

***Les répercussions du projet
de loi C-12 sur les nouveaux
venus et les rentrants***

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

***Rédigé par :
Constantine Kapsalis
Société Data Probe Economic Consulting inc.***

octobre 2000

Remerciements

La présente étude a été menée pour la Direction de l'évaluation stratégique et suivi du rendement, Développement des ressources humaines Canada. L'auteur tient à remercier de leurs remarques constructives Timothy Sargent du ministère des Finances, de même que Ging Wong, Tom Siedule et Nazish Ahmad, de DRHC. Les opinions exprimées dans ce rapport sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement celles de Développement des ressources humaines Canada.

Table des matières

Résumé	i
1. Introduction	1
1.1 Contexte	1
1.2 Objectifs de l'étude	1
1.3 Sources de données	1
1.4 Aperçu du rapport	2
2. Identification de nouveaux venus	3
2.1 Méthode	3
2.2 Nombre de nouveaux venus	5
3. Répercussions du projet de loi C-12	7
3.1 Stratégie	7
3.2 Répercussions sur le nombre de prestataires	7
3.3 Répercussions sur le versement de prestations	8
4. Caractéristiques de nouveaux venus	11
5. Effets sur le comportement	17
5.1 Modèle ex ante	17
5.2 Confirmation ex post	19
6. Conclusion	23
Bibliographie	25

Liste des tableaux

Tableau 1	Description de l'échantillon de base	6
Tableau 2	Extrapolation des résultats de l'ECPIE de 1995-T4 à 1997	8
Tableau 3	Répartition des prestataires selon certaines caractéristiques	12
Tableau 4	Estimation selon une régression logit de la fréquence de nouveaux prestataires ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable, parmi tous les prestataires ordinaires	14
Tableau 5	Estimation selon une régression logit de la probabilité d'accroître le nombre de semaines d'emploi assurable afin de satisfaire à la norme d'admissibilité, pour toutes les personnes ayant de 17 à 22 semaines d'emploi assurable	20

Liste des graphiques

Graphique 1	Distribution de fréquence selon la différence entre le nombre estimatif et le nombre réel de semaines d'emploi assurable chez les prestataires ordinaires	4
Graphique 2	Prestataires ordinaires selon l'état de nouveau venu et le nombre de semaines d'emploi assurable	5
Graphique 3	Fréquence des personnes ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable parmi les prestataires ordinaires	13
Graphique 4	Fréquence de nouveaux venus ayant de 20 à 25 semaines, en se fondant sur les résultats de la régression logit	15
Graphique 5a	Semaines d'emploi assurable pendant le délai d'attente : toutes cessations d'emploi	18
Graphique 5b	Semaines d'emploi assurable pendant le délai : cessations d'emploi comportant de 17 à 22 semaines d'emploi assurable.	18

Résumé

Le présent rapport analyse les répercussions sur l'admissibilité à l'assurance-emploi (AE) des modifications apportées aux normes d'admissibilité, qui sont passées de 20 à 26 semaines (soit 910 heures) pour les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (nouveaux venus ou rentrants), en vertu du projet de loi C-12. Les résultats de l'analyse sont les suivants :

- En moyenne, quelque 36 500 nouveaux venus/rentrants ont été touchés de façon négative au cours de chaque mois de 1997, c.-à-d. qu'ils n'ont pas eu droit à des prestations d'AE, alors qu'ils y auraient eu droit conformément aux règles antérieures.
- De plus, 9 100 nouveaux venus/rentrants qui auraient également pu être touchés chaque mois, ont pu accumuler des heures de travail supplémentaires afin de satisfaire les normes d'admissibilité plus élevées.
- Par conséquent, le nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires en 1997 a diminué de 5,8 p. 100 environ (passant d'un nombre possible de 633 200 à 596 700); d'autre part, le versement global de prestations ordinaires pour l'année 1997 a diminué d'environ 520 millions de dollars.
- Les nouvelles règles pour les nouveaux venus/rentrants ont exercé une influence négative plus grande sur les prestataires ayant un revenu familial mensuel inférieur à 2 000 \$ et sur les personnes touchant de l'aide sociale depuis la perte de leur emploi.

Les résultats ci-dessus se fondent sur une analyse ex ante de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). La cohorte analysée est constituée de personnes ayant cessé de travailler au cours du dernier trimestre de 1995. Afin de reconstituer les antécédents en matière de travail et de prestations, nous avons complété les données de l'ECPIE en ayant recours aux relevés d'emploi (RE) et aux profils vectoriels d'AE des répondants.

Idéalement, cette analyse devrait être complétée à l'aide d'une analyse ex post, afin que l'on puisse déterminer si les prévisions se sont effectivement réalisées. Toutefois, des indications ex post de l'Enquête sur la couverture de la population par le Régime d'assurance-emploi (ECPRAE) confirment les résultats ci-dessus. Une analyse préliminaire des données de l'ECPRAE indique que le nombre de personnes touchées par les nouvelles normes d'admissibilité était d'environ 35 000 par mois, valeur très proche des 36 500 personnes prévues dans le cadre de la présente étude¹.

¹ L'estimation de l'ECPRAE comprend le nombre de personnes ayant accumulé de 700 à 910 heures d'emploi assurable (valeur se situant entre l'ancienne norme d'admissibilité minimale et la nouvelle), qui ont justifié le fait de ne pas toucher de prestations en disant qu'elles « n'avaient pas assez de travail ». Une analyse plus poussée de l'ECPRAE a montré que le passage des semaines d'emploi assurable aux heures d'emploi assurable, en vertu du projet de loi C-12, a eu un effet négligeable en ce qui concerne l'admissibilité aux prestations.

1. Introduction

1.1 Contexte

Le projet de loi C-12 a entraîné un changement important sur le plan de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus et les rentrants, qui est passée de 20 à 26 heures d'emploi assurable à compter du 30 juin 1996, et à 910 heures d'emploi assurable (correspondant à 26 semaines à raison de 35 heures par semaine) à compter du 5 janvier 1997.

Dans le cadre du régime d'assurance-emploi (AE), un particulier est défini comme une personne qui devient ou redevient membre de la population active (nouveau venu ou rentrant) si, au cours de la période de 52 semaines précédant immédiatement le délai d'attente, il a accumulé moins de 14 semaines (ou 490 heures après le 6 janvier 1997) d'emploi assurable ou de semaines de prestations d'AE. Le délai d'attente représente a) la période de 52 semaines précédant immédiatement la demande de prestations actuelle ou b) la période de temps entre la demande de prestations actuelle et le début de la dernière demande antérieure, la plus courte de ces deux périodes étant retenue.

Par souci de concision, le terme « nouveaux venus » désigne dans la suite du texte à la fois les nouveaux venus et les rentrants.

1.2 Objectifs de l'étude

L'étude a comme objectif d'évaluer l'effet de la majoration de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus, qui est passée de 20 à 26 semaines (ou 910 heures équivalentes). L'étude aborde les quatre questions clés suivantes :

- a) Avant l'adoption du projet de loi C-12, combien de nouveaux venus avaient accumulé entre 20 et 25 semaines d'emploi assurable et n'auraient pas eu droit à des prestations si les nouvelles règles avaient déjà été en vigueur?
- b) Si l'on extrapole le nombre de nouveaux venus ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable pour l'année 1997, quel est le montant annuel des économies réalisées par le régime d'AE suite à la majoration de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus?
- c) Quels sont le revenu et le profil démographique de nouveaux venus, notamment ceux qui ont accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable?
- d) Dans quelle mesure les nouveaux venus peuvent-ils obtenir les semaines supplémentaires requises pour satisfaire la norme d'admissibilité majorée?

