaines d'entre elles sont aux études et seraient donc automatiquement inadmissibles). Il ne semble pas y avoir de différences frappantes selon le genre de ménage.

Le tableau 24 présente l'admissibilité selon l'origine ethnique autodéclarée (minorité non visible, minorité visible et Autochtones)¹⁴. Les minorités visibles semblent moins susceptibles de combiner des emplois multiples, et les Autochtones semblent un peu moins susceptibles d'être admissibles selon un seul emploi. Les membres des minorités non visibles semblent légèrement plus susceptibles que la moyenne de la population d'avoir perdu leur admissibilité en fonction d'un seul emploi, tandis que les membres des minorités visibles sont légèrement plus susceptibles d'avoir perdu leur admissibilité en fonction d'emplois multiples.

Le tableau 25, qui présente les résultats de deux régressions probit et de deux régressions logit¹⁵, résume les différences entre les divers groupes démographiques selon un modèle minimal qui tient compte des interactions confusionnelles entre les variables observées. Les coefficients sont difficiles à interpréter, de sorte que le tableau présente également la probabilité d'un changement d'admissibilité lorsque la variable nominale (toutes les variables du côté droit sont des variables nominales), évaluée à la moyenne de l'échantillon, passe de zéro à 1 (changement discret)¹⁶. Il y a deux colonnes intitulées « dL/dx » qui correspondent à la régression probit. Une valeur « dL/dx » de 0,017, par exemple, signifie qu'en moyenne, l'augmentation par personne est de 1,7 p. 100. Ces résultats doivent être considérés uniquement comme des outils descriptifs qui aident à résumer les données. Pour la première régression, la variable dépendante est égale à un si l'observation est que le travailleur est devenu admissible et à zéro autrement, tandis que pour la deuxième, la variable dépendante est égale à un si le travailleur est devenu inadmissible. Cette approche permet de comprendre la signification statistique des effets observés.

¹⁴ Le statut de minorité visible et d'Autochtone est autodéclaré dans l'ECPIE.

¹⁵ Comme le pourcentage des observations dont les variables dépendantes sont égales à un n'est pas très grand, on a fait des régressions logit et des régressions probit pour déterminer la sensibilité des résultats à l'hypothèse distributionnelle.

¹⁶ Ces changements dans la mesure de la probabilité sont assortis d'interprétations très semblables aux interprétations des coefficients de régression des moindres carrés ordinaires.

Une répercussion importante de la législation qu'on peut observer au tableau 25, c'est que par rapport aux autres Canadiens, les travailleurs dans les provinces de l'Atlantique ont été plus nombreux à devenir admissibles, mais aussi plus nombreux à devenir inadmissibles. Autre répercussion importante : les femmes et les jeunes sont plus nombreux à devenir *à la fois* admissibles et inadmissibles que les hommes et les travailleurs d'âge intermédiaire, respectivement. En effet, ces populations comptent des proportions beaucoup plus élevées d'emplois autour de la marque des 15 heures par semaine, de sorte que l'influence de la législation s'exerce sur elles dans les deux sens. Il ne semble par y avoir de différence dans les répercussions de la législation selon le niveau de scolarité et le statut de minorité visible. Même si les coefficients sont statistiquement significatifs, les probabilités qu'ils représentent sont toujours d'ampleur très limitée. Par exemple, dans la colonne 1 (probits qu'un travailleur devienne admissible), la probabilité d'une femme de devenir admissible augmente d'à peine un peu plus de 2 p. 100, et celle d'un jeune, d'environ 3,4 p. 100. À Terre-Neuve, les probabilités augmentent de 4 p. 100, tandis que dans les territoires, elles diminuent à peu près dans les mêmes proportions.

3.4 ECPIE — Changements dans la durée des prestations

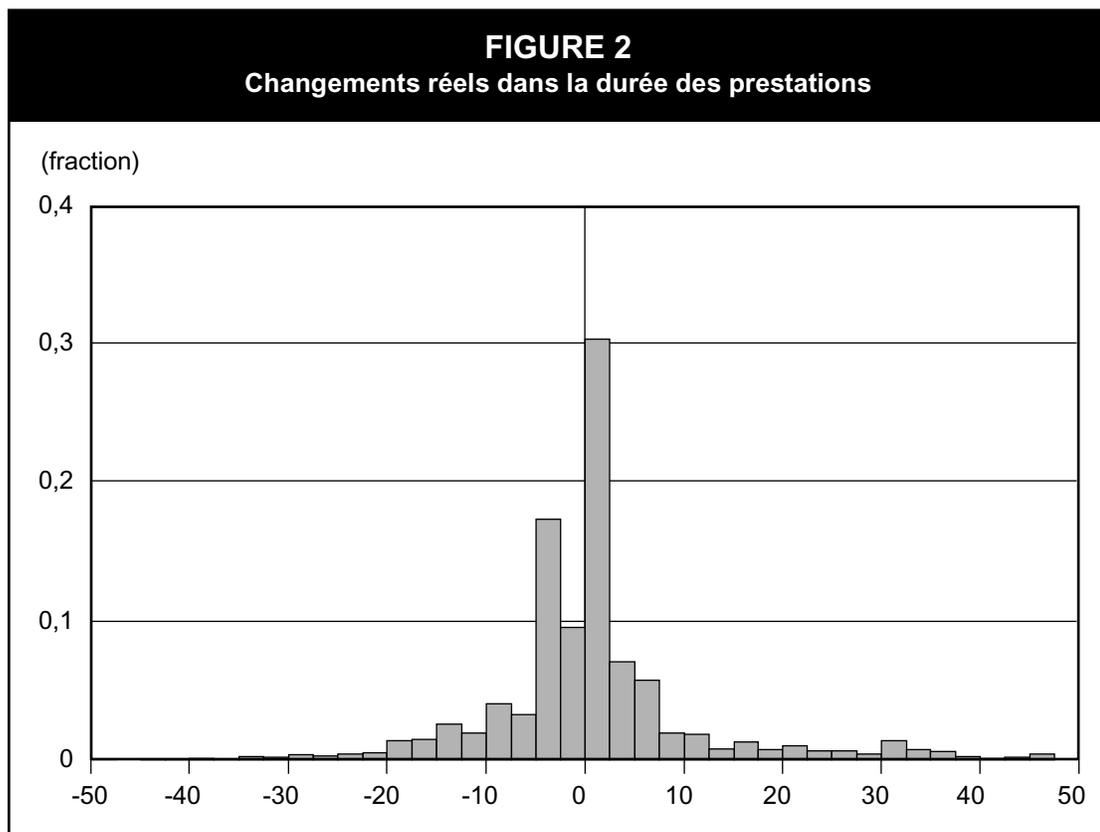
La durée des prestations a été calculée pour les cohortes 7, 8 et 9, d'abord selon les règles de l'AC et ensuite selon les règles de l'AE; les résultants sont présentés au tableau 26, selon les 9 mêmes catégories que l'analyse de l'admissibilité. Évidemment, la définition des catégories diffère légèrement, puisque certaines personnes admissibles à l'AE à partir du seul RE de référence ont en fait de multiples RE, qui sont tous utilisés dans le calcul de la durée des prestations¹⁷. La rangée supérieure représente les 15 p. 100 de l'échantillon qui n'étaient pas admissibles à l'AC et qui ne le sont pas à l'AE, de sorte qu'ils n'affichent aucun changement au chapitre de l'admissibilité. Les personnes qui sont devenues admissibles selon un seul emploi ont droit, en moyenne, à près de 24 semaines de prestations. La durée minimale des prestations dans leur cas est de 14 semaines, et la durée maximale, de 45 semaines; en d'autres termes, elles représentent toute la gamme des durées possibles. La plupart cependant se rapprochent de la moyenne, puisque le 25^e et le 75^e centile correspondent à 19 et à 26 semaines, respectivement. Les travailleurs autrefois inadmissibles qui sont devenus admissibles selon des emplois multiples ont vu la durée de leurs prestations augmenter de 29,3 semaines en moyenne. Ceux qui sont devenus inadmissibles font face à une réduction d'environ 30 semaines si leur demande repose sur un emploi unique, et de 23 semaines si elle repose sur de multiples emplois.

Comme il y a plus de personnes qui sont devenues admissibles, dans l'ensemble, le nombre de semaines de prestations augmente. Mais même chez les travailleurs autrefois admissible qui le sont demeurés, la durée des prestations a pu changer. En vertu de l'AC, les travailleurs qui combinaient des RE pour établir leur demande ont généralement vu la durée de leurs

¹⁷ Par conséquent, certains travailleurs se retrouvent dans l'une des catégories « un seul emploi » puisqu'ils sont admissibles aux prestations en fonction d'un seul emploi, mais la durée de leurs prestations est en fait calculée selon tous les emplois qu'ils ont occupés pendant la période de référence.

prestations augmenter après l'adoption de l'AE. Cependant, ceux dont la demande de prestations repose sur un seul emploi ont vu la durée de leurs prestations diminuer — ce qui s'explique en grande partie par la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 semaines à 45; on reviendra sur cette question un peu plus loin. En dépit des importants changements qu'ont subis certains travailleurs, pour l'ensemble du système, il y a eu peu de changements dans la durée des prestations, la réduction moyenne n'étant que d'environ 0,3 semaine.

La figure 2 est un histogramme de la distribution des réductions dans la durée des prestations, une ligne verticale étant tirée à la hauteur du zéro. La distribution est bimodale, la plupart des travailleurs n'ayant subi qu'un léger changement dans la durée des prestations. Il y a un pic assez important représentant une perte de 5 semaines, ce qui correspond au changement dans la durée maximale des prestations. La distribution comporte aussi, cependant, deux queues longues mais étroites à gauche et à droite, qui reflètent les importants changements qu'ont subis certains travailleurs qui ont été très touchés par les nouvelles dispositions relatives aux heures. Certains qui, en vertu de l'AC, avaient un (deuxième) emploi inadmissible aux prestations ont connu une importante augmentation, tandis que d'autres dont les horaires de 16 à 18 heures par semaine étaient autrefois considérés comme des semaines complètes aux fins des prestations ont constaté qu'ils ne comptent plus maintenant que pour environ la moitié d'une semaine.



