

*Le dénominateur a-t-il changé le rapport
entre les semaines d'emploi assurable et la
norme d'admissibilité?*

Rapport final

*Évaluation de l'assurance-emploi
Évaluations stratégiques
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada*

avril 2003

SP-ML-016-04-03F
(also available in English)

Papier

ISBN : 0-662-75357-7

N° de cat. : RH63-2/016-04-03F

PDF

ISBN : 0-662-75358-5

N° de cat. : RH63-2/016-04-03F-PDF

HTML

ISBN : 0-662-75359-3

N° de cat. : RH63-2/016-04-03F-HTML

Table des matières

| | |
|---|-----------|
| Sommaire..... | i |
| 1. Introduction..... | 1 |
| 2. Données et méthode | 3 |
| 3. Effets observés découlant du dénominateur : résultats graphiques..... | 5 |
| 4. Effets observés découlant du dénominateur : résultats économétriques..... | 9 |
| 5. Après la réforme de l'AE | 15 |
| 6. Conclusions et recherches ultérieures..... | 17 |
| Annexe..... | 19 |
| Notes techniques..... | 21 |

Liste des figures

| | | |
|----------|---|----|
| Figure 1 | Écart entre les semaines d'emploi assurable et les exigences de la norme variable d'admissibilité..... | 6 |
| Figure 2 | Nombre de semaines d'emploi assurable..... | 7 |
| Figure 3 | Répartition des taux de chômage selon les prestataires visés par l'ECPIE | 7 |
| Figure 4 | Répartition selon la norme variable d'admissibilité | 8 |
| Figure 5 | Variation d'une année à l'autre. Proportion des prestataires présentant un écart de deux semaines ou plus entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences de la norme variable d'admissibilité..... | 15 |

Liste des tableaux

| | | |
|------------|---|----|
| Tableau 1 | Comparaison des cohortes | 9 |
| Tableau 2 | Proportion des prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable correspond aux exigences de la NVA..... | 10 |
| Tableau 3 | Proportion des prestataires comptant deux semaines d'emploi assurable de plus que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité..... | 11 |
| Tableau 4 | Proportion des prestataires comptant plus de deux semaines d'emploi assurable supplémentaires par rapport au nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité | 12 |
| Tableau 5A | Proportion et nombre de prestataires présentant un écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences minimales de la NVA | 13 |
| Tableau 5B | Proportion et nombre de prestataires présentant un écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences minimales de la NVA | 14 |

Sommaire

Sous le régime de l'assurance-chômage (AC), des études d'évaluation ont révélé que certains prestataires travaillaient tout juste le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité (NVA) en vue d'établir leur admissibilité aux prestations et de présenter ensuite une demande d'AC. Pour décourager cette pratique, la « règle du dénominateur » a été adoptée durant l'étape initiale de la réforme de l'assurance-emploi (AE), en juillet 1996.

Depuis l'entrée en vigueur de la « règle du dénominateur », les personnes doivent s'attendre à toucher des prestations réduites si elles travaillent seulement le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la NVA. Pour être admissibles à des prestations d'AE intégrales, elles doivent travailler l'équivalent de deux semaines de plus que le nombre de semaines établi selon la NVA.

Afin d'examiner si le dénominateur incite les particuliers à travailler davantage que ce que prévoit la norme variable d'admissibilité, le présent rapport de suivi :

- compare le nombre de semaines établi en vertu de la NVA avec le nombre réel de semaines et d'heures travaillées par les prestataires particuliers;
- examine les changements dans ce rapport au fil du temps.

Données et méthode

Le présent rapport de contrôle est fondé sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Les données ont servi à estimer le nombre de semaines ou d'heures que doit accumuler une personne pour avoir droit à l'AC/AE selon la NVA établie pour sa région. Cette estimation est ensuite comparée au nombre réel de semaines ou d'heures que la personne a indiqué sur sa demande d'AC/AE.

Dans la première partie de l'analyse, des graphiques permettent de broser le tableau de la répartition intégrale des écarts entre la norme variable d'admissibilité et le nombre réel de semaines ou d'heures de travail. Une analyse de régression est ensuite effectuée afin d'évaluer la signification statistique des écarts observés.

L'analyse repose essentiellement sur la comparaison des résultats de cinq paires de cohortes constituées à partir des 10 cohortes de l'ECPIE. Ces paires ont été formées de façon à correspondre à cinq périodes : les six derniers mois de 1995 (c.-à-d. une période d'AC), les six premiers mois de 1996 (c.-à-d. une période d'AC), les six derniers mois de 1996 (c.-à-d. les mois qui ont suivi la mise en œuvre de l'AE en juillet 1996), les six premiers mois de 1997 (c.-à-d. les mois qui ont suivi les changements apportés à l'AE en janvier 1997), et enfin les six derniers mois de 1997.

Principales constatations

Il y a eu diminution de la proportion des prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable correspondait tout juste à celui établi selon la NVA. Plus précisément, le nombre de prestataires qui ont satisfait seulement aux exigences minimales de la NVA a diminué, passant de 2,57 p. 100 au cours du second semestre de 1995, à 1,69 p. 100 au cours du second semestre de 1996, et à environ 0,98 p. 100 au cours du second semestre de 1997.

La diminution du pourcentage de prestataires qui comptaient seulement le nombre minimal de semaines d'emploi assurable exigé en vertu de la NVA était plus marquée chez les hommes que chez les femmes, et plus prononcée dans le Canada atlantique que dans les autres régions. En effet, dans le Canada atlantique, la proportion des prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable correspondait tout juste à celui établi selon la NVA a diminué, passant de 12,41 p. 100 au cours du second semestre de 1995 à 5,85 p. 100 au cours du second semestre de 1996, puis à 3,46 p. 100 au cours du second semestre de 1997.

Un examen de la proportion des prestataires qui ont travaillé seulement deux semaines de plus que les exigences minimales de la NVA (c.-à-d. qui ont satisfait à la nouvelle norme du dénominateur minimal) révèle que cette proportion s'est accrue, passant de 1,55 p. 100 au cours du second semestre de 1995 à 2,45 p. 100 au cours du second semestre de 1996. Toutefois, cette tendance ne s'est pas maintenue durant le second semestre de 1997 (où la proportion a chuté pour s'établir à 1,60 p. 100).

Si l'on s'attarde au pourcentage des prestataires qui ont travaillé plus de deux semaines supplémentaires par rapport aux exigences minimales de la NVA, les résultats montrent qu'entre la seconde moitié de 1995 et la seconde moitié de 1996, les proportions sont demeurées pratiquement les mêmes, soit 94 p. 100. En 1997, toutefois, la proportion a augmenté de 2 points environ, pour s'établir à 96 p. 100.