1.3 Sources de données

L'étude fait appel à l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Les résultats présentés ci-dessous se fondent sur un échantillon aléatoire tiré d'une sélection de 45 000 personnes ayant cessé de travailler au cours du quatrième trimestre de 1995 et ayant reçu un relevé d'emploi (RE).

L'ECPIE du quatrième trimestre de 1995 est la deuxième d'une série d'enquêtes trimestrielles servant à surveiller l'effet du projet de loi C-12. La première enquête trimestrielle constituait surtout un essai de faisabilité, mais le plan de sondage est resté stable pour le reste des cohortes. L'analyse utilisée ci-dessous fait appel à la cohorte du quatrième trimestre de 1995.

L'ECPIE fournit des renseignements détaillés sur : les caractéristiques des personnes qui ont cessé de travailler, leur recherche d'emploi subséquente et leur emploi, de même que les raisons pour lesquelles elles n'ont pas demandé de prestations d'AE et l'effet que la cessation d'emploi a pu avoir sur elles.

Les données de l'ECPIE sont complétées en établissant un lien avec le RE antérieur des personnes interrogées, puis avec leur profil vectoriel d'AE. Le RE a surtout servi à établir les antécédents de ces personnes en matière de travail. Les données du profil vectoriel ont été utilisées principalement pour obtenir des renseignements détaillés sur l'historique du recours antérieur aux prestations d'AE.

L'échantillon utilisé dans le cadre de cette analyse comporte 3 814 personnes. L'analyse se penche surtout sur les nouveaux venus. Dans l'ensemble de l'échantillon, 884 personnes ont été identifiées comme étant de nouveaux venus. La méthode d'identification est expliquée à la section 2. L'échantillon total représente 645 941 personnes (nombre pondéré), dont un nombre estimatif de 138 976 nouveaux venus.

Une restriction possible de l'analyse vient du manque de données sur les heures en 1993-1995, de sorte qu'il est impossible de préciser exactement le nombre de personnes qui, tout en étant exclues de l'ancien régime d'assurance-chômage (AC), auraient pu être comprises dans le nouveau régime d'AE, fondé sur les heures. Toutefois, cette restriction est probablement mineure. Une analyse préliminaire de l'Enquête sur la couverture de la population par le Régime d'assurance-emploi (ECPRAE) a démontré que le passage des semaines d'emploi assurable aux heures d'emploi assurable, en vertu du projet de loi C-12, a eu un effet négligeable pour ce qui est de l'admissibilité à l'AE.

1.4 Aperçu du rapport

À la section 2, les données de l'ECPIE sont combinées à celles du RE et du profil vectoriel afin d'identifier les nouveaux venus et d'en estimer le nombre et la répartition en fonction des semaines d'emploi assurable. À la section 3, nous extrapolons les estimations fondées sur la cohorte du quatrième trimestre de 1995 afin d'évaluer l'effet de la norme d'admissibilité majorée pour les nouveaux venus, dans le cadre du projet de loi C-12, sur le nombre de prestataires et le versement de prestations. La section 4 porte sur les caractéristiques des nouveaux venus, notamment ceux qui ont accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable au cours de la période d'attente. Enfin, la section 5 traite de la possibilité pour les nouveaux venus d'augmenter le nombre de semaines d'emploi assurable afin de satisfaire la norme d'admissibilité.

2. *Identification de nouveaux venus*

Pour être en mesure d'identifier les nouveaux venus, on utilise les données administratives et celles de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), pour le quatrième trimestre de 1995. L'un de principaux objectifs consiste à estimer le nombre de prestataires ordinaires qui ont accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable et qui, en vertu du projet de loi C-12, ont été touchés par la majoration de la norme d'admissibilité, qui est passée de 20 à 26 semaines.

2.1 Méthode

L'analyse a débuté par l'identification de nouveaux venus parmi les personnes qui ont cessé de travailler au cours du quatrième trimestre de 1995 et qui ont demandé des prestations d'assurance-emploi (AE). Il fallait également identifier les personnes qui n'auraient pas eu droit à des prestations si la norme d'admissibilité majorée, énoncée dans le projet de loi C-12, avait déjà été en vigueur. L'analyse a porté sur les personnes suivantes :

- a) celles qui ont cessé de travailler au cours du dernier trimestre de 1995;
- b) celles qui ont reçu un relevé d'emploi (RE) après la cessation d'emploi (peu importe qu'elles aient ensuite demandé ou non des prestations d'AE)².

Le principal enjeu méthodologique de l'étude a été de reconstituer les antécédents des personnes en matière de travail sur une période de deux ans et de déterminer qui était un nouveau venu. Les données du RE et du profil vectoriel ont servi à estimer ce qui suit :

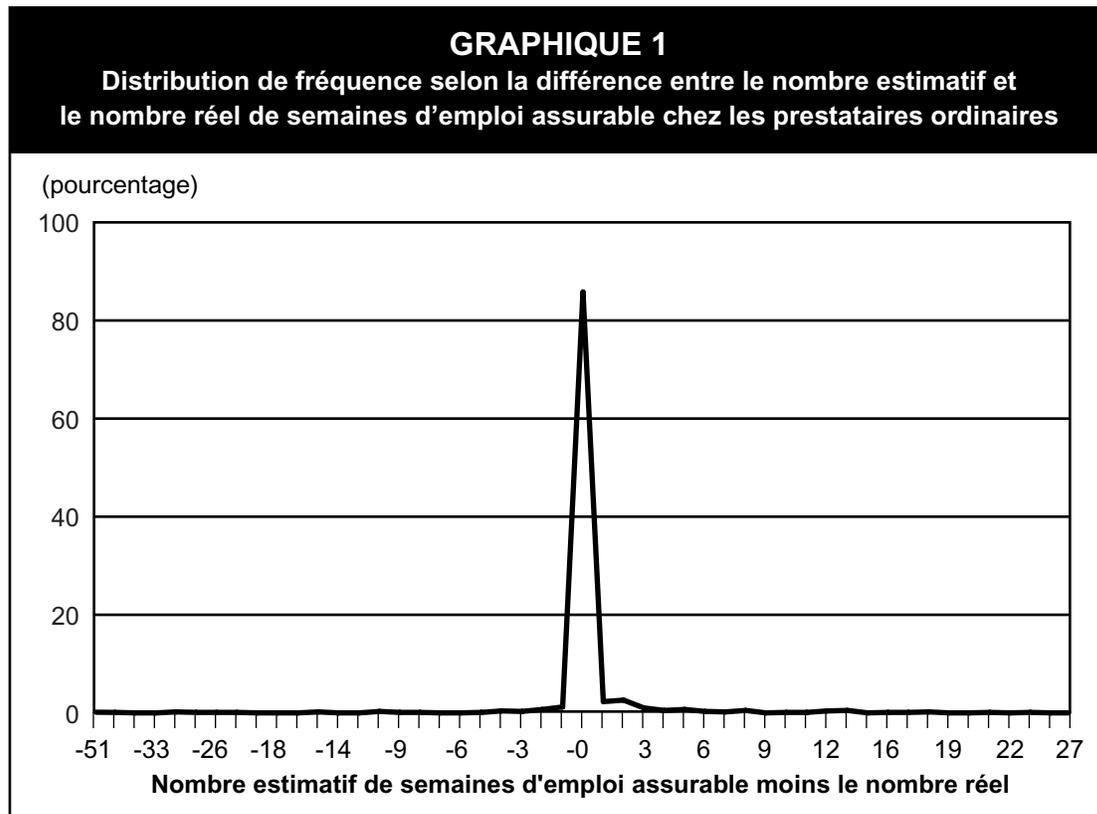
- a) le délai d'attente (52 semaines avant le début de la période de prestations, ou période de temps depuis le début de la demande antérieure, la période la plus courte étant retenue);
- b) le nombre de semaines d'emploi assurable au cours du délai d'attente;
- c) la période de pré-attente (période de 52 semaines antérieure au délai d'attente);
- d) le nombre de semaines d'emploi assurable et de semaines de prestations au cours de la période de pré-attente (une personne étant définie comme un nouveau venu si le nombre de semaines d'emploi assurable et de prestations d'AE au cours de la période de pré-attente est inférieur à 14).