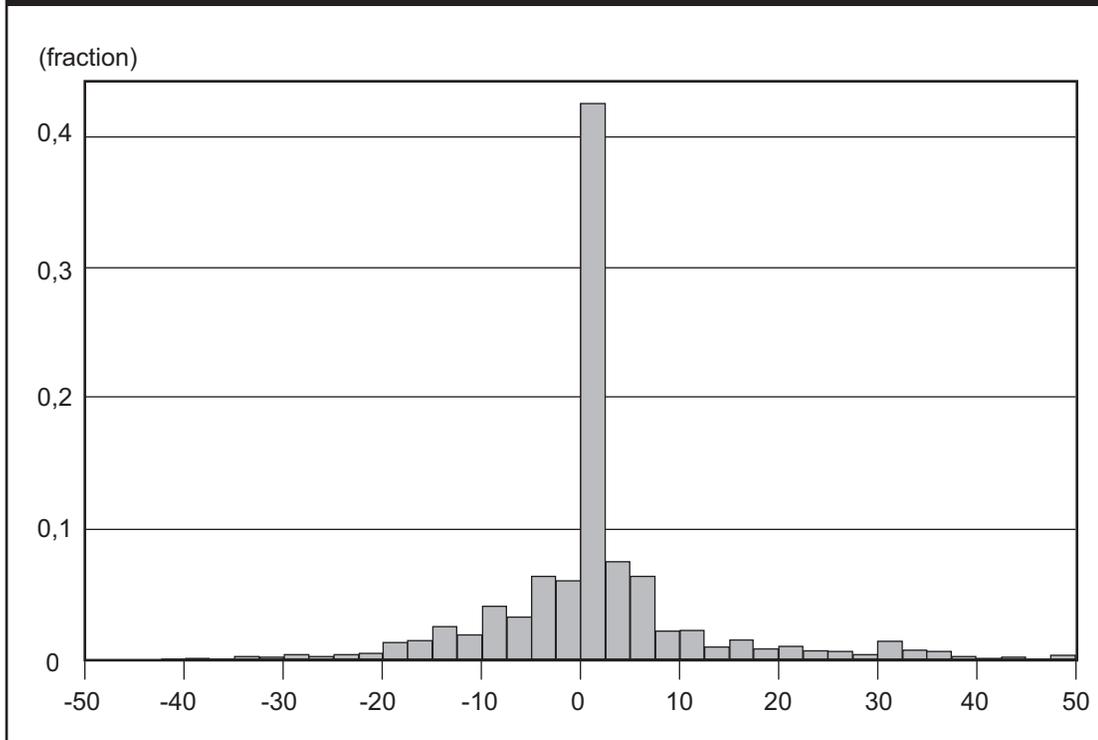
Le tableau 27 reprend l'analyse du tableau 26 en posant la question suivante : quelle aurait été la durée des prestations si le nouveau régime de l'AE fondé sur les heures avait été adopté sans que la durée maximale des prestations ne soit réduite de 50 à 45 semaines? (Pour faire cette analyse, on convertit la table d'admissibilité à l'AC en une nouvelle table d'admissibilité en utilisant un horaire de 35 heures par semaine comme facteur de conversion; c'est la même formule qui a été retenue par DRHC lors du passage des semaines aux heures.) En d'autres termes, le tableau 27 isole le changement relatif aux heures en supprimant hypothétiquement l'effet de la réduction de la durée maximale des prestations. Pour la presque totalité des groupes, sauf ceux qui ont cessé d'être admissibles, on constate une légère augmentation de la durée moyenne des semaines de prestations. Dans l'ensemble, le seul changement relatif aux heures aurait eu pour effet d'augmenter la durée des prestations d'environ 0,4 semaine en moyenne, plutôt que de l'écourter d'environ 0,3 semaine. Il faut également se souvenir que les critères d'admissibilité ont eux aussi changé, de sorte que les personnes qui ont connu une cessation d'emploi sont plus nombreuses à être admissibles. Selon le calcul fondé sur les heures, l'AE est légèrement plus généreuse que ne l'était l'AC, en général. C'est à cause de la seule réduction de la durée maximale des prestations, qui se répercute sur les travailleurs occupant leur emploi depuis plus longtemps, que le régime d'AE peut se révéler en somme moins généreux.

La figure 3 illustre les changements dans la durée des prestations repris du tableau 27 (une fois éliminé l'effet de la réduction de la durée maximale de 50 à 45 semaines). L'important pic à gauche du zéro s'en trouve éliminé, mais il y a dorénavant un pic énorme au zéro (à remarquer que l'échelle de l'axe Y a changé par rapport à la figure 2).

Pour définir les caractéristiques des travailleurs qui ont vu la durée de leurs prestations augmenter ou diminuer, on eu recours à la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et à des régressions probit ordonnées pour tester les spécifications; le changement dans la durée des prestations des travailleurs admissibles en vertu de l'AC ou en vertu de l'AE sert de variable dépendante. L'échantillon est composé de toutes les personnes qui étaient admissibles selon l'un ou l'autre régime. Les résultats, présentés au tableau 28, laissent penser que dans le cas des femmes, la durée des prestations a été réduite d'environ deux semaines de plus que chez les hommes, et chez les travailleurs plus âgés, d'environ 1,7 semaine de plus que chez les travailleurs d'âge intermédiaire. Il y a peu de différences selon les régions géographiques, à cette exception que les personnes qui habitent dans les territoires ont perdu trois semaines de plus que les travailleurs de l'Ontario. En outre, les travailleurs dont la scolarité est plus élevée que le niveau secondaire ont également essuyé une perte légèrement plus importante que les travailleurs moins instruits.

FIGURE 3

Changements dans la durée des prestations (une fois exclu l'effet de la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines)



4. Analyse

Un grand nombre des résultats observés ici, qui sont résumés brièvement dans le condensé qu'on trouve au début du rapport, sont relativement faibles par rapport à l'ensemble de la population active, mais certains sont importants pour le groupe de référence. Il est donc difficile de les interpréter. De plus, il y a des différences nettement importantes dans les répercussions des changements apportés à la loi selon les travailleurs, certains ayant connu d'importantes augmentations dans les prestations, d'autres ayant essuyé d'importantes pertes, en vertu d'une même règle.

Il convient de répéter la mise en garde qui s'appliquait à une grande partie de nos travaux : il est difficile d'interpréter ces résultats, puisque l'évolution de la conjoncture économique a pu influencer les mesures estimées. De plus, il faut se souvenir qu'il s'est écoulé peu de temps depuis l'adoption de la nouvelle loi, et que de nombreux changements de cette nature prennent beaucoup de temps avant de se répercuter sur le comportement des travailleurs ou des entreprises. Certains effets limités observés ici pourraient devenir assez importants à mesure que les gens s'adaptent plus pleinement à la nouvelle réglementation de l'assurance-emploi (AE).

Notes biographiques

Arthur Sweetman a obtenu son doctorat à l'Université McMaster en 1996, et est professeur assistant en économie à l'Université de Victoria, en Colombie-Britannique. Il a étudié le marché du travail et l'économétrie, et a fait des recherches notamment sur l'assurance-chômage, les syndicats, la discrimination, l'éducation, l'immigration et les travailleurs déplacés. Il est également chercheur principal au centre d'excellence sur l'immigration RIIM (Recherche sur l'immigration et l'intégration dans les métropoles) et il fait partie du Réseau de recherche de l'Ouest sur l'éducation et la formation RIIM (une initiative parrainée par le CRSH).

Bibliographie

CARD, D., et A. KRUEGER. « Minimum Wages and Employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania », *American Economic Review*, 84, p. 772-793, 1994.

BAKER, M., D. BENJAMIN et S. STANGER. « The highs and lows of the minimum wage effect: a time-series cross-section study of the Canadian law », *Journal of Labor Economics*, 17, p. 318-350, 1997.

GREEN, D.A., et W.C. RIDDELL. « Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis », *Economic Journal*, 107, p. 17-35, 1997.

GREEN, D.A., et T.C. SARGENT. « Unemployment Insurance and Job Durations: Seasonal and Non-seasonal Jobs », *Revue canadienne d'économique*, 31, p. 247-278, 1998.

KUHN, P. J., et A. SWEETMAN. « La durée de l'emploi avant sa cessation et l'admissibilité à l'assurance-chômage », rapport final à l'intention de Développement des ressources humaines Canada, (mai 1998).

KUHN, P. J., et A. SWEETMAN. « Unemployment Insurance and Quits in Canada », *Revue canadienne d'économique*, 31, p. 549-572, 1998b.

NAKAMURA, Alice O., et W. Erwin DIEWERT. « Unemployment Insurance in Canada: Problems and Recent Reforms », à paraître dans un ouvrage de l'Institut Upjohn publié sous la direction de William Alpert et Stephen Woodbury, 1997.

STORER, P., et M. VAN AUDENRODE. « L'admissibilité aux prestations d'AC, la participation aux prestations et le Compte d'AC », rapport final à l'intention de Développement des ressources humaines Canada, (mai 1998).

Tableaux

TABLEAU 1
Changements attribuables à l'attraction des nombres ronds selon des multiples de cinq (% des répondants qui signalent avoir travaillé pendant des multiples de cinq heures par semaine)

%	Hommes			Femmes		
	Tous	Temps partiel	<= 22 hs	Toutes	Temps partiel	<= 22 hs
Févr 1995	68,09	42,19	46,66	57,78	39,57	43,48
Juin 1995	71,25	43,47	46,96	60,51	42,89	48,22
Févr 1996	68,74	41,01	43,65	59,02	41,74	45,76
Juin 1996	70,79	44,22	47,43	60,21	43,71	48,35
Févr 1997	63,79	38,48	41,97	51,35	35,51	39,23
Juin 1997	65,32	39,02	43,84	54,76	37,96	42,13
Févr 1998	60,86	37,77	40,71	50,22	34,79	39,71
Juin 1998	64,77	40,79	44,74	53,32	36,08	41,62
<i>test F97</i>	0,000	0,022	0,037	0,000	0,000	0,000
<i>test J97</i>	0,000	0,001	0,006	0,000	0,000	0,000
<i>test F98</i>	0,000	0,004	0,051	0,000	0,000	0,000
<i>test J98</i>	0,000	0,029	0,155	0,000	0,000	0,000

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement). Les titres des colonnes renvoient aux heures de travail pendant la semaine du sondage; les colonnes « tous » et « toutes » représentent l'ensemble des travailleurs et des travailleuses; le « temps partiel » est <30 heures.