Dans la plupart des régions du Canada, la proportion de prestataires des deux sexes qui ont travaillé plus de deux semaines supplémentaires par rapport aux exigences minimales de la NVA affichent une tendance semblable. La seule exception notable a été observée dans le Canada atlantique, où la proportion des prestataires qui ont travaillé davantage que le nombre minimal établi selon la NVA, et non pas seulement deux semaines de plus, a augmenté de 13 points par rapport à la seconde moitié de 1995, passant de 78,92 p. 100 au cours du second semestre de 1995 à 86,07 p. 100 au cours du second semestre de 1996, puis à environ 92 p. 100 au cours du second semestre de 1997.

Il est possible de conclure de façon générale que la mise en application de la règle du dénominateur a eu pour effet de réduire le nombre de personnes qui ont présenté une demande de prestations après avoir travaillé seulement le nombre minimal de semaines ou d'heures établi selon la NVA. Parallèlement, la proportion des personnes qui ont travaillé deux semaines de plus que les exigences minimales de la NVA ou davantage s'est accrue, le nombre de semaines de travail étant même supérieur à deux à la suite de la mise en œuvre intégrale de l'AE, en janvier 1997.

1. Introduction

Sous le régime de l'assurance-chômage (AC), une étude d'évaluation antérieure a révélé que certains prestataires travaillaient tout juste le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité (NVA), puis présentaient une demande de prestations¹. Afin de décourager cette pratique, la « règle du dénominateur » a été adoptée dans le cadre de la réforme de l'AE. Suivant la « règle du dénominateur », les personnes peuvent toucher des prestations réduites si elles travaillent seulement le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la NVA pour être admissibles aux prestations. Pour avoir droit à des prestations d'AE intégrales, il est nécessaire de travailler au moins deux semaines de plus que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité. Ainsi, le montant des prestations est calculé en divisant la rémunération totale que le prestataire a touchée au cours de la dernière période de 26 semaines, soit par le nombre de semaines de travail, soit par le dénominateur, le nombre le plus élevé étant retenu².

Si la règle du dénominateur se révèle efficace, un moins grand nombre de personnes devraient toucher des prestations en ayant travaillé seulement le nombre minimal de semaines ou d'heures d'emploi assurable établi selon la NVA pour leur région. C'est pourquoi, afin d'examiner si la règle du dénominateur incite les particuliers à travailler davantage que ce que prévoit la NVA, le présent rapport de contrôle :

- compare le nombre minimal de semaines ou d'heures de travail établi selon la NVA avec le nombre de semaines ou d'heures travaillées par la personne qui a quitté son emploi;
- examine les changements dans ce rapport au fil du temps.

¹ Se reporter au document intitulé *L'admissibilité à l'assurance-chômage : analyse empirique au Canada*, David Green et Craig Riddell, Évaluation des programmes, 1995, p. 25.

² Se reporter à l'annexe 1 pour obtenir des renseignements précis sur la « règle du dénominateur ».

2. Données et méthode

Le présent rapport de contrôle est fondé sur les données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Celle-ci permet de recueillir un vaste éventail de renseignements personnels et liés à l'emploi auprès de personnes qui ont connu une cessation d'emploi et qui sont inscrites dans le fichier administratif des relevés d'emploi (RE) de DRHC. Chaque répondant a été interviewé deux fois à la suite de sa cessation d'emploi, qui est à l'origine de sa participation à l'enquête. Depuis juillet 1996, l'ECPIE a recueilli des renseignements sur 17 cohortes au total³ :

- les cohortes 1 à 4 ont connu une cessation d'emploi au cours de l'un des quatre trimestres qui ont précédé la réforme de l'assurance-emploi (AE) (du troisième trimestre de 1995 au deuxième trimestre de 1996);
- les cohortes 5 et 6 ont connu une cessation d'emploi au cours de la mise en œuvre progressive de l'AE (troisième trimestre de 1996 et quatrième trimestre de 1996);
- les cohortes 7 à 10 ont connu une cessation d'emploi au cours de l'un des quatre trimestres qui ont suivi la réforme de l'AE (du premier trimestre de 1997 au quatrième trimestre de 1997);
- la cohorte 13 a connu une cessation d'emploi au cours du troisième trimestre de 1998 (deux ans après l'étape initiale de l'entrée en vigueur de la *Loi sur l'assurance-emploi*);
- la cohorte 17 a connu une cessation d'emploi au cours du troisième trimestre de 1999 (trois ans après l'étape initiale de l'entrée en vigueur de la *Loi sur l'assurance-emploi*);
- les cohortes 21 à 25 ont connu une cessation d'emploi au cours de l'un des quatre trimestres allant du troisième trimestre de 2000 au troisième trimestre de 2001, soit de quatre à cinq ans après la mise en œuvre initiale de la réforme de l'AE.

Ces données ont servi à estimer le nombre de semaines ou d'heures que doit travailler une personne pour être admissible à l'AC/AE, selon la NVA, ainsi qu'à comparer cette estimation avec le nombre réel de semaines ou d'heures que la personne a indiqué sur sa demande de prestations d'AC/AE.

La première partie de l'analyse comporte des graphiques qui permettent de broser le tableau de la répartition intégrale des écarts entre la NVA et le nombre réel de semaines ou d'heures de travail. Dans la seconde partie, une analyse de régression est effectuée en vue d'évaluer la signification statistique des changements observés.

³ Pour de plus amples renseignements sur l'ECPIE de 1996, consulter le rapport intitulé *COEP as a Tool for Legislative Oversight, Monitoring, and Evaluation*.

3. Effets observés découlant du dénominateur : résultats graphiques

Les résultats de base sont présentés à la figure 1, où les cohortes 1 et 2 de l'ECPIE sont comparées avec les cohortes 5 et 6 depuis l'adoption de la règle du dénominateur au cours de l'étape initiale de la réforme de l'AE, en juillet 1996. Les cohortes 1 et 2 comprennent les personnes ayant connu une cessation d'emploi au cours du second semestre de 1995, tandis que les cohortes 5 et 6 sont constituées de personnes qui ont connu une cessation d'emploi au cours de la seconde moitié de 1996. Ainsi, la figure 1 compare six mois d'une période d'AC avec les six premiers mois de la période de réforme de l'AE. Durant l'étape initiale de la réforme de l'AE, le régime fondé sur les heures, tel que prévu dans la nouvelle loi, n'avait toujours pas été mis en œuvre; c'est pourquoi les calculs sont effectués en fonction des semaines.