La méthode servant à estimer le nombre de semaines d'emploi assurable à partir des données du RE et du profil vectoriel est complexe, car souvent les périodes d'emploi se chevauchent

² Parmi les personnes qui ont demandé des prestations après leur cessation d'emploi au cours du quatrième trimestre de 1995, 80 p. 100 d'entre elles ont débuté leur période de prestations au cours du même trimestre.

et comportent des semaines d'emploi non assurable. Le principe sous-jacent de l'algorithme servant à la présente étude a été de répartir les semaines de façon à donner au prestataire le bénéficiaire du doute. Il s'agit du même principe utilisé par le personnel des bureaux locaux afin de déterminer l'admissibilité à l'AE³.

Dans le cas des prestataires d'AE, puisque le nombre réel de semaines d'emploi assurable est tiré du profil vectoriel, il a été possible de vérifier la méthode d'estimation des semaines d'emploi assurable en comparant les estimations de l'étude et le nombre de semaines assurables du profil vectoriel. Le graphique 1 montre la distribution de fréquence des prestataires selon la différence entre le nombre estimatif et le nombre réel de semaines d'emploi assurable : dans 93 p. 100 des cas la différence était de plus ou moins 2 semaines. Ce résultat indique que la méthode utilisée ici se rapproche étroitement de la procédure employée par le personnel des bureaux locaux de l'AE. Bien entendu, une telle vérification directe est impossible dans le cas des non-prestataires ou pour estimer le nombre de semaines d'emploi assurable et de semaines de prestations pendant la période de pré-attente.

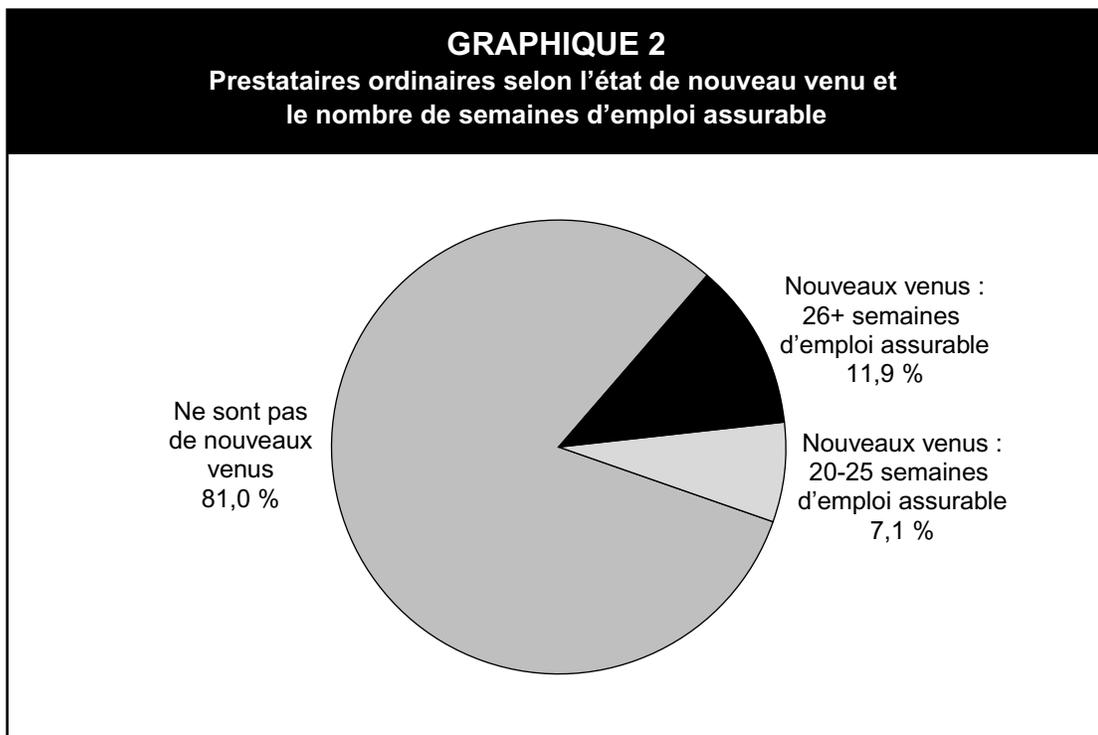


³ Exemple : Supposons qu'une personne a occupé deux emplois au cours d'une même période de 10 semaines. Dans un tel cas, les semaines se chevauchent et la personne accumule 10 semaines d'emploi assurable. Le calcul est plus complexe en cas de chevauchement partiel des RE.

2.2 Nombre de nouveaux venus

La méthode décrite précédemment a permis d'obtenir les estimations suivantes (tableau 1) :

- a) 645 941 personnes ont cessé de travailler au cours du dernier trimestre de 1995;
- b) 370 248 d'entre elles (57,3 p. 100) ont touché des prestations ordinaires (41 968 autres personnes, soit 6,5 p. 100, ont touché des prestations d'AE spéciales)⁴;
- c) 70 287 prestataires ordinaires (19,0 p. 100) étaient de nouveaux venus, c.-à-d. qu'ils avaient accumulé moins de 14 semaines d'emploi assurable ou de semaines de prestations d'AE au cours de la période de pré-attente⁵;
- d) 26 273 prestataires ordinaires, nouveaux venus (7,1 p. 100 des prestataires ordinaires), avaient accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable; c'est ce groupe de prestataires qui n'aurait pas eu droit à des prestations si le projet de loi C-12 avait déjà été adopté (graphique 2), en présupposant que leur comportement n'a pas changé.



⁴ 76 p. 100 des prestataires ordinaires ont débuté leur période de prestations au cours du même trimestre, tandis que les autres l'ont commencé en 1996.

⁵ La période de pré-attente représente la période de 52 semaines qui précède le délai d'attente.