TABLEAU 2
Pourcentage des travailleurs qui cumulent des emplois

%	Hommes				Femmes			
	Tous	Jeunes	TPa nombreux	Faible durée d'occupation	Toutes	Jeunes	TPa nombreux	Faible durée d'occupation
Tous les emplois								
Févr 1995	4,07	4,86	4,72	5,46	5,41	6,94	5,22	7,87
Juin 1995	4,16	5,32	5,23	4,66	5,21	8,02	5,40	8,08
Févr 1996	4,40	4,71	4,79	5,69	5,72	8,49	6,19	7,87
Juin 1996	4,52	5,82	5,79	5,70	5,89	9,78	6,40	8,60
Févr 1997	4,41	4,79	5,20	6,07	5,67	7,97	6,62	8,95
Juin 1997	4,52	5,65	5,95	5,33	5,79	9,70	7,03	8,78
Févr 1998	4,26	4,80	4,84	6,18	5,80	8,27	6,44	9,44
Juin 1998	4,50	5,79	5,34	6,10	5,63	8,92	6,84	8,50
<i>test F97</i>	0,458	0,830	0,435	0,475	0,658	0,681	0,051	0,131
<i>test J97</i>	0,366	0,923	0,367	0,680	0,355	0,253	0,011	0,589
<i>test F98</i>	0,890	0,847	0,998	0,315	0,340	0,332	0,084	0,030
<i>test J98</i>	0,388	0,746	0,959	0,082	0,839	0,983	0,042	0,872
Cumul emplois emplois TPa								
Févr 1995	7,53	6,24	6,29	7,99	8,98	7,79	7,26	9,33
Juin 1995	7,91	7,06	7,90	6,52	9,63	8,80	7,77	10,20
Févr 1996	8,27	5,21	6,47	6,81	10,04	10,14	8,44	9,48
Juin 1996	9,07	7,36	7,67	9,00	10,55	11,57	9,42	11,04
Févr 1997	8,41	5,86	6,84	9,33	9,60	10,13	8,63	10,72
Juin 1997	9,19	7,35	8,17	7,81	10,53	12,37	9,62	11,65
Févr 1998	7,80	6,10	7,85	8,32	9,76	8,89	8,58	12,23
Juin 1998	9,34	7,75	8,64	8,28	10,38	11,74	9,61	10,75
<i>test F97</i>	0,496	0,858	0,611	0,192	0,175	0,253	0,292	0,220
<i>test J97</i>	0,395	0,887	0,713	0,964	0,481	0,049	0,188	0,411
<i>test F98</i>	0,885	0,650	0,154	0,500	0,794	0,905	0,328	0,013
<i>test J98</i>	0,309	0,603	0,441	0,692	0,609	0,155	0,212	0,909
N moyen	3 092	1 614	1 526	984	6 990	2 022	3 213	1 626

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel pour le sous-échantillon plus limité des travailleurs qui cumulent des emplois à temps partiel (TPa) (voir la section 2.3). Dans les colonnes, les « jeunes » ont <=24 ans, « TPa nombreux » représente les branches d'activité où >15 p. 100 des travailleurs font <20 h/s, et la colonne « faible durée d'occupation » représente les emplois occupés depuis moins de 6 mois. La partie inférieure du tableau représente les travailleurs qui cumulent plusieurs emplois à temps partiel (<30 h/s).

TABLEAU 3
Pourcentage des travailleurs qui font moins de 15 heures,
groupes présentant des risques élevés

%	Hommes				Femmes			
	Tous	Jeunes	TPa nombreux	Faible durée d'occupation	Toutes	Jeunes	TPa nombreux	Faible durée d'occupation
< 15 heures								
Févr 1995	5,39	21,89	12,94	14,90	10,17	26,85	16,72	20,85
Juin 1995	4,29	15,67	10,43	9,06	8,12	17,27	13,04	14,05
Févr 1996	5,92	23,49	12,91	15,86	10,29	28,31	17,72	22,78
Juin 1996	4,09	14,78	9,92	8,82	8,43	19,92	13,96	16,18
Févr 1997	5,38	23,25	13,39	13,86	11,12	31,41	19,97	24,71
Juin 1997	3,49	12,32	8,34	6,88	7,99	18,43	13,45	14,84
Févr 1998	5,30	21,54	12,90	13,69	9,99	27,98	15,84	19,92
Juin 1998	3,66	12,59	8,64	7,39	8,08	18,83	13,10	14,12
<i>test F97</i>	0,221	0,584	0,501	0,125	0,005	0,001	0,000	0,012
<i>test J97</i>	0,000	0,000	0,001	0,000	0,300	0,889	0,931	0,784
<i>test F98</i>	0,112	0,283	0,982	0,075	0,425	0,752	0,038	0,080
<i>test J98</i>	0,003	0,000	0,007	0,009	0,469	0,770	0,507	0,268
N moyen	24 211	4 061	5 422	3 981	22 304	3 575	7 093	3 558

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel (voir la section 2.3). Dans les colonnes, les « jeunes » ont <=24 ans, « TPa nombreux » représente les branches d'activité où >15 p. 100 des travailleurs font <20 h/s (voir le renvoi 6 dans le texte), et la colonne « faible durée d'occupation » représente les emplois occupés depuis moins de 6 mois.

TABLEAU 4
Pourcentage des travailleurs qui font moins de 15 heures, selon la province

%	Hommes				Femmes			
	Atlan- tique	Ontario	Québec	Ouest	Atlan- tique	Ontario	Québec	Ouest
<15 heures								
Févr 1995	6,57	5,04	5,24	5,73	9,88	10,35	8,71	11,13
Juin 1995	3,40	4,68	3,55	4,63	7,59	8,77	5,87	9,18
Févr 1996	6,92	5,70	6,20	5,76	10,86	10,84	8,62	10,74
Juin 1996	3,40	4,49	3,69	4,04	7,09	9,17	6,91	8,97
Févr 1997	5,33	5,74	4,64	5,51	11,17	11,01	9,32	12,70
Juin 1997	3,31	3,84	2,62	3,81	7,48	8,41	6,25	8,96
Févr 1998	6,19	5,63	4,71	5,13	10,47	9,88	8,96	10,82
Juin 1998	3,75	3,71	3,02	4,11	7,53	8,56	7,27	8,19
<i>test F97</i>	0,007	0,348	0,031	0,545	0,240	0,437	0,334	0,001
<i>test J97</i>	0,809	0,016	0,004	0,096	0,804	0,231	0,812	0,806
<i>test F98</i>	0,319	0,506	0,048	0,093	0,879	0,162	0,667	0,822
<i>test J98</i>	0,353	0,005	0,110	0,482	0,724	0,386	0,138	0,050
N moyen	4 202	7 823	4 664	7 504	4 021	7 206	3 981	7 080
<p>Nota : Les tests sont des tests <i>t</i> des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs <i>p</i> (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel (voir la section 2.3).</p>								

TABLEAU 5
Distribution des heures des travailleurs qui font < 15 heures/semaine
Échantillon fractionné au seuil minimum d'admissibilité à l'AE

%	Hommes				Femmes			
	Tous	Jeunes	TPa nombreux	Faible durée d'occupation	Toutes	Jeunes	TPa nombreux	Faible durée d'occupation
< seuil d'admissibilité								
Févr 1995	3,76	15,38	8,59	10,74	6,77	18,44	10,73	14,01
Juin 1995	3,06	11,46	7,34	6,99	5,45	11,96	8,55	9,45
Févr 1996	4,30	16,94	9,00	11,29	7,15	20,18	12,03	17,11
Juin 1996	2,93	10,39	6,67	6,35	5,90	14,07	9,51	11,60
Févr 1997	3,78	16,27	9,08	9,96	7,48	22,68	13,39	17,10
Juin 1997	2,46	9,00	5,61	5,31	5,14	12,00	8,37	10,19
Févr 1998	3,68	15,12	8,68	10,24	6,64	19,21	10,13	13,34
Juin 1998	2,36	8,61	5,50	4,87	5,51	13,42	8,74	10,92
<i>test F97</i>	0,200	0,884	0,636	0,311	0,046	0,002	0,001	0,116
<i>test J97</i>	0,000	0,003	0,003	0,008	0,014	0,202	0,172	0,693
<i>test F98</i>	0,066	0,260	0,844	0,349	0,208	0,914	0,023	0,016
<i>test J98</i>	0,000	0,000	0,001	0,000	0,486	0,592	0,560	0,722
Seuil 15 heures								
Févr 1995	1,64	6,51	4,35	4,16	3,40	8,42	5,99	6,84
Juin 1995	1,23	4,20	3,09	2,08	2,67	5,31	4,48	4,60
Févr 1996	1,62	6,55	3,92	4,56	3,14	8,13	5,69	5,67
Juin 1996	1,15	4,38	3,25	2,47	2,53	5,86	4,45	4,59
Févr 1997	1,59	6,98	4,32	3,90	3,63	8,73	6,58	7,62
Juin 1997	1,03	3,32	2,73	1,57	2,86	6,43	5,08	4,64
Févr 1998	1,62	6,42	4,22	3,45	3,34	8,77	5,71	6,58
Juin 1998	1,29	3,98	3,14	2,52	2,56	5,41	4,36	3,89
<i>test F97</i>	0,792	0,494	0,645	0,426	0,053	0,531	0,091	0,061
<i>test J97</i>	0,087	0,018	0,175	0,012	0,121	0,139	0,113	0,918
<i>test F98</i>	0,942	0,870	0,814	0,079	0,677	0,509	0,757	0,637
<i>test J98</i>	0,347	0,483	0,919	0,459	0,809	0,770	0,771	0,157

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si on conclut qu'il y a eu un changement). Le « seuil » est le nombre minimum d'heures de travail par semaine qu'un travailleur employé pendant toute la période de référence doit effectuer en moyenne pour être admissible à l'AE, selon le taux de chômage dans la province (voir la section 2.4). Dans les colonnes, les « jeunes » ont <=24 ans, « TPa nombreux » représente les branches d'activité où >15 p. 100 des travailleurs font <20 h/s (voir le renvoi 6 dans le texte), et la colonne « faible durée d'occupation » représente les emplois occupés depuis moins de 6 mois.

TABLEAU 6
Distribution des heures des travailleurs qui font < 15 heures/semaine
Échantillon fractionné au seuil minimum d'admissibilité à l'AE — par région

%	Hommes				Femmes			
	Atlantique	Ontario	Québec	Ouest	Atlantique	Ontario	Québec	Ouest
<seuil d'admissibilité								
Févr 1995	3,17	3,77	3,07	4,46	4,50	7,51	4,67	7,97
Juin 1995	1,65	3,53	1,96	3,71	3,45	6,33	3,02	6,70
Févr 1996	3,21	4,78	3,42	4,62	4,99	8,22	4,60	8,21
Juin 1996	1,89	3,36	2,36	3,09	3,39	7,10	3,81	6,56
Févr 1997	2,98	4,52	2,34	4,16	5,45	8,11	4,90	9,20
Juin 1997	1,70	3,00	1,33	2,90	3,59	5,79	2,80	6,50
Févr 1998	3,11	4,21	2,59	3,97	5,43	7,27	4,56	7,71
Juin 1998	1,66	2,63	1,24	3,12	3,49	6,63	3,67	5,93
<i>test F97</i>	0,587	0,487	0,010	0,260	0,148	0,583	0,587	0,022
<i>test J97</i>	0,786	0,102	0,001	0,070	0,671	0,019	0,119	0,758
<i>test F98</i>	0,848	0,818	0,089	0,082	0,161	0,186	0,870	0,394
<i>test J98</i>	0,660	0,003	0,000	0,326	0,855	0,854	0,548	0,071
Seuil 15 heures								
Févr 1995	3,41	1,27	2,17	1,27	5,39	2,85	4,04	3,16
Juin 1995	1,75	1,15	1,59	0,92	4,14	2,45	2,85	2,47
Févr 1996	3,71	0,92	2,78	1,14	5,87	2,62	4,02	2,52
Juin 1996	1,51	1,13	1,33	0,95	3,70	2,07	3,10	2,42
Févr 1997	2,36	1,22	2,30	1,35	5,72	2,89	4,42	3,51
Juin 1997	1,61	0,84	1,29	0,91	3,89	2,62	3,44	2,45
Févr 1998	3,08	1,42	2,12	1,16	5,04	2,61	4,40	3,11
Juin 1998	2,09	1,08	1,78	0,98	4,04	1,93	3,60	2,25
<i>test F97</i>	0,001	0,501	0,633	0,451	0,845	0,576	0,427	0,029
<i>test J97</i>	0,943	0,049	0,475	0,877	0,934	0,162	0,274	0,973
<i>test F98</i>	0,244	0,083	0,306	0,783	0,244	0,643	0,445	0,355
<i>test J98</i>	0,098	0,705	0,266	0,728	0,762	0,145	0,143	0,447

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). Le « seuil » est le nombre minimum d'heures de travail par semaine qu'un travailleur employé pendant toute la période de référence doit effectuer en moyenne pour être admissible à l'AE, selon le taux de chômage dans la province (voir la section 2.4).