L'axe horizontal montre l'écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable servant à établir une période de prestations et l'estimation du nombre minimal de semaines donnant droit aux prestations selon la norme variable d'admissibilité applicable à la région. La valeur zéro indique que la personne a présenté une demande répondant aux exigences de la NVA⁴. Un nombre positif signifie que le prestataire a travaillé plus longtemps que le nombre de semaines exigé en vertu de la NVA avant de présenter une demande d'AC/AE. Ces valeurs estimatives ne tiennent pas compte des nombreuses autres raisons de l'inadmissibilité à l'AE, telles que les règles qui régissent les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (DEREMPA).

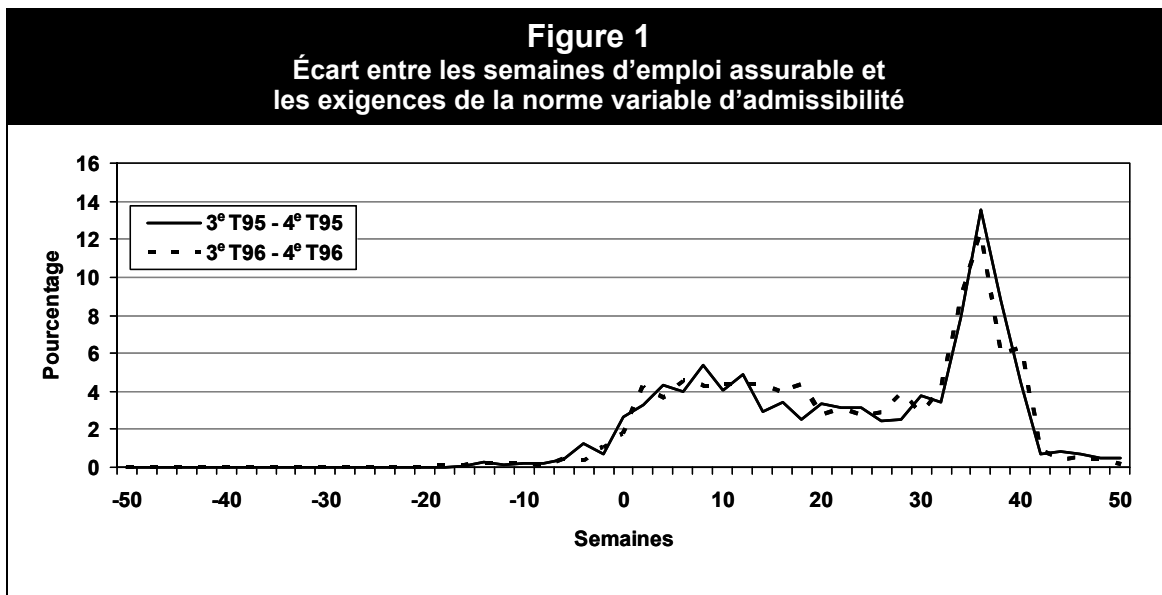
La figure 1 comprend deux tracés. On y voit l'écart entre le nombre minimal de semaines d'emploi assurable établi selon la norme variable d'admissibilité (ligne pleine) et les tendances dans les semaines d'emploi assurable (ligne pointillée) pour les périodes qui ont précédé et suivi la réforme de l'AE. Le diagramme fait ressortir un certain nombre d'éléments.

- Au seuil d'admissibilité, où les exigences de la norme variable d'admissibilité sont satisfaites, c.-à-d. la valeur zéro, il y a la moitié moins de prestataires après l'entrée en vigueur de la réforme de l'AE par rapport à la période qui l'a précédée. Cela démontre que, depuis l'adoption de la règle du dénominateur, la proportion des personnes qui ont travaillé tout juste le nombre de semaines exigé en vertu de la NVA avant de présenter une demande de prestations d'AC/AE a diminué de façon assez importante. De plus, le nombre de demandes de prestations aux termes de l'AE est plus élevé juste au-delà du seuil, soit la valeur correspondant à zéro semaine, ce qui dénote un accroissement du nombre de semaines travaillées après la réforme de l'AE.

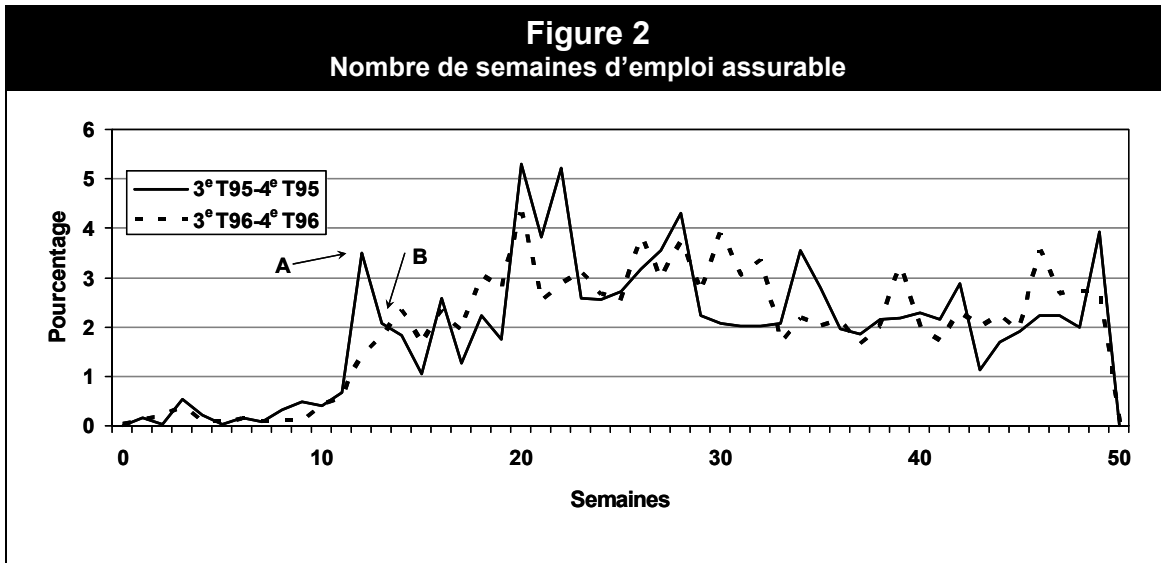
⁴ Il semble qu'un nombre infime de prestataires aient eu droit à des prestations même s'ils n'avaient pas travaillé le nombre minimal de semaines exigé. Cette anomalie peut être attribuable à des données erronées ou au fait que ces prestataires étaient admissibles à un programme spécial de formation, etc.