TABLEAU 1
Description de l'échantillon de base

	Nombre pondéré Prestations ordinaires d'AE			Taille de l'échantillon Prestations ordinaires d'AE		
	Non	Oui	Les deux	Non	Oui	Les deux
SEMAINES D'EMPLOI ASSURABLE						
<i>Nouveaux venus (1)</i>						
Moins de 20 semaines	42 352	0	42 352	267	0	267
21 à 25 semaines	7 087	26 273	33 359	42	187	229
26 semaines et plus	19 252	44 014	63 265	106	282	388
Total partiel	68 691	70 287	138 976	415	469	884
<i>Ne sont pas de nouveaux venus (2)</i>						
Moins de 12 semaines	35 266	0	35 266	183	0	183
12 à 19 semaines	19 089	41 414	60 502	133	456	589
20 semaines et plus	152 651	258 547	411 197	691	1 467	2 158
	207 006	299 961	506 965	1 007	1 923	2 930
TOTAL	275 697	370 248	645 941	1 422	2 392	3 814

Remarques :

Les totaux peuvent être inexacts en raison de l'arrondissement.

- (1) La norme d'admissibilité était de 20 semaines pour les nouveaux venus avant le projet de loi C-12; la nouvelle norme est de 26 semaines pour les nouveaux venus.
- (2) La norme d'admissibilité minimale est de 12 semaines pour ceux qui ne sont pas de nouveaux venus (dans les régions où le chômage est élevé); la norme d'admissibilité maximale est de 20 semaines pour ceux qui ne sont pas de nouveaux venus (dans les régions où le chômage est peu élevé).

3. Répercussions du projet de loi C-12

3.1 Stratégie

La présente section renferme des estimations des répercussions de la norme d'admissibilité majorée pour les nouveaux venus sur le nombre de prestataires ordinaires et de prestations ordinaires versées en 1997, qui marque la première année civile complète suivant la mise en œuvre du projet de loi C-12.

Les estimations se fondent sur une extrapolation des résultats tirés d'une analyse sur les personnes ayant cessé de travailler au cours du dernier trimestre de 1995, en tenant compte des hypothèses suivantes :

- a) il n'y a pas eu de changement de comportement lors de la majoration de la norme d'admissibilité;
- b) la répartition de nouveaux venus selon le nombre de semaines d'emploi assurable en 1997 est restée la même qu'au dernier trimestre de 1995; et
- c) la fréquence de nouveaux venus parmi les personnes qui ont cessé de travailler en 1997 est restée la même qu'au dernier trimestre de 1995.

3.2 Répercussions sur le nombre de prestataires

Les estimations présentées ci-dessous indiquent que la norme d'admissibilité majorée aurait pu réduire le nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires de 45 600 environ. Cette conclusion a été tirée d'après les données suivantes (tableau 2) :

- a) Selon les données administratives de Développement des ressources humaines Canada (DRHC), le nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires en 1997 était de 596 744.
- b) Les résultats de la section précédente démontrent que la majoration de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus, passant de 20 à 26 semaines, réduirait le nombre de nouvelles demandes de prestations ordinaires de 7,1 p. 100.
- c) Ces résultats, extrapolés jusqu'à 1997, indiquent que le nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires aurait été plus élevé de 45 600 si la norme d'admissibilité n'avait pas été majorée.

TABLEAU 2
Extrapolation des résultats de l'ECPIE de 1995-T4 à 1997

	Estimations de l'ECPIE de 1995-T4			Extrapolation jusqu'à 1997					
	Nombre de nouvelles demandes de prestations ordinaires	Moyenne des prestations ordinaires par nouvelle demande	Prestations totales pour nouveaux prestataires ordinaires (millions)	Nombre mensuel de prestataires ordinaires		Prestations mensuelles par prestataires ordinaires		Prestations ordinaires annuelles	
				nouvelles règles	règles antérieures	nouvelles règles	règles antérieures	nouvelles règles (millions)	règles antérieures (millions)
Nouveaux venus : de 20 à 25 semaines	26 273	5 760 \$	151 \$	0	45 580	0	1 181 \$	0	646 \$
Nouveaux venus : 26 semaines et plus	44 014	5 797 \$	255 \$	76 358	76 358	1 189 \$	1 189 \$	1 089 \$	1 089 \$
Ne sont pas de nouveaux venus	299 961	5 836 \$	1 751 \$	520 386	520 386	1 197 \$	1 197 \$	7 472 \$	7 472 \$
Tous les prestataires	370 248	5 826 \$	2 157 \$	596 744	642 324	1 196 \$	1 195 \$	8 562 \$	9 208 \$
Excluant les prestataires ayant de 20 à 25 semaines	343 975	5 831 \$	2 006 \$						

Les estimations ci-dessus fournissent probablement une limite supérieure aux véritables répercussions de la norme d'admissibilité majorée, et ce, pour deux raisons principales :

- Premièrement, certains nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable peuvent avoir reçu plus tard des Relevés d'emploi (RE) pouvant servir à présenter une demande de prestations. Dans un tel cas, la norme d'admissibilité majorée n'aurait eu qu'un effet dilatoire.
- Deuxièmement, certains nouveaux venus auraient peut-être pu accumuler des semaines supplémentaires d'emploi assurable (jusqu'à 6 semaines supplémentaires pouvant être requises pour avoir droit à des prestations puisque la norme d'admissibilité est passée de 20 à 26 semaines). Dans un tel cas, la norme d'admissibilité majorée aurait eu un effet sur le comportement (emploi supplémentaire) et un faible effet dilatoire (le comportement est abordé plus en détail à la section 5).

3.3 Répercussions sur le versement de prestations

En présumant qu'il n'y a eu aucun changement de comportement, quelles sont les économies maximales réalisées dans le cadre du régime d'assurance-emploi (AE) grâce à la norme d'admissibilité majorée pour les nouveaux venus, compte tenu du fait que certaines économies peuvent représenter simplement un report de prestations plutôt que des économies nettes?

D'après les données de 1995, on estime que la norme d'admissibilité majorée a pu réduire le versement annuel des prestations ordinaires de 650 millions de dollars environ en 1997. Cette estimation a été obtenue de la façon suivante (tableau 2) :

- a) D'après les données administratives de DRHC, le montant mensuel moyen des prestations ordinaires en 1997 était de 1 196 \$, et le nombre mensuel de prestataires ordinaires s'établissait à 596 744. Le montant annuel total des prestations ordinaires versées en 1997 s'est élevé à 8 562 millions de dollars (1 196 x 596 744 x 12).
- b) Le montant mensuel moyen des prestations pour les nouveaux venus et pour les autres prestataires a été estimé en supposant qu'il était proportionnel aux estimations présentées ici, en se fondant sur les prestations de nouveaux venus en 1995-T4.
- c) Le montant mensuel des prestations ordinaires supplémentaires qui auraient été versées en 1997, en vertu des règles antérieures, a été calculé en multipliant l'estimation mensuelle précédente de nouveaux venus ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable par le montant mensuel moyen de leurs prestations.

En conclusion, la norme d'admissibilité majorée pour les nouveaux venus, en vertu du projet de loi C-12, a pu réduire le nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires en 1997 de 45 600 environ (une réduction de 7,1 p. 100) et le montant total des prestations ordinaires de 650 millions de dollars environ (une réduction de 7,0 p. 100). Ces estimations représentent une limite supérieure aux véritables répercussions de la norme d'admissibilité majorée, puisque certaines personnes ont pu toucher des prestations plus tard, après avoir accumulé des semaines supplémentaires d'emploi assurable.