TABLEAU 7
Distribution des heures, 15 à 30 heures et plus de 30 heures, selon le niveau de risque

%	Hommes				Femmes			
	Tous	Jeunes	TPa nombreux	Faible durée d'occupation	Toutes	Jeunes	TPa nombreux	Faible durée d'occupation
15 à <30 heures								
Févr 1995	8,40	22,91	17,44	15,29	20,46	27,52	27,64	28,16
Juin 1995	7,27	19,80	15,73	11,85	20,07	29,69	29,09	25,73
Févr 1996	8,31	24,31	16,71	15,84	20,55	30,64	28,92	27,93
Juin 1996	7,57	19,43	15,71	12,99	19,57	28,77	28,10	24,01
Févr 1997	7,89	21,75	15,48	14,33	20,77	28,42	28,80	26,87
Juin 1997	7,19	18,49	14,60	11,29	20,28	29,33	29,23	24,84
Févr 1998	8,28	23,06	15,93	13,23	21,66	30,22	30,61	27,30
Juin 1998	7,96	20,83	17,37	13,00	19,48	27,88	27,32	23,31
<i>test F97</i>	0,093	0,091	0,046	0,206	0,531	0,578	0,525	0,327
<i>test J97</i>	0,351	0,206	0,119	0,118	0,249	0,929	0,426	0,981
<i>test F98</i>	0,803	0,634	0,154	0,011	0,006	0,347	0,006	0,523
<i>test J98</i>	0,041	0,188	0,034	0,428	0,402	0,214	0,117	0,138
30 heures et plus								
Févr 1995	86,21	55,20	69,62	69,81	69,37	45,63	55,64	50,99
Juin 1995	88,44	64,54	73,85	79,09	71,81	53,03	57,87	60,22
Févr 1996	85,77	52,20	70,38	68,31	69,16	41,05	53,36	49,29
Juin 1996	88,34	65,80	74,37	78,19	71,99	51,30	57,93	59,81
Févr 1997	86,74	55,00	71,13	71,81	68,12	40,17	51,23	48,42
Juin 1997	89,32	69,19	77,06	81,83	71,73	52,24	57,32	60,32
Févr 1998	86,41	55,40	71,18	73,08	68,36	41,80	53,55	52,78
Juin 1998	88,38	66,58	73,98	79,61	72,44	53,28	59,58	62,57
<i>test F97</i>	0,026	0,290	0,223	0,029	0,016	0,014	0,000	0,203
<i>test J97</i>	0,002	0,000	0,001	0,000	0,736	0,956	0,525	0,777
<i>test F98</i>	0,229	0,168	0,205	0,001	0,059	0,217	0,309	0,054
<i>test J98</i>	0,970	0,176	0,778	0,283	0,207	0,348	0,055	0,033
N moyen	24 211	4 061	5 422	3 981	22 304	3 575	7 093	3 558

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel (voir la section 2.3). Dans les colonnes, les « jeunes » ont <=24 ans, « TPa nombreux » représente les branches d'activité où >15 p. 100 des travailleurs font <20 h/s (voir le renvoi 6 dans le texte), et la colonne « faible durée d'occupation » représente les emplois occupés depuis moins de 6 mois.

TABLEAU 8
Distribution des heures, 15 à 30 heures et plus de 30 heures, selon la province

%	Hommes				Femmes			
	Atlan- tique	Ontario	Québec	Ouest	Atlan- tique	Ontario	Québec	Ouest
15 à <30 heures								
Févr 1995	7,64	8,43	8,56	8,40	19,49	19,62	20,22	22,03
Juin 1995	7,02	7,55	6,38	7,72	18,77	19,00	21,62	20,58
Févr 1996	8,20	8,08	8,52	8,47	18,77	19,47	20,58	22,40
Juin 1996	7,93	7,53	7,86	7,29	18,38	19,05	19,93	20,28
Févr 1997	8,06	8,07	7,94	7,56	20,83	19,12	21,65	22,26
Juin 1997	6,83	7,34	7,17	7,08	19,74	19,59	19,92	21,61
Févr 1998	7,78	8,08	7,69	9,16	20,72	20,52	21,02	23,91
Juin 1998	8,00	7,62	7,28	8,99	19,22	18,60	18,37	21,57
<i>test F97</i>	0,812	0,704	0,348	0,051	0,055	0,522	0,210	0,954
<i>test J97</i>	0,224	0,628	0,929	0,320	0,167	0,383	0,367	0,085
<i>test F98</i>	0,821	0,720	0,184	0,127	0,077	0,154	0,531	0,018
<i>test J98</i>	0,350	0,869	0,785	0,001	0,425	0,516	0,010	0,091
30 heures et plus								
Févr 1995	85,79	86,53	86,20	85,87	70,63	70,03	71,07	66,84
Juin 1995	89,58	87,77	90,08	87,65	73,64	72,22	72,51	70,24
Févr 1996	84,88	86,22	85,28	85,76	70,37	69,69	70,80	66,87
Juin 1996	88,67	87,97	88,45	88,67	74,53	71,77	73,16	70,74
Févr 1997	86,61	86,19	87,42	86,93	68,00	69,88	69,03	65,04
Juin 1997	89,85	88,82	90,22	89,11	72,79	72,00	73,84	69,44
Févr 1998	86,03	86,29	87,60	85,72	68,82	69,60	70,02	65,27
Juin 1998	88,26	88,67	89,70	86,91	73,25	72,84	74,36	70,24
<i>test F97</i>	0,077	0,760	0,029	0,045	0,016	0,963	0,081	0,024
<i>test J97</i>	0,220	0,082	0,143	0,052	0,168	0,943	0,337	0,169
<i>test F98</i>	0,332	0,861	0,019	0,837	0,107	0,746	0,419	0,049
<i>test J98</i>	0,161	0,134	0,611	0,030	0,377	0,239	0,141	0,761
N moyen	4 202	7 823	4 664	7 504	4 021	7 206	3 981	7 080
Nota : Les tests sont des tests <i>t</i> des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs <i>p</i> (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). N représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel (voir la section 2.3).								

TABLEAU 9
Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent moins de 15 heures par semaine

Employés	Hommes					Femmes				
	Canada	Atlan- tique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlan- tique	Québec	Ontario	Ouest
Févr 1995	0,63	1,10	0,87	0,35	0,68	0,84	1,21	1,15	0,58	0,87
Juin 1995	0,77	0,74	1,05	0,73	0,58	0,84	1,03	0,72	0,62	1,18
Févr 1996	0,71	1,09	1,00	0,50	0,66	0,93	1,21	1,09	0,83	0,87
Juin 1996	0,65	0,84	0,81	0,52	0,65	0,93	0,97	1,15	0,76	0,97
Févr 1997	0,26	0,52	0,32	0,16	0,30	0,42	0,48	0,30	0,43	0,47
Juin 1997	0,46	0,67	0,46	0,41	0,45	0,56	1,03	0,52	0,48	0,58
Févr 1998	0,32	0,40	0,31	0,31	0,32	0,40	0,62	0,39	0,24	0,57
Juin 1998	0,37	0,94	0,28	0,29	0,40	0,70	1,00	0,62	0,62	0,78
<i>test F97</i>	0,000	0,004	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,033	0,003
<i>test J97</i>	0,000	0,477	0,006	0,047	0,145	0,000	0,874	0,017	0,069	0,000
<i>test F98</i>	0,000	0,000	0,000	0,188	0,001	0,000	0,002	0,000	0,000	0,031
<i>test J98</i>	0,000	0,422	0,000	0,001	0,035	0,021	0,997	0,095	0,554	0,058
Nombre										
Févr 1995	34 465	4 078	11 807	7 634	10 946	41 886	4 234	13 267	11 668	12 717
Juin 1995	45 285	3 207	15 279	16 959	9 840	43 465	3 894	8 786	12 788	17 997
Févr 1996	39 109	3 993	13 358	11 167	10 591	46 176	4 143	12 748	16 549	12 736
Juin 1996	38 553	3 604	11 742	12 062	11 145	48 308	3 644	13 883	15 984	14 797
Févr 1997	14 407	1 893	4 152	3 506	4 856	20 498	1 648	3 563	8 458	6 829
Juin 1997	27 078	2 941	6 818	9 564	7 755	28 508	3 869	6 246	9 562	8 831
Févr 1998	18 005	1 483	4 154	7 040	5 328	20 389	2 238	4 587	4 936	8 628
Juin 1998	22 136	4 128	4 117	7 019	6 872	37 158	3 918	7 552	13 260	12 428
<i>test F97</i>	0,000	0,003	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,027	0,002
<i>test J97</i>	0,000	0,517	0,008	0,045	0,147	0,000	0,899	0,017	0,049	0,000
<i>test F98</i>	0,000	0,000	0,000	0,255	0,002	0,000	0,004	0,000	0,000	0,046
<i>test J98</i>	0,000	0,379	0,000	0,001	0,043	0,044	0,837	0,100	0,672	0,101

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). La partie supérieure du tableau présente le pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent moins de 15 heures par semaine par rapport à l'emploi total. La partie inférieure donne le nombre de nouveaux emplois dans la population que représentent les pourcentages de la partie supérieure.