- L'important pic presque à la fin du tracé représente les personnes qui ont travaillé plus de 52 semaines. Cette remontée appréciable est observée à la fin du tracé parce que les personnes ayant une longue période d'emploi sont enregistrées comme si elles comptaient seulement 52 semaines de rémunération assurable, ce qui produit un pic à la valeur 52, de laquelle est retranché le nombre de semaines minimal (selon la NVA). À titre d'exemple, une personne peut avoir travaillé 70 semaines durant la période d'emploi la plus récente. Sur ces 70 semaines, seulement 52 semaines de gains assurables peuvent servir à établir la période de prestations. Supposons que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité est fixé à 16, alors l'écart entre les semaines d'emploi assurable et le nombre de semaines établi selon la NVA sera de 36, soit exactement où se situe le pic.
- En outre, le pic dans les données qui correspondent à 10 semaines environ est probablement attribuable aux DEREMPA.

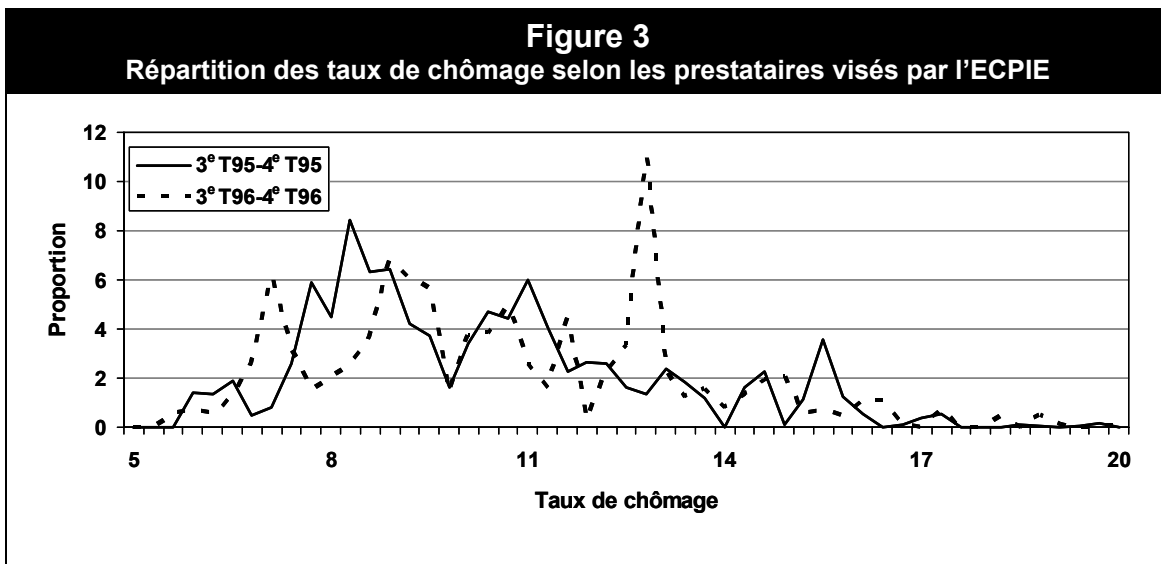
Les facteurs sous-jacents aux changements décrits à la figure 1 sont examinés dans les figures 2 à 4.



La figure 2 montre la répartition des semaines d'emploi assurable. Il faut préciser que tous les RE au début de la période de prestations sont pris en compte. Dans l'ensemble du diagramme, on relève un déplacement distinct vers la droite à mesure que s'accroît le nombre de semaines d'emploi assurable après la réforme de l'AE. Par exemple, il y a un écart marqué entre le point A et le point B en ce qui a trait au nombre de semaines d'emploi assurable, ce qui est attribuable au fait que les personnes ont travaillé deux semaines de plus.

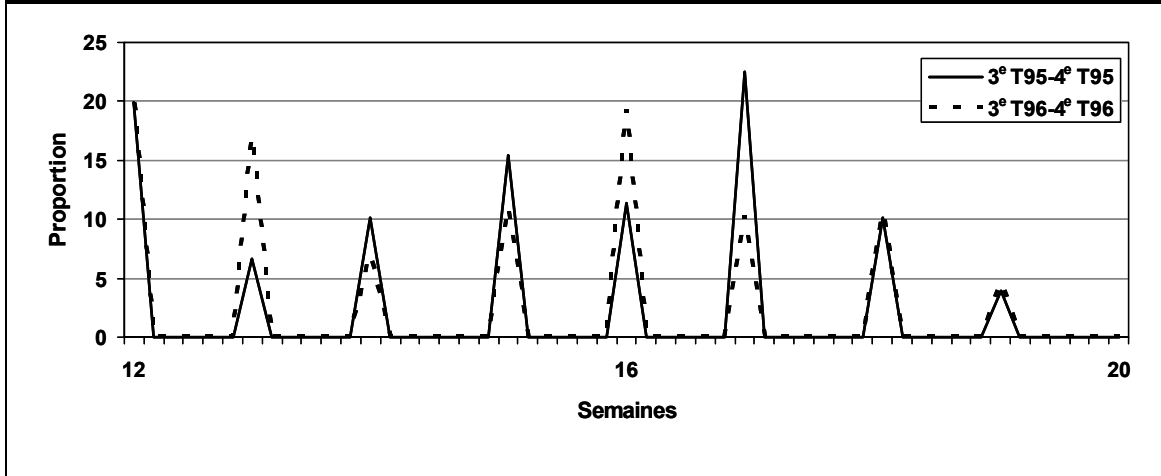


Une autre explication possible est examinée à la figure 3, qui montre les taux de chômage dans les régions économiques où les personnes ont présenté une demande de prestations. Si les taux de chômage ont diminué, cela pourrait aussi expliquer le fait que les personnes ont travaillé deux semaines de plus. Toutefois, il semble y avoir eu peu de changements, sauf le pic inexplicable dans le tracé 3^eT96-4^eT96, qui correspond à un taux de chômage de 12,5 p. 100.



L'absence de variation dans les taux de chômage dénote une absence de variation dans les exigences en matière d'admissibilité. Cet état de fait est illustré à la figure 4.

Figure 4
Répartition selon la norme variable d'admissibilité



4. Effets observés découlant du dénominateur : résultats économétriques

Trois régressions ont été effectuées pour évaluer les changements associés à la réforme de l'AE relativement à l'écart entre la norme variable d'admissibilité et les semaines d'emploi assurable.

Ces régressions ont porté sur les paires de cohortes constituées à partir des 10 cohortes de l'ECPIE⁵, tel que présenté sous la forme d'un schéma dans le tableau 1 qui suit. Ces paires ont été formées de façon à correspondre à cinq périodes :

- les cohortes 1 et 2 correspondent au second semestre de 1995 (c.-à-d. une période d'AC);
- les cohortes 3 et 4 correspondent au premier semestre de 1996 (c.-à-d. une période d'AC);
- les cohortes 5 et 6 correspondent au second semestre de 1996 (c.-à-d. les six premiers mois qui ont suivi les changements apportés à l'AE en juillet 1996);
- les cohortes 7 et 8 correspondent au premier semestre de 1997 (c.-à-d. les six premiers mois qui ont suivi les changements apportés à l'AE en janvier 1997);
- les cohortes 9 et 10 correspondent au second semestre de 1997.