4. *Caractéristiques de nouveaux venus*

Cette section porte sur le revenu et le profil démographique de nouveaux venus en 1995, surtout pour les personnes ayant accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable. Le profil est probablement semblable pendant la période post-AE. Nous nous penchons sur les nouveaux prestataires ayant accumulé de 20 à 25 semaines parce qu'il s'agit du groupe qui aurait été touché directement par la norme d'admissibilité majorée dans le cadre du projet de loi C-12.

Le tableau 3 présente la répartition des prestataires ordinaires selon différentes caractéristiques, tandis que le graphique 3 montre la fréquence de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines parmi des prestataires ayant différentes caractéristiques. Les résultats sont les suivants :

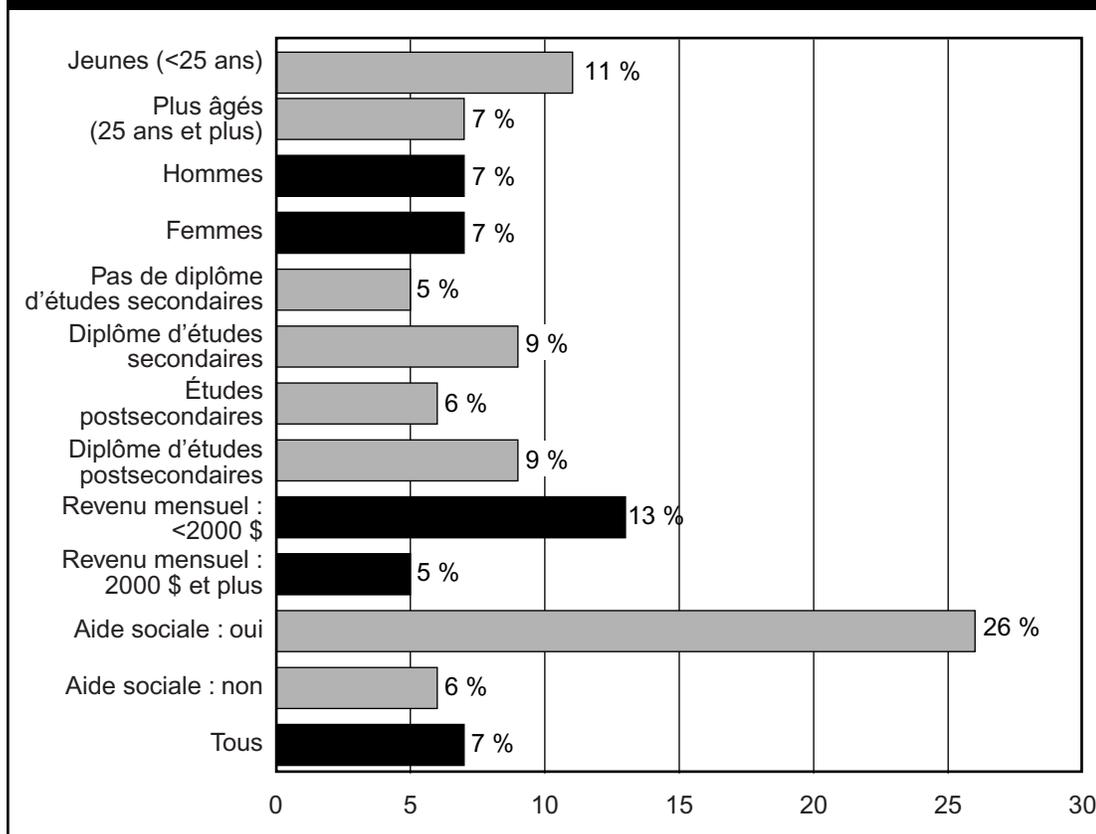
- a) **âge** : les jeunes représentent 15 p. 100 de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines; ils sont un peu plus susceptibles d'être de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines que les personnes plus âgées;
- b) **sexe** : les hommes représentent près de deux tiers de nouveaux prestataires ayant accumulé de 20 à 25 semaines; ce chiffre est plus ou moins proportionnel à leur représentation dans l'ensemble des prestataires ordinaires;
- c) **scolarité** : il n'existe pas de corrélation nette entre le niveau de scolarité et la fréquence de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines;
- d) **région** : la même observation s'applique aux résultats selon la région, même si l'Ontario présente une fréquence un peu plus élevée de nouveaux prestataires ayant accumulé de 20 à 25 semaines;
- e) **revenu** : les personnes ayant un revenu familial mensuel inférieur à 2 000 \$ représentent 60 p. 100 de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines; la fréquence de nouveaux prestataires ayant accumulé de 20 à 25 semaines parmi les personnes ayant un faible revenu familial est presque trois fois plus élevée que pour le reste des prestataires ordinaires (13 p. 100 contre 5 p. 100);
- f) **aide sociale** : les personnes qui ont touché des prestations d'aide sociale depuis leur cessation d'emploi représentent 19 p. 100 de nouveaux prestataires ayant accumulé de 20 à 25 semaines; la fréquence de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines est la plus élevée parmi les prestataires d'aide sociale (26 p. 100 contre 6 p. 100 pour les non-assistés sociaux).

TABLEAU 3
Répartition des prestataires selon certaines caractéristiques

	Nouveaux venus		Ne sont pas de nouveaux venus	Tous les prestataires ordinaires
	de 20 à 25 semaines	26 semaines et plus		
ÂGE				
De 17 à 24 ans	15 %	15 %	9 %	10 %
De 25 à 34 ans	32 %	29 %	30 %	30 %
De 35 à 44 ans	27 %	26 %	31 %	30 %
45 ans et plus	26 %	31 %	29 %	29 %
SEXE				
Hommes	69 %	67 %	67 %	67 %
Femmes	31 %	33 %	33 %	33 %
SCOLARITÉ				
Pas de diplôme d'études secondaires	26 %	32 %	36 %	35 %
Diplôme d'études secondaires	38 %	29 %	29 %	30 %
Études postsecondaires	13 %	18 %	17 %	17 %
Diplôme d'études postsecondaires	22 %	21 %	18 %	18 %
RÉGION				
Atlantique	17 %	12 %	17 %	16 %
Québec	31 %	24 %	39 %	36 %
Ontario	31 %	34 %	22 %	24 %
Ouest	21 %	30 %	22 %	23 %
REVENU FAMILIAL MENSUEL				
Moins de 2000 \$	60 %	30 %	33 %	35 %
De 2 000 \$ à 3 499 \$	21 %	34 %	35 %	34 %
3 500 \$ et plus	19 %	36 %	32 %	31 %
TOUCHANT DE L'AIDE SOCIALE				
Oui	19 %	5 %	4 %	5 %
Non	81 %	95 %	96 %	95 %
TOTAL	100 %	100 %	100 %	100 %

GRAPHIQUE 3

Fréquence des personnes ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable parmi les prestataires ordinaires



Le tableau 4 présente les résultats d'une estimation, fondée sur un modèle de régression logit, de la fréquence de nouveaux venus ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable parmi tous les prestataires ordinaires, selon différentes caractéristiques. Les résultats montrent une incidence prévue plus faible pour les personnes sans diplôme d'études secondaires, et une incidence prévue plus élevée pour les personnes ayant un revenu modeste et pour celles qui touchent de l'aide sociale. Le graphique 4 illustre les résultats de la régression logit sous forme graphique.