TABLEAU 10
Nouveaux emplois (<1 mois), tous les horaires

Employés	Hommes					Femmes				
	Canada	Atlan-tique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlan-tique	Québec	Ontario	Ouest
Févr 1995	2,90	4,58	3,30	1,99	3,40	2,95	2,06	4,04	3,65	3,12
Juin 1995	4,81	8,52	5,79	3,27	5,11	4,06	3,22	4,68	6,47	4,11
Févr 1996	2,76	3,81	3,48	1,84	3,17	2,75	2,50	3,16	3,09	2,67
Juin 1996	4,43	7,40	5,15	3,42	4,44	3,64	2,64	4,71	5,49	3,70
Févr 1997	1,60	2,40	1,61	1,26	1,87	1,30	1,26	1,10	1,79	1,38
Juin 1997	4,13	8,21	5,13	3,06	3,69	3,60	3,20	3,55	6,45	3,48
Févr 1998	2,04	2,83	1,79	1,65	2,62	2,00	1,83	1,91	2,38	2,20
Juin 1998	3,66	7,33	4,40	2,65	3,48	3,25	2,34	4,04	6,20	3,13
<i>test F97</i>	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>test J97</i>	0,011	0,639	0,474	0,290	0,001	0,178	0,368	0,010	0,357	0,161
<i>test F98</i>	0,000	0,001	0,000	0,233	0,016	0,000	0,066	0,000	0,004	0,008
<i>test J98</i>	0,000	0,223	0,020	0,011	0,000	0,001	0,021	0,164	0,650	0,009
Nombre										
Févr 1995	158 821	16 921	44 595	42 914	54 391	146 281	41 260	46 497	12 762	45 762
Juin 1995	284 211	37 106	83 966	76 097	87 042	210 512	66 289	57 078	24 588	62 557
Févr 1996	152 482	13 964	46 628	40 657	51 233	137 016	50 097	37 134	10 579	39 206
Juin 1996	261 619	31 710	74 288	79 660	75 961	188 446	54 470	56 663	20 688	56 625
Févr 1997	87 521	8 653	21 186	27 228	30 454	63 959	24 754	12 962	6 164	20 079
Juin 1997	245 603	35 966	75 678	70 859	65 100	183 748	63 887	42 688	24 233	52 940
Févr 1998	115 356	10 506	23 911	37 613	43 326	101 781	37 337	22 528	8 659	33 257
Juin 1998	220 530	32 253	64 390	63 489	60 398	173 116	49 843	49 140	24 422	49 711
<i>test F97</i>	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>test J97</i>	0,017	0,519	0,631	0,279	0,001	0,104	0,566	0,010	0,415	0,161
<i>test F98</i>	0,000	0,001	0,000	0,407	0,037	0,000	0,100	0,000	0,016	0,018
<i>test J98</i>	0,000	0,362	0,032	0,028	0,000	0,005	0,052	0,184	0,363	0,036

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). La partie supérieure du tableau présente le pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) par rapport à l'emploi total. La partie inférieure donne le nombre de nouveaux emplois dans la population que représentent les pourcentages de la partie supérieure.

TABLEAU 11
Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent entre 15 et 30 heures par semaine

Employés	Hommes					Femmes				
	Canada	Atlan-tique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlan-tique	Québec	Ontario	Ouest
Févr 1995	0,49	0,46	0,51	0,44	0,55	0,82	0,69	0,99	0,65	0,91
Juin 1995	0,73	0,11	0,68	0,62	0,83	1,04	0,72	1,53	1,79	0,90
Févr 1996	0,39	0,69	0,48	0,33	0,31	0,66	0,57	0,69	0,79	0,74
Juin 1996	0,69	1,26	0,65	0,64	0,66	0,92	0,60	1,26	1,47	0,95
Févr 1997	0,28	0,44	0,24	0,24	0,32	0,38	0,46	0,25	0,50	0,36
Juin 1997	0,57	0,99	0,79	0,49	0,40	1,04	0,93	1,05	1,39	1,10
Févr 1998	0,27	0,33	0,08	0,21	0,45	0,59	0,59	0,45	0,49	0,74
Juin 1998	0,58	1,01	0,67	0,45	0,59	0,70	0,55	0,96	1,18	0,59
<i>test F97</i>	0,004	0,368	0,033	0,124	0,240	0,000	0,201	0,000	0,188	0,000
<i>test J97</i>	0,044	0,342	0,472	0,172	0,001	0,526	0,076	0,175	0,337	0,279
<i>test F98</i>	0,002	0,092	0,000	0,063	0,751	0,690	0,788	0,021	0,163	0,550
<i>test J98</i>	0,085	0,401	0,971	0,097	0,238	0,001	0,371	0,690	0,053	0,009
Nombre										
Févr 1995	26 920	1 701	6 957	9 465	8 797	40 687	13 718	11 418	2 264	13 287
Juin 1995	43 129	4 835	9 827	14 336	14 131	54 112	14 891	18 683	6 799	13 739
Févr 1996	21 421	2 535	6 456	7 405	5 025	33 090	11 334	8 147	2 708	10 901
Juin 1996	40 961	5 409	9 380	14 934	11 238	47 577	12 378	15 149	5 539	14 511
Févr 1997	15 188	1 599	3 162	5 270	5 157	18 939	8 954	2 994	1 720	5 271
Juin 1997	33 982	4 339	11 686	11 269	6 688	53 291	18 554	12 675	5 243	16 819
Févr 1998	15 056	1 238	1 182	4 946	7 690	30 291	12 050	5 306	1 792	11 143
Juin 1998	35 203	4 466	9 813	10 679	10 245	37 368	11 794	11 630	4 637	9 307
<i>test F97</i>	0,003	0,333	0,028	0,114	0,262	0,000	0,174	0,000	0,187	0,000
<i>test J97</i>	0,050	0,382	0,427	0,167	0,001	0,631	0,106	0,168	0,320	0,287
<i>test F98</i>	0,003	0,099	0,000	0,088	0,670	0,107	0,863	0,025	0,230	0,664
<i>test J98</i>	0,125	0,463	0,938	0,130	0,278	0,003	0,466	0,074	0,093	0,018

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). La partie supérieure du tableau présente le pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent entre 15 et 30 heures par semaine par rapport à l'emploi total. La partie inférieure donne le nombre de nouveaux emplois dans la population que représentent les pourcentages de la partie supérieure.

TABLEAU 12
Nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent plus de 30 heures par semaine

Employés	Hommes					Femmes				
	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest
Févr 1995	0,49	0,46	0,51	0,44	0,55	0,82	0,69	0,99	0,65	0,91
Juin 1995	0,73	0,11	0,68	0,62	0,83	1,04	0,72	1,53	1,79	0,90
Févr 1996	0,39	0,69	0,48	0,33	0,31	0,66	0,57	0,69	0,79	0,74
Juin 1996	0,69	1,26	0,65	0,64	0,66	0,92	0,60	1,26	1,47	0,95
Févr 1997	0,28	0,44	0,24	0,24	0,32	0,38	0,46	0,25	0,50	0,36
Juin 1997	0,57	0,99	0,79	0,49	0,40	1,04	0,93	1,05	1,39	1,10
Févr 1998	0,27	0,33	0,08	0,21	0,45	0,59	0,59	0,45	0,49	0,74
Juin 1998	0,58	1,01	0,67	0,45	0,59	0,70	0,55	0,96	1,18	0,59
<i>test F97</i>	0,004	0,368	0,033	0,124	0,240	0,000	0,201	0,000	0,188	0,000
<i>test J97</i>	0,044	0,342	0,472	0,172	0,001	0,526	0,076	0,175	0,337	0,279
<i>test F98</i>	0,002	0,092	0,000	0,063	0,751	0,690	0,788	0,021	0,163	0,550
<i>test J98</i>	0,085	0,401	0,971	0,097	0,238	0,001	0,371	0,690	0,053	0,009
Nombre										
Févr 1995	26 920	1 701	6 957	9 465	8 797	40 687	13 718	11 418	2 264	13 287
Juin 1995	43 129	4 835	9 827	14 336	14 131	54 112	14 891	18 683	6 799	13 739
Févr 1996	21 421	2 535	6 456	7 405	5 025	33 090	11 334	8 147	2 708	10 901
Juin 1996	40 961	5 409	9 380	14 934	11 238	47 577	12 378	15 149	5 539	14 511
Févr 1997	15 188	1 599	3 162	5 270	5 157	18 939	8 954	2 994	1 720	5 271
Juin 1997	33 982	4 339	11 686	11 269	6 688	53 291	18 554	12 675	5 243	16 819
Févr 1998	15 056	1 238	1 182	4 946	7 690	30 291	12 050	5 306	1 792	11 143
Juin 1998	35 203	4 466	9 813	10 679	10 245	37 368	11 794	11 630	4 637	9 307
<i>test F97</i>	0,003	0,333	0,028	0,114	0,262	0,000	0,174	0,000	0,187	0,000
<i>test J97</i>	0,050	0,382	0,427	0,167	0,001	0,631	0,106	0,168	0,320	0,287
<i>test F98</i>	0,003	0,099	0,000	0,088	0,670	0,107	0,863	0,025	0,230	0,664
<i>test J98</i>	0,125	0,463	0,938	0,130	0,278	0,003	0,466	0,074	0,093	0,018

Nota : Les tests sont des tests *t* des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs *p* (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). La partie supérieure du tableau présente le pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) qui comptent entre 15 et 30 heures par semaine par rapport à l'emploi total. La partie inférieure donne le nombre de nouveaux emplois dans la population que représentent les pourcentages de la partie supérieure.

TABLEAU 13
Pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) par rapport à tous les nouveaux emplois
selon la catégorie d'horaire

Employés	Hommes					Femmes				
	<15/total	Canada	Atlan-tique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlan-tique	Québec	Ontario
Févr 1995	21,72	24,02	26,40	17,59	20,01	28,51	58,62	28,50	15,90	27,86
Juin 1995	16,01	8,69	18,13	22,32	11,35	20,68	32,01	15,38	9,58	28,75
Févr 1996	25,72	28,61	28,74	27,20	20,82	33,87	48,40	34,45	26,83	32,65
Juin 1996	14,67	11,35	15,73	15,20	14,64	25,52	36,74	24,44	13,85	26,19
Févr 1997	16,25	21,69	19,89	12,66	16,04	32,43	38,03	27,25	24,09	34,06
Juin 1997	11,14	8,16	8,97	13,42	12,20	15,56	32,20	14,67	7,45	16,69
Févr 1998	15,69	14,16	17,37	18,81	12,21	20,03	33,94	20,43	10,08	25,91
Juin 1998	10,11	12,83	6,36	10,94	11,50	21,54	42,68	15,35	10,00	24,94
>=30/ total										
Févr 1995	61,38	65,94	57,95	60,15	6,39	43,45	38,28	46,84	49,08	43,23
Juin 1995	68,81	78,29	70,12	59,02	72,42	53,42	58,11	51,07	56,53	49,21
Févr 1996	60,14	53,28	57,47	54,30	69,72	41,88	43,60	43,62	35,23	39,70
Juin 1996	69,53	71,62	71,65	66,04	70,27	49,12	47,73	48,67	55,60	48,33
Févr 1997	66,25	59,66	65,26	68,83	67,38	37,84	29,32	49,05	45,38	39,71
Juin 1997	75,30	79,76	75,62	70,70	77,24	55,53	55,95	55,57	62,37	51,50
Févr 1998	71,57	73,97	77,70	67,96	69,85	50,08	54,52	56,05	53,34	40,45
Juin 1998	74,04	73,29	78,36	72,08	71,59	56,92	49,72	60,91	64,97	56,27
Nota : Pourcentage des nouveaux emplois (<1 mois) par rapport à l'ensemble des nouveaux emplois selon la catégorie d'horaire.										