Dans les tableaux 2 à 4, les rangées « Total » présentent les résultats pour tous les prestataires d'AC/AE. La « stat-t » désigne la variable de signification statistique du changement dans la proportion par rapport à celle de l'année qui s'ouvre. Étant donné que chaque colonne représente deux cohortes, ou une période de six mois, la « stat-t » pour les cohortes 1 et 2 compare ces dernières avec les cohortes 5 et 6. La « stat-t » pour les cohortes 3 et 4 sert à établir une comparaison entre ces cohortes et les cohortes 7 et 8. De la même façon, les cohortes 5 et 6 sont comparées aux cohortes 9 et 10. Cette façon de procéder permet de prendre en compte la saisonnalité.

| Tableau 1 | | | | |
|---------------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Comparaison des cohortes | | | | |
| | 1^{er}T | 2^eT | 3^eT | 4^eT |
| 1995 | | | 1 | 2 |
| 1996 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 1997 | 7 | 8 | 9 | 10 |

⁵ La somme des proportions indiquées dans les tableaux 2, 3 et 4 n'est pas égale à 100 parce que les personnes qui ont travaillé une semaine de plus que les exigences minimales ne sont pas comprises dans les tableaux.

Le tableau 2 montre la proportion des prestataires qui ont tout juste travaillé le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité. À titre d'exemple, la proportion de tous les prestataires dans les cohortes 1 et 2 (correspondant au second semestre de 1995) était de 2,57 p. 100. Cette proportion a chuté, passant à 1,69 p. 100 à la suite de la réforme de l'AE (c.-à-d. le second semestre de 1996). Cette diminution s'est poursuivie avec les cohortes 7 et 8 (c.-à-d. les six premiers mois de 1997) et les cohortes 9 et 10.

| Tableau 2 | | | | | | |
|---|------------------------------|---|--|---|--|---|
| Proportion des prestataires dont le nombre de semaines d'emploi assurable correspond aux exigences de la NVA | | | | | | |
| Statistiques | Cohorte | 1 et 2 | 3 et 4 | 5 et 6 | 7 et 8 | 9 et 10 |
| | (date de cessation d'emploi) | (3 ^e T95-4 ^e T95) | (1 ^{er} T96-2 ^e T96) | (3 ^e T96-4 ^e T96) | (1 ^{er} T97-2 ^e T97) | (3 ^e T97-4 ^e T97) |
| Total | proportion | 2,57 | 1,35 | 1,69 | 0,75 | 0,98 |
| | stat-t | 2,31 | 1,65 | 2,13 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 3 188 | 4 452 | 4 052 | 3 607 | 3 892 |
| Hommes | proportion | 2,77 | 0,85 | 1,27 | 0,97 | 1,06 |
| | stat-t | 2,95 | -0,28 | 0,51 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 1 914 | 2 259 | 2 269 | 1 631 | 2 265 |
| Femmes | proportion | 2,35 | 1,79 | 2,18 | 0,59 | 0,89 |
| | stat-t | 0,28 | 2,04 | 2,45 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 1 273 | 2 193 | 1 783 | 1 976 | 1 626 |
| Atlantique | proportion | 12,41 | 5,31 | 5,85 | 2,19 | 3,46 |
| | stat-t | 5,14 | 4,14 | 2,04 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 1 269 | 1 591 | 1 464 | 1 250 | 1 500 |
| Québec | proportion | 1,13 | 1,81 | 1,46 | 0,49 | 0,66 |
| | stat-t | -0,43 | 1,35 | 1,22 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 389 | 564 | 567 | 494 | 555 |
| Ontario | proportion | 0,80 | 0,37 | 0,38 | 0,26 | 0,00 |
| | stat-t | 0,69 | 0,32 | 1,00 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 312 | 516 | 472 | 467 | 360 |
| Prairies | proportion | 0,70 | 0,38 | 0,93 | 0,14 | 0,21 |
| | stat-t | -0,35 | 1,08 | 1,51 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 878 | 1 192 | 1 063 | 858 | 1 040 |
| Colombie-Britannique | proportion | 0,50 | 0,82 | 1,20 | 1,88 | 1,59 |
| | stat-t | -1,11 | -0,90 | -0,40 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 340 | 589 | 486 | 538 | 437 |

Nota : 1. Une valeur t de 1,96 (1,64) correspond à une signification statistique dont le degré de confiance est de 95 % (90 %).
Source des données : ECPIC

Les deuxième et troisième rangées présentent des résultats distincts pour les hommes et les femmes. Ces résultats montrent que la diminution est plus importante chez les hommes que chez les femmes, ce que confirme la valeur « stat-t » indiquée.

Le tableau 2 révèle également que les effets sont beaucoup plus importants dans le Canada atlantique qu'ailleurs au pays. En effet, dans le Canada atlantique, la proportion des prestataires qui n'ont travaillé que le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la NVA était de 12,41 p. 100 au cours du second semestre de 1995. Ce taux a chuté, pour s'établir à 5,85 p. 100 au cours de la seconde moitié de 1996, puis a subi une autre baisse, pour se fixer à 3,46 p. 100 au cours de la seconde moitié de 1997.

Étant donné que moins de personnes ont travaillé tout juste le nombre de semaines exigé en vertu de la NVA pour établir leur admissibilité, on peut se demander quel comportement elles ont adopté. Il se peut qu'en raison de la règle du dénominateur, les prestataires aient travaillé seulement deux semaines de plus que le nombre de semaines exigé en vertu de la NVA pour avoir droit aux prestations, c.-à-d. de façon à satisfaire au dénominateur minimal. Ce phénomène est examiné au tableau 3. La comparaison des cohortes 1 et 2 (c.-à-d. le second semestre de 1995) avec les cohortes 5 et 6 (c.-à-d. le second semestre de 1996) montre un accroissement de la proportion des prestataires qui comptaient seulement deux semaines d'emploi assurable supplémentaires. Toutefois, il convient de souligner que cette hausse ne s'est pas maintenue en 1997. Le tableau 3 montre également que cette tendance s'est manifestée chez les hommes et chez les femmes, ainsi que dans la plupart des régions du Canada.