Les résultats ci-dessus indiquent que la majoration de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus n'a pas particulièrement touché les jeunes et les femmes. Elle a touché les personnes de tout âge, de toutes les régions, les hommes comme les femmes, presque de façon égale. Toutefois, elle a eu un effet négatif beaucoup plus marqué sur les ménages à revenu plus faible et sur les assistés sociaux.

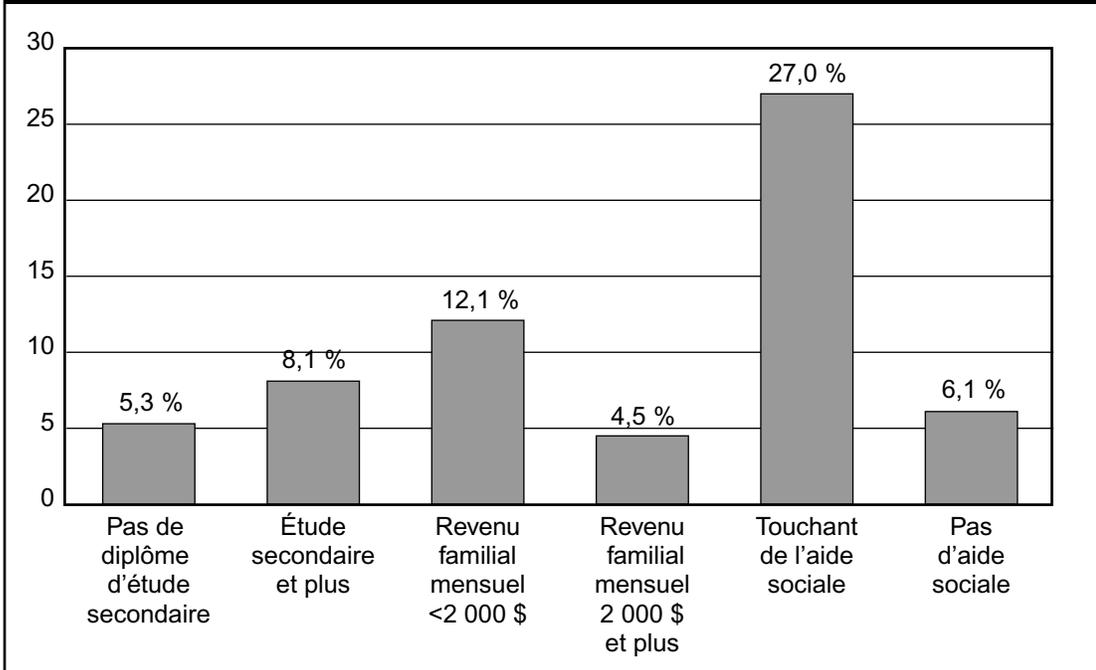
TABLEAU 4

Estimation selon une régression logit de la fréquence de nouveaux prestataires ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable, parmi tous les prestataires ordinaires

Variable	Explication	Coeffic.-b	Erreur type	Sigma	Aug. R ²	Exp. (b)
ÂGE						
ÂGE1	Jeunes (<25 ans)	0,405	0,245	0,099*	0,026	1,499
ÂGE2	Plus âgés	<i>Catégorie de référence</i>				
SEXE						
SEXE1	Hommes	0,224	0,188	0,233*	0,000	1,250
SEXE2	Femmes	<i>Catégorie de référence</i>				
SCOLARITÉ						
SCOL1	Pas de diplôme d'étude secondaire	-0,508	0,198	0,010	-0,064	0,602
SCOL2	Étude secondaire et plus			0,271*	0,000	
RÉGION						
RÉGION1	Atlantique	-0,157	0,264	0,551*	0,000	0,855
RÉGION2	Québec	-0,388	0,221	0,079*	-0,031	0,678
RÉGION3	Ontario	<i>Catégorie de référence</i>				
RÉGION4	Ouest	-0,375	0,244	0,124*	-0,018	0,687
REV. FAM.						
REVFAM1	Moins de 2 000 \$	0,944	0,179	0,000	0,152	2,569
REVFAM2	2000 \$ et plus	<i>Catégorie de référence</i>				
AIDE SOCIALE						
AIDESOC1	Touchant de l'aide sociale	1,426	0,247	0,000	0,167	4,163
AIDESOC2	Pas d'aide sociale	<i>Catégorie de référence</i>				
Constante		-2,859	0,222	0,000		
R ² (amélioration de la probabilité log.) :			7,5 %			
Nombre de cas (non pondéré) :			2 392			
Remarques :						
(*) Le coefficient-b n'a aucun effet appréciable sur les chances relatives à un niveau de confiance de 95 p. 100.						

GRAPHIQUE 4

Fréquence de nouveaux venus ayant de 20 à 25 semaines, en se fondant sur les résultats de la régression logit



5. Effets sur le comportement

5.1 Modèle ex ante

La dernière question soulevée par l'étude a été de savoir dans quelle mesure les nouveaux venus pouvaient accumuler les semaines supplémentaires requises pour satisfaire la norme d'admissibilité majorée. La question a été traitée dans le cadre d'une analyse ex ante : les données du quatrième trimestre de 1995 ont été analysées de façon à déterminer si la répartition des semaines d'emploi assurable chez les nouveaux venus affichait une « pointe » aux environs de 20 semaines (la norme d'admissibilité antérieure pour les nouveaux venus). Une telle pointe indiquerait que certaines personnes peuvent accumuler d'autres semaines de travail afin de satisfaire à la norme d'admissibilité. L'importance statistique d'une pointe a été vérifiée à l'aide d'une analyse de régression logit.

Le graphique 5a montre la répartition des semaines d'emploi assurable au cours de la période d'attente de nouveaux venus (prestataires aussi bien que non-prestataires). La répartition ci-dessus a été comparée à celle des semaines d'emploi assurable des personnes qui ne sont pas de nouveaux venus⁶.