TABLEAU 14
Nouveaux emplois qui ont pris fin; attention portée aux travailleurs actifs

Employés TPa et faible durée d'occu- pation	Hommes					Femmes				
	Canada	Atlan- tique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlan- tique	Québec	Ontario	Ouest
Févr 1995	5,69	7,10	5,15	5,75	5,64	5,93	8,75	5,84	4,05	7,22
Juin 1995	6,60	10,73	3,44	6,00	8,09	6,16	11,77	5,51	2,95	8,38
Févr 1996	6,31	7,23	2,23	6,48	9,56	4,96	11,06	3,14	2,63	7,90
Juin 1996	7,37	12,21	2,64	7,84	8,75	8,48	8,30	8,05	7,12	10,48
Févr 1997	4,40	4,21	2,92	5,15	5,23	5,34	5,56	1,79	6,62	7,30
Juin 1997	3,85	3,71	5,43	3,56	2,71	7,27	11,10	3,41	11,77	2,77
Févr 1998	4,25	2,94	4,79	5,13	3,42	5,67	3,22	3,03	6,43	8,52
Juin 1998	5,02	4,63	5,39	3,99	6,00	6,75	12,92	6,56	3,73	7,82
test F97	0,135	0,137	0,727	0,642	0,262	0,936	0,104	0,170	0,196	0,930
test J97	0,006	0,000	0,328	0,113	0,003	0,952	0,737	0,185	0,042	0,002
test F98	0,117	0,027	0,637	0,649	0,019	0,878	0,003	0,481	0,277	0,751
test J98	0,111	0,001	0,420	0,180	0,284	0,676	0,349	0,959	0,506	0,553
TPi et faible durée d'occu- pation										
Févr 1995	5,56	11,04	5,51	3,73	5,82	2,62	7,22	3,01	0,21	3,54
Juin 1995	6,29	8,92	8,14	5,27	4,81	3,44	5,96	6,33	1,97	1,43
Févr 1996	4,91	11,97	5,51	2,59	4,35	2,32	10,82	1,31	1,68	0,96
Juin 1996	5,82	10,46	5,29	6,30	3,59	4,49	6,63	2,55	5,75	3,69
Févr 1997	4,60	6,95	7,89	1,25	4,20	3,22	5,37	3,26	2,55	3,20
Juin 1997	7,25	9,30	4,47	8,06	8,09	3,61	5,00	3,42	1,71	6,09
Févr 1998	5,85	5,32	4,50	4,63	8,15	3,70	6,75	1,23	5,86	2,50
Juin 1998	7,72	11,67	9,99	4,28	8,55	3,65	7,17	3,96	2,58	3,07
test F97	0,526	0,052	0,331	0,084	0,631	0,413	0,159	0,575	0,218	0,648
test J97	0,358	0,879	0,313	0,464	0,074	0,733	0,520	0,625	0,201	0,164
test F98	0,577	0,006	0,682	0,419	0,154	0,273	0,421	0,604	0,047	0,934
test J98	0,182	0,470	0,292	0,437	0,048	0,760	0,722	0,823	0,443	0,828
N moyen	884	242	175	225	242	662	176	137	175	173

TABLEAU 14 (suite)
Nouveaux emplois qui ont pris fin; attention portée aux travailleurs actifs

	Hommes					Femmes				
	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest	Canada	Atlantique	Québec	Ontario	Ouest
Test Statistiques Communs										
Temps partiel (TPa)										
Résultats de février mis en commun	0,067	0,037	0,950	0,582	0,044	0,962	0,012	0,245	0,121	0,894
Résultats de juin mis en commun	0,012	0,000	0,245	0,096	0,034	0,780	0,428	0,491	0,192	0,057
Temps plein (TPi)										
Résultats de février mis en commun	0,977	0,008	0,610	0,818	0,428	0,229	0,208	0,939	0,023	0,714
Résultats de juin mis en commun	0,165	0,744	0,907	0,983	0,014	0,696	0,910	0,669	0,235	0,266
<p>Nota : Les tests sont des tests <i>t</i> des différences entre les résultats d'un mois donné et les résultats du même mois mis en commun pour 1995 et 1996. Les valeurs signalées sont des valeurs <i>p</i> (seuil de signification à partir duquel on retrouve des indications témoignant d'un changement, c.-à-d. la probabilité de faire erreur si l'on conclut qu'il y a eu un changement). <i>N</i> représente la taille moyenne de l'échantillon mensuel (voir la section 2.3). Les tests communs sont des tests <i>t</i> de la différence entre les résultats mis en commun de février ou de juin pendant la période de l'AC et la période de l'AE. Les emplois à temps plein comptent plus de 30 heures par semaine et les emplois à temps partiel, moins de 30 heures par semaine; par « faible durée d'occupation », on entend les emplois occupés depuis moins de 6 mois.</p>										

TABLEAU 15
Comparaisons des heures selon l'ECPIE et le RE, cohortes 7, 8 et 9

h/s selon le RE	Heures/semaine selon l'ECPIE					
	<15	15 à 29	30 à 40	>40	Manque	Total
<15	252	392	297	136	48	1 125
15 à 29	114	876	1 136	347	74	2 547
30 à 40	54	219	2 697	926	54	3 950
>40	25	123	1 544	1 872	56	3 620
Manque	19	73	357	215	0	664
Total	464	1 683	6 031	3 496	232	11 906

Nota : Les chiffres dans les cellules représentent le nombre de personnes dans l'échantillon de la catégorie pertinente.

TABLEAU 16
Comparaisons des heures selon l'ECPIE et le RE, emplois assujettis entièrement
au régime de l'AE, cohortes 7, 8 et 9

h/s selon le RE	Heures/semaine selon l'ECPIE				
	<15	15 à 29	30 à 40	>40	Total
<15	96	159	140	79	474
15 à 29	41	277	527	194	1 039
30 à 40	21	52	1 301	516	1 890
>40	11	24	359	1 017	1 411
Total	169	512	2 327	1 806	4 814

Nota : Les chiffres dans les cellules représentent le nombre de personnes dans l'échantillon de la catégorie pertinente.

TABLEAU 17

Comparaison de l'admissibilité selon l'ECPIE et le RE, règles de l'AC et régime de l'AE, cohortes 7, 8 et 9

Admissibilité en vertu de l'AC?	Admissibilité en vertu de l'AE?			
	Non	D'après l'emploi de référence seulement	D'après plusieurs emplois pendant pér. réf.	Total des emplois
Non	1 948,3 76,4	232,6 9,1	369,8 14,5	2 550,7 100,0
D'après l'emploi de référence seulement	246,3 3,3	6 964,9 94,1	192,7 2,6	7 404,0 100,0
D'après plusieurs emplois pendant la période de référence	76,3 4,5	2 12,0 12,6	1 400,0 82,9	1 688,3 100,0
Total	2 271,0	7 409,5	1 962,5	11 643,0
<p>Nota : Le nombre de répondants étant pondéré, il est donné en chiffres décimaux. Dans le tableau, « non » signifie que l'individu ne serait pas admissible; « emploi de référence » signifie que l'individu serait admissible selon le travail qu'il effectue dans le cadre de l'emploi de référence seulement; et « emplois multiples » signifie que l'individu serait admissible s'il combinait les emplois multiples qu'il a occupés pendant la période de référence.</p> <p>Le chiffre du haut dans chaque catégorie correspond au nombre de personnes dans l'échantillon du groupe pertinent; le chiffre du bas est le pourcentage pour la rangée.</p>				

TABLEAU 18
Transitions au chapitre de l'admissibilité par province, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Province											
	T.-N.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qué.	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.	T.N.-O.	Total
Inconnue	8,0	1,7	6,5	17,1	62,4	46,7	7,8	6,8	25,7	28,7	1,7	213,0
	3,2	2,1	1,7	4,1	1,9	1,2	1,8	1,9	2,0	1,9	3,5	1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	38,0	12,3	52,4	63,7	393,2	690,7	99,2	78,3	270,3	245,6	12,1	1 955,7
	15,3	15,1	13,8	15,2	12,1	18,2	22,1	21,4	20,5	16,0	24,7	16,4
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	10,4	5,8	11,0	13,9	44,4	98,8	7,2	8,8	16,4	16,8	0,1	233,6
	4,2	7,1	2,9	3,3	1,4	2,6	1,6	2,4	1,3	1,1	0,2	2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	11,1	4,7	20,6	18,4	113,8	94,0	15,6	9,3	44,8	38,9	0,2	371,4
	4,5	5,7	5,4	4,4	3,5	2,5	3,5	2,5	3,4	2,5	0,4	3,1
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	2,4	0,6	5,3	3,1	42,8	105,7	10,6	2,3	34,7	39,7	0,0	247,4
	1,0	0,8	1,4	0,7	1,3	2,8	2,4	0,6	2,6	2,6	0,0	2,1
Selon l'emploi de réf./Selon l'emploi de réf.	136,8	37,9	224,4	227,2	2 042,1	2 172,6	239,7	204,2	726,5	947,3	29,9	6 988,4
	55,1	46,3	59,1	54,2	62,8	57,2	53,5	55,9	55,1	61,7	61,2	58,7
Selon l'emploi de réf./Selon des emplois mult.	3,7	1,1	6,2	7,0	76,9	33,5	6,6	6,9	16,0	34,9	0,0	192,8
	1,5	1,4	1,6	1,7	2,4	0,9	1,5	1,9	1,2	2,3	0,0	1,6
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	0,0	0,6	1,9	3,1	12,9	32,4	3,0	1,8	13,1	7,8	0,0	76,7
	0,0	0,7	0,5	0,7	0,4	0,9	0,7	0,5	1,0	0,5	0,0	0,6
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	8,4	4,4	9,3	13,3	51,7	59,0	6,1	6,5	26,8	27,3	0,0	212,9
	3,4	5,4	2,5	3,2	1,6	1,6	1,4	1,8	2,0	1,8	0,0	1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	29,6	12,6	42,2	52,0	413,1	465,5	52,4	40,4	143,8	148,8	4,8	1 405,3
	11,9	15,4	11,1	12,4	12,7	12,3	11,7	11,1	10,9	9,7	9,9	11,8
Total	248,3	81,7	379,6	418,9	3 253,2	3 798,9	448,3	365,2	1 318,1	1 535,9	48,8	11 897,0
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples).

TABLEAU 19**Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le sexe, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE**

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Femmes	Hommes	Total
Inconnue	82,4 1,4	130,8 2,3	213,2 1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	1 041,2 17,1	915,3 15,8	1 956,5 16,4
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	144,9 2,4	88,7 1,5	233,6 2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	211,8 3,5	159,6 2,8	371,4 3,1
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	161,1 2,6	86,3 1,5	247,4 2,1
Selon l'emploi de réf./ Selon l'emploi de réf.	3 671,7 60,2	3 322,4 57,3	6 994,1 58,8
Selon l'emploi de réf./ Selon des emplois mult.	114,3 1,9	79,2 1,4	193,5 1,6
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	45,6 0,8	31,0 0,5	76,7 0,6
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	51,7 0,9	161,2 2,8	212,9 1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	578,9 9,5	826,9 14,3	1 405,8 11,8
Total	6 103,5 100,0	5 801,5 100,0	11 905,0 100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples).