| Tableau 3 | | | | | | |
|--|------------------------------|---|--|---|--|---|
| Proportion des prestataires comptant deux semaines d'emploi assurable de plus que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité | | | | | | |
| Statistiques | Cohorte | 1 et 2 | 3 et 4 | 5 et 6 | 7 et 8 | 9 et 10 |
| | (date de cessation d'emploi) | (3 ^e T95-4 ^e T95) | (1 ^{er} T96-2 ^e T96) | (3 ^e T96-4 ^e T96) | (1 ^{er} T97-2 ^e T97) | (3 ^e T97-4 ^e T97) |
| Total | proportion | 1,55 | 1,04 | 2,45 | 0,80 | 1,60 |
| | stat-t | -1,85 | 0,60 | 1,64 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 3 188 | 4 452 | 4 052 | 3 607 | 3 892 |
| Hommes | proportion | 1,28 | 0,73 | 2,45 | 0,78 | 0,92 |
| | stat-t | -2,07 | -0,14 | 2,95 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 1 914 | 2 259 | 2 269 | 1 631 | 2 265 |
| Femmes | proportion | 1,88 | 1,32 | 2,46 | 0,81 | 2,46 |
| | stat-t | -0,69 | 0,73 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 1 273 | 2 193 | 1 783 | 1 976 | 1 626 |
| Atlantique | proportion | 3,53 | 1,74 | 5,58 | 2,06 | 2,48 |
| | stat-t | -2,36 | -0,52 | 3,96 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 1 269 | 1 591 | 1 464 | 1 250 | 1 500 |
| Québec | proportion | 2,09 | 0,69 | 2,68 | 0,30 | 1,58 |
| | stat-t | -0,47 | 0,85 | 0,96 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 389 | 564 | 567 | 494 | 555 |
| Ontario | proportion | 0,68 | 1,11 | 0,92 | 0,34 | 1,61 |
| | stat-t | -0,38 | 0,68 | -0,63 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 312 | 516 | 472 | 467 | 360 |
| Prairies | proportion | 1,34 | 1,25 | 1,34 | 0,97 | 1,32 |
| | stat-t | 0,00 | 0,41 | 0,03 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 878 | 1 192 | 1 063 | 858 | 1 040 |
| Colombie-Britannique | proportion | 0,07 | 0,91 | 2,80 | 1,63 | 1,00 |
| | stat-t | -2,62 | -0,82 | 1,51 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 340 | 589 | 486 | 538 | 437 |

Nota : 1. Une valeur t de 1,96 (1,64) correspond à une signification statistique dont le degré de confiance est de 95 % (90 %).
Source des données : ECPIE

Le tableau 4 montre la proportion des personnes qui ont travaillé davantage que le nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité, et non pas seulement deux semaines de plus. Le tableau comprend, et de loin, la majorité des prestataires. La fluctuation dans les totaux est notable. Entre le second semestre de 1995 (c.-à-d. les cohortes 1 et 2) et le second semestre de 1996 (c.-à-d. les cohortes 5 et 6), la proportion est demeurée pratiquement inchangée, s'établissant à 94 p. 100. Toutefois, au cours de la seconde moitié de 1997, la proportion s'est accrue de deux points, pour atteindre 96 p. 100 environ.

| Tableau 4 | | | | | | |
|--|------------------------------|---|--|---|--|---|
| Proportion des prestataires comptant plus de deux semaines d'emploi assurable supplémentaires par rapport au nombre de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité | | | | | | |
| Statistiques | Cohorte | 1 et 2 | 3 et 4 | 5 et 6 | 7 et 8 | 9 et 10 |
| | (date de cessation d'emploi) | (3 ^e T95-4 ^e T95) | (1 ^{er} T96-2 ^e T96) | (3 ^e T96-4 ^e T96) | (1 ^{er} T97-2 ^e T97) | (3 ^e T97-4 ^e T97) |
| Total | proportion | 94,28 | 96,72 | 94,22 | 97,50 | 96,43 |
| | stat-t | 0,08 | -1,16 | -3,11 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 3 188 | 4 452 | 4 052 | 3 607 | 3 892 |
| Hommes | proportion | 94,72 | 97,47 | 94,68 | 96,77 | 97,39 |
| | stat-t | 0,04 | 0,72 | -3,36 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 1 914 | 2 259 | 2 269 | 1 631 | 2 265 |
| Femmes | proportion | 93,74 | 96,06 | 93,67 | 98,01 | 95,22 |
| | stat-t | 0,05 | -2,00 | -1,26 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 1 273 | 2 193 | 1 783 | 1 976 | 1 626 |
| Atlantique | proportion | 78,92 | 90,61 | 86,07 | 94,39 | 92,06 |
| | stat-t | -4,22 | -3,41 | -4,04 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 1 269 | 1 591 | 1 464 | 1 250 | 1 500 |
| Québec | proportion | 95,49 | 96,55 | 95,03 | 98,71 | 96,65 |
| | stat-t | 0,26 | -1,74 | -1,11 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 389 | 564 | 567 | 494 | 555 |
| Ontario | proportion | 97,96 | 98,25 | 96,77 | 97,65 | 98,37 |
| | stat-t | 0,94 | 0,38 | -1,12 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 312 | 516 | 472 | 467 | 360 |
| Prairies | proportion | 96,50 | 96,90 | 95,94 | 98,48 | 97,21 |
| | stat-t | 0,48 | -1,62 | -1,12 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 878 | 1 192 | 1 063 | 858 | 1 040 |
| Colombie-Britannique | proportion | 98,80 | 97,82 | 94,02 | 96,00 | 96,35 |
| | stat-t | 3,05 | 1,20 | -1,24 | 0,00 | 0,00 |
| | nombre | 340 | 589 | 486 | 538 | 437 |

Nota : 1. Une valeur de t 1,96 (1,64) correspond à une signification statistique dont le degré de confiance est de 95 % (90 %).
Source de données : ECPIE

Une tendance semblable a été observée chez les prestataires des deux sexes qui ont travaillé plus de deux semaines supplémentaires par rapport aux exigences minimales de la NVA, ainsi que dans la plupart des régions du Canada. Une exception notable toutefois est le Canada atlantique, où la proportion des prestataires qui ont travaillé plus de deux semaines supplémentaires par rapport à la NVA a connu une hausse de 13 points à partir du second semestre de 1995, passant de 78,92 p. 100 à 86,07 p. 100 au cours du second semestre de 1996, puis à environ 92 p. 100 au cours de la seconde moitié de 1997.

Les résultats des tableaux 2 à 4, dans leur ensemble, sont conformes au principe voulant que les personnes qui ont travaillé tout juste le nombre de semaines exigé en vertu de la NVA aient réagi à la suite de la réforme de l'AE, amorcée en juillet 1996, en travaillant deux semaines de plus. Toutefois, à la suite de la mise en œuvre intégrale de la réforme de l'AE, en janvier 1997, le nombre de semaines de travail supplémentaires a même été supérieur à deux.