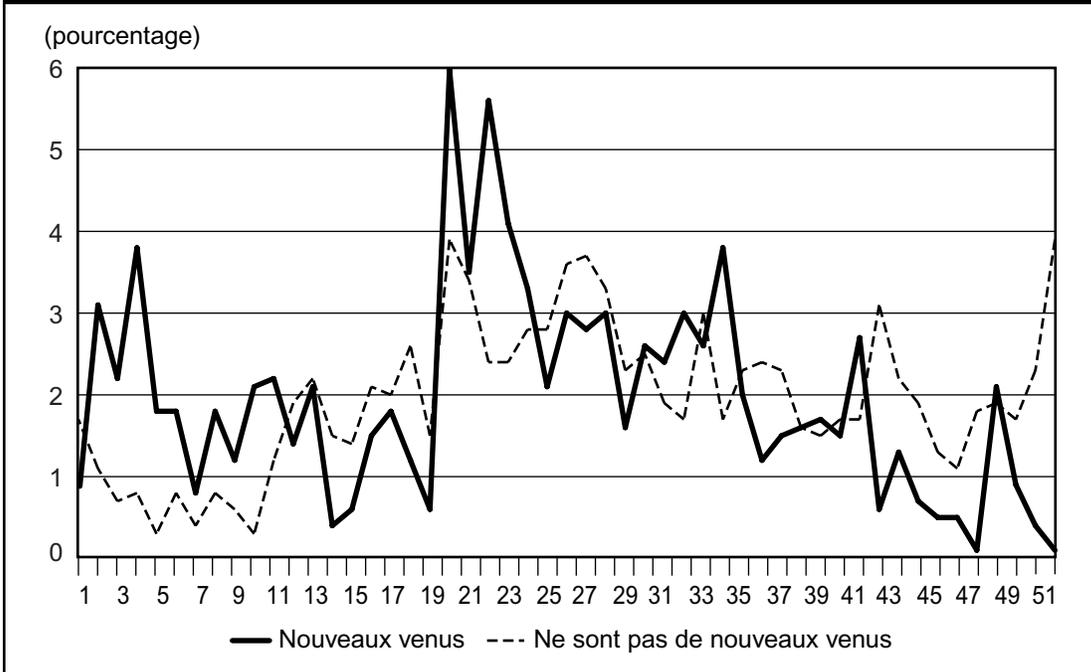
Les données indiquent la présence d'une « pointe » entre 20 et 22 semaines d'emploi assurable et une « baisse » entre 17 et 19 semaines d'emploi assurable avant la norme d'admissibilité. Une pointe semblable, bien que moins marquée, a également été observée chez les personnes qui ne sont pas de nouveaux venus.

Le graphique 5b montre que chez les personnes dont le nombre de semaines d'emploi assurable est près de la norme d'admissibilité, il existe une différence marquée entre les nouveaux venus et ceux qui ne le sont pas : les nouveaux venus étant beaucoup plus susceptibles que les autres d'avoir 20 semaines d'emploi assurable ou juste un peu plus, plutôt que juste un peu moins de 20 semaines d'emploi assurable.

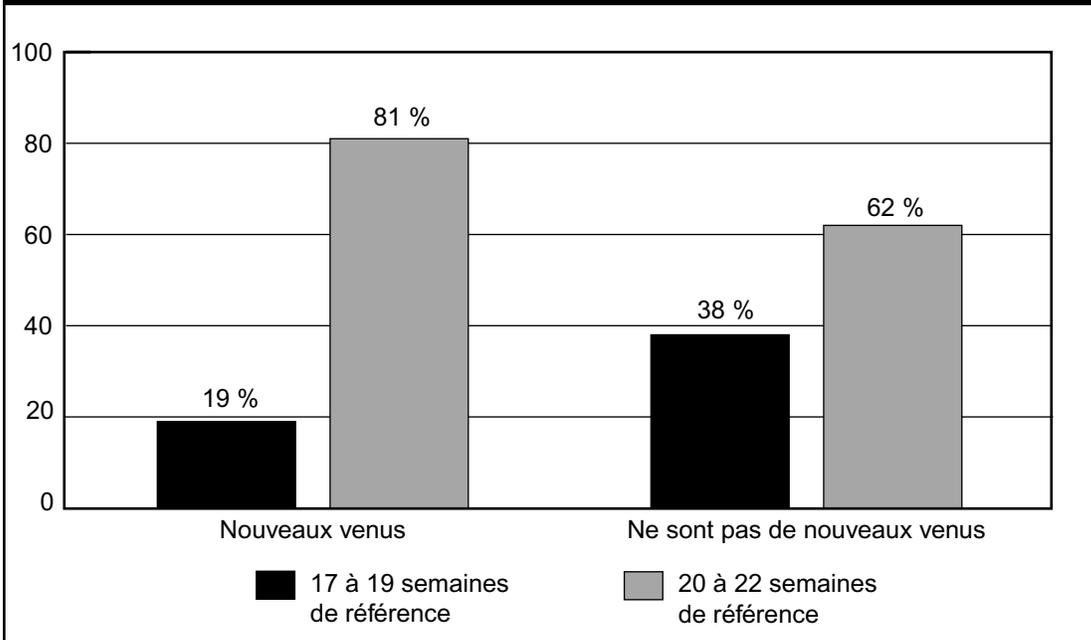
La présence d'une telle « pointe » et d'une « baisse » marquée chez les nouveaux venus est une première indication que certains d'entre eux ont pu accumuler des semaines d'emploi assurable supplémentaires afin de satisfaire à la norme d'admissibilité.

⁶ Le graphique 5a exclut les cessations d'emploi comportant 52 semaines d'emploi assurable pour faciliter la comparaison de nouveaux venus avec les personnes qui ne le sont pas. En effet, on constate chez ces dernières une pointe importante à 52 semaines d'emploi assurable (21 p. 100), tandis que chez les nouveaux venus le pourcentage correspondant est de 2 p. 100 seulement.

GRAPHIQUE 5a
Semaines d'emploi assurable pendant le délai d'attente : toutes cessations d'emploi



GRAPHIQUE 5b
Semaines d'emploi assurable pendant le délai d'attente : cessations d'emploi comportant de 17 à 22 semaines d'emploi assurable



L'indication initiale mentionnée précédemment a été vérifiée plus à fond, à l'aide du modèle suivant de régression logit, pour toutes les personnes (nouveaux venus et personnes qui ne le sont pas) ayant de 17 à 22 semaines d'emploi assurable :

$$\text{ABOVE} = b_0 + b_1 * \text{NEWENTR} + \text{variables nominales pour le sexe, l'âge, la scolarité et la région}$$

où ABOVE représente la probabilité d'avoir de 20 à 22 semaines d'emploi assurable au lieu de 17 à 19, et où NEWENTR représente une variable nominale ayant une valeur de 1 s'il s'agit d'un nouveau venu et de 0 dans les autres cas.

Les résultats de la régression logit confirment que les nouveaux venus dont le nombre de semaines d'emploi assurable se rapproche de la norme d'admissibilité sont plus susceptibles que les autres de la dépasser (tableau 5).

Les résultats démontrent qu'environ un nouveau venu sur cinq a réussi à accumuler d'autres semaines d'emploi assurable de façon à dépasser la norme d'admissibilité plutôt que de se trouver juste en-dessous.

Il est donc possible que des effets sur le comportement réduisent la diminution prévue, dont on a fait état précédemment, du nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires, de 45 600 à 36 500. Ainsi, des effets sur le comportement pourraient réduire les économies annuelles prévues sur le plan des versements de prestations ordinaires en 1997, de 650 000 \$ à 520 000 \$. Ce rajustement risque toutefois de surestimer l'effet réel sur le comportement si les nouveaux venus réussissent moins bien que dans le passé à rajuster leur nombre de semaines d'emploi assurable alors que la norme d'admissibilité était moins rigoureuse.

5.2 Confirmation ex post

Certaines indications confirment l'estimation précédente pour 1997. Des estimations fondées sur la nouvelle Enquête sur la couverture de la population par le Régime d'assurance-emploi (ECPRAE) montrent que le nombre mensuel moyen de nouveaux venus touchés par le projet de loi C-12 en 1997 était de 35 000 environ, valeur très proche de l'estimation ex ante de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) s'établissant à 36 500, compte tenu des effets sur le comportement⁷.