TABLEAU 20
Transitions au chapitre de l'admissibilité selon l'âge, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Catégorie d'âge			
	Jeunes	Âge intermédiaire	Plus âgés	Total
Inconnue	40,2 1,7	153,7 1,8	19,3 1,9	213,3 1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	790,1 33,6	1 078,7 12,7	84,6 8,2	1 953,4 16,5
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	107,9 4,6	111,8 1,3	13,1 1,3	232,8 2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	120,2 5,1	236,2 2,8	15,2 1,5	371,6 3,1
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	76,6 3,3	141,5 1,7	29,3 2,8	247,4 2,1
Selon l'emploi de réf./ Selon l'emploi de réf.	851,2 36,2	5 408,1 63,7	713,5 69,1	6 972,8 58,7
Selon l'emploi de réf./ Selon des emplois mult.	47,9 2,0	134,8 1,6	10,0 1,0	192,8 1,6
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	11,7 0,5	57,5 0,7	7,5 0,7	76,7 0,7
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	37,1 1,6	153,3 1,8	22,5 2,2	212,9 1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	267,9 11,4	1 018,3 12,0	117,1 11,4	1 403,3 11,8
Total	2 350,9 100,0	8 493,9 100,0	1 032,2 100,0	11 877,0 100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples). Dans les colonnes, jeunes (25 ans ou moins) âge intermédiaire (26 à 55 ans) plus âgés (56 ans ou plus).

TABLEAU 21

**Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le niveau de scolarité,
cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE**

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Scolarité					
	< Sec.	Sec.	Collège	Univ.	Autre	Total
Inconnue	57,3 2,5	60,1 1,9	54,1 1,7	32,7 1,1	9,0 3,9	213,3 1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	304,6 13,1	480,9 15,5	529,9 16,6	602,4 19,7	39,5 16,9	1 957,2 16,5
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	29,3 1,3	42,4 1,4	73,7 2,3	86,4 2,8	1,7 0,7	233,4 2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	77,0 3,3	119,1 3,9	83,2 2,6	87,0 2,9	3,5 1,5	369,7 3,1
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	28,4 1,2	59,8 1,9	47,6 1,5	105,9 3,5	5,8 2,5	247,5 2,1
Selon l'emploi de réf./ Selon l'emploi de réf.	1 335,3 57,4	1 766,7 57,1	1 973,7 61,9	1 776,1 58,2	132,3 56,6	6 984,1 58,7
Selon l'emploi de réf./ Selon des emplois mult.	37,3 1,6	44,6 1,4	50,0 1,6	61,2 2,0	0,6 0,3	193,6 1,6
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	13,6 0,6	23,1 0,8	18,5 0,6	19,3 0,6	2,3 1,0	76,7 0,6
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	84,0 3,6	46,3 1,5	43,3 1,4	33,8 1,1	5,5 2,4	213,0 1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	358,7 15,4	452,6 14,6	314,4 9,9	246,9 8,1	33,9 14,5	1 406,5 11,8
Total	2 325,5 100,0	3 095,5 100,0	3 188,5 100,0	3 051,6 100,0	233,9 100,0	11 895,0 100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples). Le titre des colonnes indique le plus haut niveau de scolarité obtenu : < Sec. = études primaires ou études secondaires inachevées; Sec. = diplôme d'études secondaires et les autres catégories se passent d'explication.

TABLEAU 22
Transitions au chapitre de l'admissibilité selon la situation de famille,
cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Situation de famille			
	Mariés	V/S/D	Célibataires	Total
Inconnue	118,6 1,7	17,7 1,5	76,8 2,0	213,1 1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	816,4 11,9	154,5 13,1	984,1 25,7	1 954,9 16,4
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	93,0 1,4	13,0 1,1	127,6 3,3	233,6 2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	155,9 2,3	34,0 2,9	179,9 4,7	369,8 3,1
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	128,9 1,9	30,7 2,6	87,6 2,3	247,3 2,1
Selon l'emploi de réf./ Selon l'emploi de réf.	4 439,1 64,6	7 47,2 63,5	1 796,1 46,8	6 982,5 58,7
Selon l'emploi de réf./ Selon des emplois mult.	96,9 1,4	31,6 2,7	65,0 1,7	193,5 1,6
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	51,2 0,7	9,6 0,8	15,9 0,4	76,7 0,6
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	133,5 1,9	16,1 1,4	63,2 1,7	212,9 1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	842,9 12,3	123,1 10,5	439,7 11,5	1 405,7 11,8
Total	6 876,5 100,0	1 177,5 100,0	3 836,0 100,0	11 890,0 100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples).

TABLEAU 23
Transitions au chapitre de l'admissibilité selon le genre de ménage, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Genre de ménage								
	Célib.	Répondant et partenaire	Couple et enfant <15 ans	Célib. et enfant <15 ans	Couple et autres	Couple, enfant <15 ans et autres	Célib., enfant <15 ans et autres	Célib. et autres	Total
Inconnue	30,6 2,0	49,4 2,3	29,2 1,1	3,2 1,1	27,5 2,1	11,4 1,4	2,3 1,0	59,7 2,1	213,3 1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	273,4 18,1	281,8 12,9	316,0 11,8	35,1 12,6	160,2 12,0	88,5 11,2	39,5 17,0	760,4 26,5	1 954,8 16,5
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	24,1 1,6	36,9 1,7	40,7 1,5	4,2 1,5	14,4 1,1	4,1 0,5	3,7 1,6	104,6 3,7	232,8 2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	51,1 3,4	60,5 2,8	59,9 2,2	7,5 2,7	31,8 2,4	23,3 3,0	3,8 1,6	131,8 4,6	369,7 3,1
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	40,5 2,7	38,1 1,8	40,0 1,5	2,8 1,0	28,6 2,1	23,8 3,0	7,2 3,1	66,5 2,3	247,5 2,1
Selon l'emploi de réf./Selon l'emploi de réf.	880,6 58,2	1 326,6 60,7	1 839,3 68,6	178,1 63,8	844,1 63,1	489,1 61,8	133,8 57,7	1 288,2 45,0	6 979,9 58,7
Selon l'emploi de réf./Selon des emplois mult.	17,7 1,2	53,9 2,5	25,4 1,0	12,1 4,4	14,2 1,1	11,9 1,5	10,1 4,3	48,4 1,7	193,6 1,6
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	1,9 0,1	6,3 0,3	16,5 0,6	2,1 0,7	8,1 0,6	12,1 1,5	1,4 0,6	28,3 1,0	76,7 0,7
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	22,5 1,5	49,3 2,3	35,2 1,3	4,1 1,5	28,0 2,1	18,3 2,3	0,3 0,1	55,2 1,9	213,0 1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	169,8 11,2	283,3 13,0	278,3 10,4	29,8 10,7	179,9 13,5	108,8 13,8	30,1 13,0	322,7 11,3	1 402,7 11,8
Total	1 512,1 100,0	2 186,1 100,0	2 680,6 100,0	279,0 100,0	1 336,9 100,0	791,3 100,0	232,2 100,0	2 865,8 100,0	11 884,0 100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples).

TABLEAU 24
Transitions au chapitre de l'admissibilité selon l'origine ethnique,
cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissibilité en vertu de l'AC/l'AE	Origine ethnique autodéclarée			
	Minorité non visible	Minorité visible	Autochtones	Total
Inconnue	181,4 1,9	10,5 1,3	7,1 1,4	199,0 1,8
Inadmissibilité/ Inadmissibilité	1 575,6 16,2	157,4 19,6	96,1 19,1	1 829,0 16,6
Inadmissibilité/ Selon l'emploi de réf.	185,0 1,9	26,5 3,3	7,7 1,5	219,3 2,0
Inadmissibilité/ Selon des emplois mult.	311,0 3,2	13,4 1,7	24,3 4,8	348,6 3,2
Selon l'emploi de réf./ Inadmissibilité	222,0 2,3	9,3 1,2	4,3 0,9	235,6 2,1
Selon l'emploi de réf./ Selon l'emploi de réf.	5 731,8 59,0	483,3 60,0	268,4 53,4	6 483,5 58,8
Selon l'emploi de réf./ Selon des emplois mult.	164,7 1,7	15,4 1,9	6,7 1,3	186,8 1,7
Selon des emplois mult./ Inadmissibilité	52,8 0,5	13,5 1,7	3,1 0,6	69,4 0,6
Selon des emplois mult./ Selon l'emploi de réf.	181,2 1,9	6,1 0,8	5,8 1,2	193,2 1,8
Selon des emplois mult./ Selon des emplois mult.	1 111,8 11,4	69,9 8,7	79,0 15,7	1 260,7 11,4
Total	9 717,3 100,0	805,2 100,0	502,5 100,0	11 025,0 100,0

Nota : Le chiffre supérieur de chaque série est le nombre d'observations dans la cellule, le chiffre inférieur est le pourcentage pour la colonne. Toutes les observations ont été réparties entre 10 catégories, soit inconnue ou, s'il s'agit d'une transition entre deux situations : inadmissibilité à l'AC/l'AE; admissibilité selon l'emploi de référence seulement (un emploi); admissibilité si tous les emplois que l'individu a occupés pendant la période de référence sont combinés (emplois multiples). L'origine ethnique est autodéclarée dans l'ECPIE.