Les résultats des tableaux précédents montrent que la réforme a eu une certaine incidence sur le régime de travail des particuliers. Les effets se révèlent beaucoup plus importants dans le Canada atlantique qu'ailleurs au pays. Les tableaux 5A et 5B présentent une répartition complète des prestataires qui ont perdu leur emploi au cours des troisième et quatrième trimestres de 1995 et de 1997 respectivement, ce qui permet d'évaluer dans quelle mesure les prestataires ont été touchés par la règle du dénominateur. Les colonnes des tableaux 5A et 5B présentent divers écarts entre les semaines d'emploi assurable et les exigences minimales de la NVA servant à établir l'admissibilité aux prestations.

Bien que le présent rapport porte essentiellement sur les changements dans le comportement des prestataires après l'adoption de la règle du dénominateur, il est intéressant d'examiner les répercussions globales. Le tableau 5A montre la répartition des prestataires avant la mise en application de la règle du dénominateur. On constate que 2,57 p. 100 des prestataires risquaient d'être touchés par une réduction intégrale des prestations en raison du dénominateur, tandis que 1,60 p. 100 toucheraient des prestations réduites de moitié.

Le tableau 5B présente des estimations relatives aux prestataires qui n'ont pu éviter les effets du dénominateur. La somme des deux premières colonnes montre qu'environ 2 p. 100 des prestataires ont touché des prestations réduites en raison du dénominateur. Ainsi, parmi les prestataires qui ont été touchés par la règle du dénominateur, soit un peu plus de 4 p. 100, comme le montre le tableau 5A, 2 p. 100 ont pu éviter une réduction de leurs prestations, alors que les autres ont touché des prestations réduites.

| Tableau 5A | | | | | |
|---|------------|---|----------|----------|-----------|
| Proportion et nombre de prestataires présentant un écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences minimales de la NVA | | | | | |
| Statistiques | | Date de cessation d'emploi (3^eT95-4^eT95) | | | |
| | | Écart entre les semaines | | | |
| | | 0 | 1 | 2 | 2+ |
| Total | proportion | 2,57 | 1,60 | 1,55 | 94,28 |
| | nombre | 3 188 | 3 188 | 3 188 | 3 188 |
| Hommes | proportion | 2,77 | 1,24 | 1,28 | 94,72 |
| | nombre | 1 914 | 1 914 | 1 914 | 1 914 |
| Femmes | proportion | 2,35 | 2,04 | 1,88 | 93,74 |
| | nombre | 1 273 | 1 273 | 1 273 | 1 273 |
| Atlantique | proportion | 12,41 | 5,14 | 3,53 | 78,92 |
| | nombre | 1 269 | 1 269 | 1 269 | 1 269 |
| Jeunes | proportion | 1,73 | 2,16 | 1,19 | 94,92 |
| | nombre | 409 | 409 | 409 | 409 |
| Âge intermédiaire | proportion | 2,43 | 1,62 | 1,54 | 94,42 |
| | nombre | 2 490 | 2 490 | 2 490 | 2 490 |
| Personnes âgées | proportion | 3,95 | 0,71 | 2,28 | 93,06 |
| | nombre | 275 | 275 | 275 | 275 |

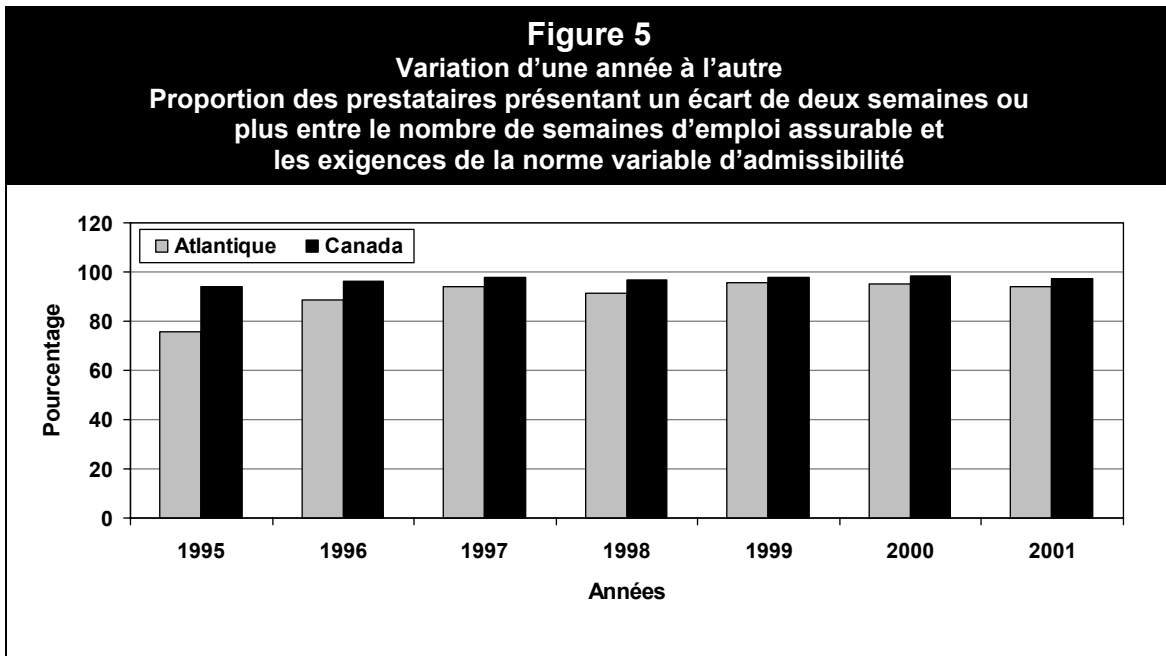
Source : ECPIE (cohortes 1 et 2)

| Tableau 5B | | | | | |
|---|------------|---|----------|----------|-----------|
| Proportion et nombre de prestataires présentant un écart entre le nombre de semaines d'emploi assurable et les exigences minimales de la NVA | | | | | |
| Statistiques | | Date de cessation d'emploi (3^eT97-4^eT97) | | | |
| | | Écart entre les semaines | | | |
| | | 0 | 1 | 2 | 2+ |
| Total | proportion | 0,98 | 0,99 | 1,60 | 96,43 |
| | nombre | 3 892 | 3 892 | 3 892 | 3 892 |
| Hommes | proportion | 1,06 | 0,63 | 0,92 | 97,39 |
| | nombre | 2 265 | 2 265 | 2 265 | 2 265 |
| Femmes | proportion | 0,89 | 1,43 | 2,46 | 95,22 |
| | nombre | 1 626 | 1 626 | 1 626 | 1 626 |
| Atlantique | proportion | 3,46 | 2,00 | 2,48 | 92,06 |
| | nombre | 1 500 | 1 500 | 1 500 | 1 500 |
| Jeunes | proportion | 1,76 | 1,36 | 0,80 | 96,07 |
| | nombre | 450 | 450 | 450 | 450 |
| Âge intermédiaire | proportion | 0,79 | 0,94 | 1,77 | 96,5 |
| | nombre | 3 046 | 3 046 | 3 046 | 3 046 |
| Personnes âgées | proportion | 1,64 | 1,01 | 1,17 | 96,17 |
| | nombre | 385 | 385 | 385 | 385 |