Plus précisément, les résultats de l'analyse de l'ECPRAE indiquent ce qui suit :

- Le nombre mensuel moyen de sans emploi (chômeurs et non-actifs) ayant eu un emploi rémunéré au cours de 12 mois précédents et ayant accumulé au moins 700 heures de travail en 1997 était de 1 107 000.

⁷ L'ECPRAE est une enquête trimestrielle de Développement des ressources humaines Canada (DRHC)/Statistique Canada qui a été lancée en 1997. Les données sont recueillies à l'aide d'une enquête de suivi auprès d'un groupe cible de répondants à l'Enquête sur la population active. Un avantage de l'ECPRAE est que l'échantillon est représentatif de la population active; l'un de ses points faibles est l'absence de lien avec les dossiers administratifs de DRHC.

TABLEAU 5

Estimation selon une régression logit de la probabilité d'accroître le nombre de semaines d'emploi assurable afin de satisfaire à la norme d'admissibilité, pour toutes les personnes ayant de 17 à 22 semaines d'emploi assurable

Variable	Explication	Coeffic.-b	Erreur type	Sigma	Aug. R ²	Exp. (b)
NOUV. VENUS						
NOUVVEN1	Nouveau venu	0,994	0,252	0,000	0,143	2,703
NOUVVEN2	Pas un nouveau venu	<i>Catégorie de référence</i>				
SEXE						
SEXE1	Hommes	-0,194	0,222	0,383*	0,000	0,824
SEXE2	Femmes	<i>Catégorie de référence</i>				
ÂGE				0,127*	0,000	
ÂGE1	Moins de 25 ans	-0,782	0,336	0,020	-0,072	0,458
ÂGE2	25 à 34 ans	-0,358	0,271	0,185*	0,000	0,699
ÂGE3	35 à 44 ans	-0,189	0,288	0,511*	0,000	0,827
ÂGE4	45 ans et plus	<i>Catégorie de référence</i>				
SCOLARITÉ				0,002		0,119
SCOL1	Pas de diplôme d'étude secondaire	-0,263	0,312	0,400*	0,000	0,769
SCOL2	Diplôme d'étude secondaire	0,534	0,334	0,110*	0,029	1,705
SCOL3	Étude postsecondaire	-0,619	0,354	0,081*	-0,040	0,538
SCOL4	Diplôme d'étude postsecondaire	<i>Catégorie de référence</i>				
RÉGION				0,000		0,165
RÉGION1	Atlantique	-1,602	0,343	0,000	-0,173	0,202
RÉGION2	Québec	-0,624	0,322	0,052*	-0,052	0,536
RÉGION3	Ontario	<i>Catégorie de référence</i>				
RÉGION4	Ouest	-8 711,000	0,335	0,009	-0,085	0,419
Constante		1,743	0,461	0,002		
R ² (amélioration de la probabilité log.) :		9,4 %				
Nombre de cas (non pondéré) :		597				
Remarques :						
(*) Le coefficient-b n'a aucun effet, appréciable sur les chances relatives à un niveau de confiance de 95 p. 100.						

- Parmi ces personnes sans emploi, 665 000 touchaient ou toucheront des prestations, tandis que 442 000 autres ne touchaient pas et ne s'attendent pas à toucher des prestations d'assurance-emploi (AE).
- Dans ce dernier groupe de non-prestataires, 86 000 personnes ont accumulé de 700 à 910 heures de travail, ce qui correspond à la majoration de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus/retrants.
- Parmi ces personnes, 35 000 ont justifié le fait de ne pas toucher de prestations en disant « qu'elles n'avaient pas assez de travail ». Ce chiffre fournit une estimation du nombre mensuel moyen de personnes touchées par la norme d'admissibilité plus rigoureuse pour les nouveaux venus/retrants.

6. Conclusion

Les résultats de l'étude démontrent que la norme d'admissibilité majorée pour les nouveaux venus et les rentrants a réduit de façon significative le nombre de prestataires ainsi que le montant total des prestations versées en 1997 (jusqu'à 7 p. 100 de réduction).

Les résultats indiquent également que, dans 20 p. 100 des cas touchés, le changement apporté au régime a probablement favorisé l'accumulation de semaines supplémentaires d'emploi. Par conséquent, le resserrement de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus a été efficace à la fois comme mesure d'économie et en tant que moyen de favoriser une meilleure participation à la vie active.

Toutefois, on constate qu'un nombre disproportionné de personnes touchées vivent dans des ménages à faible revenu ou touchent des prestations d'aide sociale. Le supplément au revenu familial, lié au projet de loi C-12, aide les personnes à revenu modeste qui ont droit à des prestations, mais ne neutralise pas le caractère régressif de l'exclusion de nouveaux venus à faible revenu.

Une autre préoccupation réside dans le fait que la norme d'admissibilité est uniforme dans toutes les régions économiques au lieu d'être plus basse dans les régions où le taux de chômage est élevé, ce qui est d'ailleurs le cas de la norme d'admissibilité pour les personnes qui ne sont pas de nouveaux venus.

Bibliographie

ANDERSON, P.M., et B.D. MEYER. « Unemployment Insurance Benefits and Take-up Rates », dans *le document de travail n° 4787*, juin 1994.

BLANK, R.M., et D.E. CARD. « Recent Trends in Insured and Uninsured Unemployment: Is There an Explanation? », dans *Quarterly Journal of Economics*, CVI, 1991, p. 1157-1189.

CHRISTOPHIDES, L.N., et C.J. McKENNA. « Employment Flows and Job Tenure in Canada », dans *Analyse de Politiques*, juin 1993, p. 145-161.

GREEN, D.A., et W.C. RIDDELL. « The Economic Effects of Unemployment Insurance in Canada: An Empirical Analysis of UI Disentitlementment », dans *Journal of Labour Economics*, janvier 1993, p. s96-s147.

GREEN, David A., et Timothy C. SARGENT. *La durée d'emploi et l'assurance-chômage : emplois saisonniers et non saisonniers*, Développement des ressources humaines Canada, 1995.

KIEFER, N.M. « Economic Duration Data and Hazard Functions », dans *Journal of Economic Literature* 26, juin 1998, p. 646-679.

KUHN, Peter, et Arthur SWEETMAN. *La durée de l'emploi avant sa cessation et l'admissibilité à l'assurance-chômage*, Évaluation et développement des données, Rapport d'évaluation 2, DRHC, 1998.

MEYER, B.D. « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », dans *Econometrica*, 58, juillet 1990, p. 757-782.

PHIPPS, S. « Behavioural Response to UI Reform in Constrained and Unconstrained Models of Labour Supply », dans *Revue canadienne d'économique*, 24, février 1991, p. 34-54.

STORER, Paul A., et Marc VAN AUDENRODE. « Unemployment Insurance Take-up Rates in Canada: Facts, Determinants and Implications », dans *Revue canadienne d'économique*, 28 (4), 1995.

VAN AUDENRODE, Marc, et Paul STORER. *L'admissibilité aux prestations d'AC, la participation aux prestations et le Compte d'AC*. Évaluation et développement des données, Rapport d'évaluation 1, DRHC, 1998.