TABLEAU 25
Transitions au chapitre de l'admissibilité (coefficients et erreurs-types),
cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

	Nouvellement admissibles			Ont cessé d'être admissibles		
	Probit	Logit	dL/dx	Probit	Logit	dL/dx
Femmes	0,181+ (0,072)	0,405+ (0,158)	0,017 (0,007)	0,216+ (0,098)	0,491+ (0,239)	0,012 (0,006)
Jeunes	0,306* (0,088)	0,634* (0,177)	0,034 (0,012)	0,279~ (0,148)	0,649~ (0,348)	0,019 (0,012)
Plus âgés	-0,129 (0,126)	-0,312 (0,288)	-0,011 (0,010)	0,243 (0,167)	0,571 (0,378)	0,017 (0,014)
Célibataires	0,254* (0,074)	0,553* (0,154)	0,027 (0,008)	-0,100 (0,125)	-0,268 (0,307)	-0,006 (0,007)
Moins que le secondaire	0,013 (0,098)	0,034 (0,212)	0,001 (0,010)	-0,098 (0,161)	-0,255 (0,400)	-0,005 (0,008)
Plus que le secondaire	-0,056 (0,082)	-0,124 (0,179)	-0,005 (0,008)	0,055 (0,118)	0,121 (0,285)	0,003 (0,007)
Minorité visible	0,078 (0,125)	0,146 (0,266)	0,004 (0,018)	-0,111 (0,144)	-0,268 (0,348)	-0,004 (0,009)
Autochtone	0,273 (0,312)	-0,010 (0,009)	0,015 (0,018)	-0,198 (0,215)	-0,529 (0,539)	-0,010 (0,009)

TABLEAU 25 (suite)
Transitions au chapitre de l'admissibilité (coefficients et erreurs-types),
cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

	Nouvellement admissibles			Ont cessé d'être admissibles		
	Probit	Logit	dL/dx	Probit	Logit	dL/dx
Terre-Neuve	0,334* (0,105)	0,643* (0,220)	0,041 (0,015)	-0,518* (0,170)	-1,263* (0,439)	-0,019 (0,004)
Île-du-Prince-Édouard	0,533* (0,107)	1,016* (0,223)	0,077 (0,020)	-0,355+ (0,166)	-0,866+ (0,407)	-0,014 (0,005)
Nouvelle-Écosse	0,303* (0,106)	0,585* (0,225)	0,036 (0,015)	-0,267~ (0,147)	-0,640~ (0,351)	-0,012 (0,006)
Nouveau-Brunswick	0,204~ (0,119)	0,351 (0,255)	0,022 (0,015)	-0,386+ (0,170)	-0,914+ (0,420)	-0,016 (0,005)
Québec	0,006 (0,112)	0,001 (0,244)	0,000 (0,011)	-0,292+ (0,141)	-0,703+ (0,347)	-0,015 (0,006)
Manitoba	-0,014 (0,114)	-0,088 (0,250)	-0,002 (0,011)	-0,093 (0,136)	-0,209 (0,314)	-0,005 (0,007)
Saskatchewan	-0,007 (0,120)	-0,077 (0,258)	-0,001 (0,011)	-0,483* (0,165)	-1,217* (0,412)	-0,018 (0,005)
Alberta	-0,036 (0,110)	-0,115 (0,240)	-0,004 (0,010)	0,022 (0,128)	0,044 (0,297)	0,001 (0,008)
Colombie-Britannique	-0,153 (0,118)	-0,365 (0,262)	-0,014 (0,010)	-0,035 (0,126)	-0,081 (0,298)	-0,002 (0,007)
Territoires du Nord-Ouest	-0,816* (0,253)	-2,050* (0,673)	-0,040 (0,006)	— —	— —	— —
Paramètre d'interception	-1,892* (0,098)	-3,473* (0,206)	— —	-1,983* (0,178)	-3,697* (0,438)	— —

Nota : Le chiffre supérieur de chaque variable représente le coefficient, le chiffre inférieur l'erreur-type. La signification statistique est représentée par $p < 0,10 = \sim$, $p < 0,05 = +$, $p < 0,01 = *$. Les colonnes « dL/dx » représentent les changements dans la probabilité d'admissibilité qui se produisent à mesure que la variable indicative pertinente passe de zéro à un. Les valeurs sont dérivées de la régression probit pertinente (voir la fin de la section 3.3). Les variables du niveau de scolarité sont : moins que le secondaire et plus que le secondaire (c.-à-d. le postsecondaire), le groupe qui a un diplôme d'études secondaires ayant été omis. Les « jeunes » ont moins de 25 ans et les « plus âgés » plus de 55 ans; les célibataires sont les personnes qui n'ont jamais été mariées. L'échantillon des Territoires du Nord-Ouest n'était pas suffisant pour nous permettre de faire des estimations de la régression « ont cessé d'être admissibles ». Dans les catégories d'appartenance à une minorité, on retrouve Autochtones, minorité visible et minorité non visible (groupe omis).

TABLEAU 26

Sommaire des changements dans la durée des prestations, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissible en vertu de l'AC?	Admissible en vertu de l'AE?	Durée de l'AC (semaines)	Durée de l'AE (semaines)	Différence					N
				Moyenne	Min.	25 pct	75 pct	Max.	
Non	Non	0	0	0	0	0	0	0	1 805
Non	Oui, un emploi	0	23,9	23,9	14	19	26	45	290
Non	Oui, emplois mult.	0	29,3	29,3	14	22	34	45	432
Oui, un emploi	Non	30	0	-30	-50	-34	-23	-14	196
Oui, un emploi	Oui, un emploi	39,4	37,8	-1,6	-24	-4	2	23	6 643
Oui, un emploi	Oui, emplois mult.	36,6	29,2	-7,4	-24	-12	-2	23	192
Oui, emplois multiples	Non	23,5	0	-23,5	-40	-27	-19	-16	68
Oui, emplois multiples	Oui, un emploi	31,7	37,1	5,4	-13	1	8	23	313
Oui, emplois multiples	Oui, emplois mult.	31,3	32,4	1,1	-19	-2	4	22	1 704
TOTAL (sauf Non, Non)		35,2	34,9	-0,3	-50	-4	2	45	9 838

Nota : Par « oui » ou « non », on entend l'admissibilité ou l'inadmissibilité aux prestations. « un emploi » signifie que les travailleurs de cette catégorie seraient admissibles en fonction du seul emploi de référence; « emplois multiples » signifie que les travailleurs de cette catégorie cumulent les emplois et ont besoin de plus d'un emploi pour être admissibles aux prestations. Certains travailleurs dans le groupe « un emploi » cumulent les emplois; la durée de leurs prestations est calculée en fonction de tous les emplois, même si l'emploi de référence selon le RE leur permet à lui seul d'être admissibles à l'assurance.

TABLEAU 27

Sommaire des changements dans la durée des prestations, une fois exclu l'effet de la réduction de la durée maximale des prestations, qui est passée de 50 à 45 semaines, cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

Admissible en vertu de l'AC?	Admissible en vertu de l'AE?	Durée de l'AC (semaines)	Durée de l'AE (semaines)	Différence					N
				Moyenne	Min.	25 pct	75 pct	Max.	
Non	Oui, un emploi	0	23,9	23,9	14	19	26	50	290
Non	Oui, emplois mult.	0	29,6	29,6	14	22	34	50	432
Oui, un emploi	Non	30	0	-30	-50	-34	-23	-14	196
Oui, un emploi	Oui, un emploi	39,4	38,6	-0,8	-24	-2	2	24	6 643
Oui, un emploi	Oui, emplois mult.	36,6	29,4	-7,2	-24	-12	-2	23	192
Oui, emplois multiples	Non	23,5	0	-23,5	-40	-27	-19	-16	68
Oui, emplois multiples	Oui, un emploi	31,7	37,7	6	-13	2	9	23	313
Oui, emplois multiples	Oui, emplois mult.	31,3	32,8	1,5	-19	-1	4	24	1 704
TOTAL (sauf Non, Non)		35,2	35,6	0,4	-50	-2	2	50	9 838

Nota : Par « oui » ou « non », on entend l'admissibilité ou l'inadmissibilité aux prestations. « un emploi » signifie que les travailleurs de cette catégorie seraient admissibles en fonction du seul emploi de référence; « emplois multiples » signifie que les travailleurs de cette catégorie cumulent les emplois et ont besoin de plus d'un emploi pour être admissibles aux prestations. Certains travailleurs dans le groupe « un emploi » cumulent les emplois; la durée de leurs prestations est calculée en fonction de tous les emplois, même si l'emploi de référence selon le RE leur permet à lui seul d'être admissibles à l'assurance.

TABLEAU 28
Régressions des changements dans la durée des prestations
(coefficients et erreurs-types), cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

	Changements dans la durée réelle		Changements dans la durée limitée à 50 semaines	
	MCO	Régression probit ordonnée	MCO	Régression probit ordonnée
Femmes	-2,297* (0,437)	-0,364* (0,021)	-2,464* (0,440)	-0,379* (0,021)
Jeunes	-0,057 (0,847)	-0,024 (0,032)	-0,338 (0,852)	-0,053~ (0,032)
Plus âgés	-1,716* (0,655)	-0,165* (0,036)	-1,739* (0,660)	-0,133* (0,036)
Célibataires	1,304+ (0,514)	0,112* (0,026)	1,115+ (0,516)	0,095* (0,026)
Moins que le secondaire	0,456 (0,599)	0,055~ (0,031)	0,473 (0,600)	0,049 (0,031)
Plus que le secondaire	-1,418* (0,500)	-0,147* (0,025)	-1,442* (0,501)	-0,150* (0,025)
Minorité visible	0,517 (0,738)	0,078~ (0,042)	0,426 (0,732)	0,043 (0,042)
Autochtone	0,478 (1,210)	0,039 (0,052)	0,644 (1,264)	0,059 (0,052)

TABLEAU 28 (suite)
Régressions des changements dans la durée des prestations
(coefficients et erreurs-types), cohortes 7, 8 et 9 de l'ECPIE

	Changements dans la durée réelle		Changements dans la durée limitée à 50 semaines	
	MCO	Régression probit ordonnée	MCO	Régression probit ordonnée
Terre-Neuve	0,887 (0,722)	-0,152+ (0,073)	2,516* (0,719)	0,025 (0,073)
Île-du-Prince-Édouard	3,259* (0,823)	0,072 (0,123)	4,628* (0,815)	0,198 (0,123)
Nouvelle-Écosse	0,448 (0,693)	-0,130+ (0,059)	1,486+ (0,694)	0,036 (0,059)
Nouveau-Brunswick	0,379 (0,878)	-0,158* (0,058)	1,504~ (0,894)	-0,001 (0,058)
Québec	-0,915 (0,662)	-0,278* (0,027)	0,157 (0,667)	-0,072* (0,027)
Manitoba	-0,603 (0,666)	-0,081 (0,058)	-0,585 (0,668)	-0,096~ (0,058)
Saskatchewan	-0,448 (0,674)	-0,068 (0,063)	-0,448 (0,679)	-0,064 (0,063)
Alberta	0,290 (0,619)	0,052 (0,037)	-0,019 (0,622)	-0,008 (0,037)
Colombie-Britannique	-0,654 (0,635)	-0,082+ (0,034)	-0,871 (0,638)	-0,123* (0,034)
Territoires du Nord-Ouest	-2,938* (0,971)	-0,528* (0,171)	-1,077 (1,191)	-0,373+ (0,171)
Paramètre d'interception	1,578+ (0,626)		2,078* (0,630)	
Racine carrée	0,027	0,011	0,03	0,01
N	9 797	9 797	9 797	9 797

Nota : Le chiffre supérieur de chaque variable représente le coefficient, le chiffre inférieur l'erreur-type. La signification statistique est représentée par $p < 0,10 = \sim$, $p < 0,05 = +$, $p < 0,01 = *$. Les variables du niveau de scolarité sont : moins que le secondaire et plus que le secondaire (c.-à-d. le postsecondaire), le groupe qui a un diplôme d'études secondaires ayant été omis. Les « jeunes » ont moins de 25 ans et les « plus âgés » plus de 55 ans; les célibataires sont les personnes qui n'ont jamais été mariées. Dans les catégories d'appartenance à une minorité, on retrouve Autochtones, minorité visible et minorité non visible (groupe omis).