Source : ECPIE (cohortes 9 et 10)

5. Après la réforme de l'AE

Une analyse ultérieure a été effectuée pour examiner les autres changements qui ont découlé de la réforme de l'AE. Grâce aux données actuelles de l'ECPIE, on dispose de renseignements sur les troisièmes trimestres pour sept années consécutives (de 1995 à 2001). Une analyse statistique, semblable à celle dont il a été question précédemment, a été effectuée à l'aide de ces données. Les résultats révèlent qu'une proportion accrue de prestataires ont travaillé deux semaines supplémentaires ou plus par rapport aux exigences minimales de la norme d'admissibilité. Cette proportion a continué de s'accroître de 1995 à 2001, sauf en 1998. La figure 5 montre que le Canada atlantique et les autres régions du pays affichent une hausse comparable, bien que celle-ci soit plus marquée dans le Canada atlantique. Il convient de souligner que la proportion des personnes qui touchent des prestations réduites diminue, comme le montre l'écart décroissant entre le sommet du graphique à barres et le taux de 100 p. 100.



6. *Conclusions et recherches ultérieures*

La règle du dénominateur, qui a pour effet de réduire les prestations des personnes dont la demande correspond aux exigences minimales de la NVA, semble être associée à la baisse du nombre de personnes qui présentent une demande après avoir travaillé tout juste le nombre minimal de semaines ou d'heures ouvrant droit aux prestations. Cet effet continue de s'accroître au cours de la deuxième année qui suit la perte d'emploi initiale des répondants. Les personnes qui occupent un nouveau poste ont tendance à travailler davantage que le nombre minimal de semaines exigé en vertu de la norme variable d'admissibilité. De plus, en 1997, il y a eu une hausse du nombre de personnes qui ont travaillé deux semaines supplémentaires ou davantage que ce que prévoyait la norme variable d'admissibilité.

D'un point de vue stratégique, il convient de souligner que les effets apparents de la règle du dénominateur sont plus importants dans le Canada atlantique. Cette constatation concorde avec les conclusions d'autres recherches, selon lesquelles il est plus probable que les travailleurs dans les régions où le taux de chômage est élevé quittent leur emploi après avoir travaillé le nombre minimal de semaines nécessaire pour établir leur admissibilité aux prestations.

Règle du dénominateur

À compter du 30 juin 1996, afin de déterminer la rémunération assurable moyenne, on a commencé à établir la moyenne des gains assurables touchés au cours des 12 à 20 dernières semaines de travail (en fonction de la norme variable d'admissibilité dans une région économique donnée) par rapport au nombre de semaines qu'on désigne comme le dénominateur.

Le dénominateur correspond au nombre le plus élevé :

- soit le nombre de semaines de rémunération assurable au cours des 52 dernières semaines (maximum de 20);
- soit le nombre indiqué dans le tableau des dénominateurs (ci-dessous).

D'autres modifications ont été apportées le 1^{er} janvier 1997, notamment en ce qui a trait au calcul du taux de prestations basé sur la rémunération assurable moyenne touchée au cours des 26 dernières semaines de travail.

Le dénominateur correspond au nombre le plus élevé :

- soit le nombre de semaines de rémunération assurable au cours de la période de 26 semaines;
- soit le nombre de semaines indiquées dans le tableau sur les dénominateurs (ci-dessous).

| Taux de chômage dans la région | Nombre minimal de semaines de travail exigé aux fins de l'admissibilité | Dénominateur |
|---------------------------------------|--|-----------------------|
| 6 % et moins | 20 semaines | 20 (1996) – 22 (1997) |
| Plus de 6 % à 7 % | 19 semaines | 20 (1996) – 21 (1997) |
| Plus de 7 % à 8 % | 18 semaines | 20 |
| Plus de 8 % à 9 % | 17 semaines | 19 |
| Plus de 9 % à 10 % | 16 semaines | 18 |
| Plus de 10 % à 11 % | 15 semaines | 17 |
| Plus de 11 % à 12 % | 14 semaines | 16 |
| Plus de 12 % à 13 % | 13 semaines | 15 |
| Plus de 13 % | 12 semaines | 14 |

Source : Le nouveau régime d'assurance-emploi, DRHC, 1996

Notes techniques

- 1) Le choix de la période est essentiel pour bien comprendre les résultats. Il ne faut pas oublier que la règle du dénominateur a été mise en œuvre au cours de la seconde moitié de 1996. Cette règle semble avoir entraîné des résultats différents de ceux de 1997, c'est-à-dire après l'entrée en vigueur du régime fondé sur les heures et la mise en œuvre intégrale de la réforme de l'AE.
- 2) Il importe également de tenir compte du cycle de l'ECPIE. Cette enquête a été menée pendant 10 trimestres au cours desquels des RE ont été émis, c.-à-d. à compter du second trimestre de 1995 jusqu'au dernier semestre de 1997, et chaque troisième trimestre par la suite. Pour les besoins de l'analyse tabulaire, il convient de comparer seulement les mêmes trimestres de façon à éviter les effets saisonniers. Ainsi, une comparaison des deux premières cohortes de l'ECPIE avec les cohortes 5 et 6 donne une indication des effets de la première série de réformes de l'AE, qui ont été mises en œuvre au cours du second semestre de 1996. Les deux cohortes suivantes de l'ECPIE, qui comprennent les personnes ayant connu une cessation d'emploi au cours du premier semestre de 1996, peuvent être comparées aux deux cohortes de la quatrième période, qui correspondent à la première moitié de 1997, afin de déterminer l'incidence de la seconde série de réformes de l'AE.
- 3) Il suffit de faire la somme des semaines d'emploi assurable indiquées sur les RE pour déterminer l'admissibilité selon le motif, sauf dans le cas des DEREMPA. À titre d'exemple, s'il est indiqué sur le RE qu'une personne a quitté son emploi sans motif valable, alors les heures qui y sont inscrites ne comptent pas. Cependant, si la personne a quitté son emploi pour en occuper un autre, les heures sont prises en compte. De plus, dans certains cas, les personnes qui abusent du régime d'AE doivent travailler plus d'heures pour être admissibles.
- 4) Les données utilisées ont été pondérées au moyen de facteurs de pondération établis par Statistique Canada, pour faire en sorte que l'échantillon de l'ECPIE soit comparable à la population générale des personnes qui ont quitté leur emploi.