

***La règle de l'intensité :
Les répercussions sur
les chômeurs***

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

***Rédigé par :
Pierre Fortin
Université du Québec à Montréal et
Marc Van Audenrode
Université Laval***

octobre 2000

Table des matières

Condensé.....	i
1. Introduction	1
2. Contexte théorique et empirique.....	5
3. Méthodologie	7
4. Données.....	9
5. Résultats	13
5.1 Effets de coin	13
5.2 Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement	22
6. Prédications	27
7. Conclusions	29
Bibliographie	31

Liste des tableaux

Tableau 1	La règle de l'intensité en perspective	10
Tableau 2	Statistiques descriptives	11
Tableau 3	Nombre total de demandes présentées par les répondants au cours des années 1990	12
Tableau 4	Hasards empiriques de la durée	15
Tableau 5	Hasards empiriques de la durée — Utilisateurs fréquents seulement.....	17
Tableau 6	Semaines de prestations — Modèle des hasards proportionnels de Cox	19
Tableau 7	Hasards empiriques de la durée — Hommes et femmes séparément.....	20
Tableau 8	Déterminants du taux de remplacement véritable	23
Tableau 9	Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement	25
Tableau 10	Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement	26
Tableau 11	La règle de l'intensité en perspective — Économies Réductions éventuelles des prestations associées à la règle de l'intensité	27

Liste des figures

Figure 1	Hasard de la durée des prestations d'assurance-emploi	14
Figure 2	Hasard de la durée des prestations d'assurance-emploi	21

Condensé

Il est permis de penser que le changement le plus original découlant de la *Loi sur l'assurance-emploi* est l'adoption d'une formule tenant compte de l'utilisation antérieure que les chômeurs ont faite du régime. La nouvelle *Loi* prévoit en effet des taux de remplacement réduits pour les personnes qui ont fréquemment recours au régime d'assurance. Pour chaque tranche de 20 semaines à l'égard desquelles un prestataire a touché des prestations pendant les cinq années précédentes, son taux de remplacement sera réduit d'un point de pourcentage par rapport à sa rémunération assurable, jusqu'à concurrence de cinq points; c'est ce qu'on appelle la « règle de l'intensité ».

L'adoption de la règle de l'intensité a eu pour effet de réduire sensiblement les coûts du régime d'assurance-emploi, ce qui, en soi, est un facteur positif pour l'économie. Il existe toutefois de nombreuses façons de réduire les frais d'exploitation d'un régime. D'un point de vue stratégique, la décision de tenir compte du recours préalable aux prestations se justifiera si elle contribue à régler un danger moral, soit l'abus du régime de la part de certains prestataires, ou un problème de déplacement des coûts, soit le fait que certains travailleurs retirent beaucoup plus du régime qu'ils n'y contribuent. Nous examinerons ici cet aspect de la réforme. Nous tiendrons également compte du fait que les antécédents des prestataires ont été remis à zéro lorsque la réforme a été implantée. Les prestations touchées avant le 30 juin 1996 ne sont pas prises en considération dans l'établissement du taux de remplacement du prestataire. On peut en déduire que la règle de l'intensité ne commencera pas à jouer pleinement avant l'an 2001. D'ici là, les antécédents réels des prestataires, du point de vue du recours à l'assurance, différeront de leurs antécédents « officiels ».

Nous avons utilisé des données de sept premiers cycles de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Comme l'objet de notre étude est essentiellement le recours à l'assurance-emploi, les données administratives se verront accorder une attention particulière (et notamment le profil vectoriel). Il s'agit d'un ensemble de données bien connu que nous ne décrirons pas en détail ici.

Aux fins de cet exercice, nous avons extrait du profil vectoriel toutes les demandes de prestations présentées par les répondants de l'ECPIE entre juillet 1995 et juin 1997. Comme c'est à partir de juillet 1996 que Développement des ressources humaines Canada (DRHC) a commencé à tenir compte des semaines de prestations antérieures, ces données nous permettront de constituer deux séries comparatives d'observations, soit les demandes de prestations qui ont été présentées pendant l'année qui a précédé l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité et celles qui l'ont été pendant l'année qui a suivi.

Nous avons relevé certaines indications témoignant de changements dans les comportements à la suite de l'adoption de la règle de l'intensité, le plus évident étant l'augmentation du nombre de personnes qui cessent de toucher des prestations la semaine précédant celle à

partir de laquelle la règle de l'intensité aurait pu se répercuter sur leurs prestations futures. Même s'il s'agit là d'un changement statistiquement significatif, ses répercussions financières sont minimales. Nous estimons en effet que la différence dans l'utilisation moyenne, implicite et attribuable à la règle de l'intensité est inférieure au quart d'une semaine.

Le modèle structurel estimatif ne nous donne pas beaucoup d'autres indices. Même si les femmes semblent afficher des comportements différents, elles ne paraissent pas avoir réagi différemment à la règle de l'intensité (ces résultats ne sont pas présentés ici). Le modèle montre également que, étant donné notre méthode d'identification, ceux qui sont touchés par la nouvelle règle de l'intensité utilisent encore l'assurance-emploi plus fréquemment que d'autres prestataires comparables.

1. Introduction

Il est permis de penser que le changement le plus original découlant de la *Loi sur l'assurance-emploi* est l'adoption d'une formule tenant compte de l'utilisation antérieure que les chômeurs ont faite du régime. La nouvelle Loi prévoit en effet des taux de remplacement réduits pour les personnes qui ont fréquemment recours au régime d'assurance. Pour chaque tranche de 20 semaines à l'égard desquelles un prestataire a touché des prestations au cours des cinq années précédentes, son taux de remplacement sera réduit d'un point de pourcentage par rapport à la rémunération assurable, et ce jusqu'à concurrence de cinq points¹.

Si ce système unique en son genre nous intéresse, c'est qu'à notre connaissance, il n'a pas de précédent. Le régime d'assurance-chômage des États-Unis comporte une formule de calcul de l'utilisation antérieure, mais elle s'applique aux entreprises, et non pas aux particuliers. À notre connaissance, aucun autre pays industrialisé n'a véritablement de formule pour tenir compte de l'utilisation antérieure comme critère significatif dans le cadre d'un régime d'assurance-chômage. La seule règle comparable est probablement celle du nouveau régime d'assistance sociale des États-Unis, en vertu de laquelle les prestations d'aide sociale sont réduites de 100 p. 100 pour toute personne qui en a touché pendant une période de deux ans sa vie durant. Cette règle est de toute évidence beaucoup plus extrême que celle qui a été mise en œuvre au Canada dans la foulée de la réforme de l'assurance-emploi. Cependant, certains des enseignements tirés de la réforme de l'assurance-emploi au Canada pourraient probablement servir à une évaluation de la réforme de l'aide sociale aux États-Unis, et vice versa.

Dans le cadre du système américain, les entreprises qui ont davantage recours au régime d'assurance-chômage que d'autres paient des cotisations plus élevées, ce qui est une façon de récupérer les prestations que verse la caisse d'assurance-chômage. Cette formule a été conçue pour augmenter les coûts des mises à pied dans les entreprises qui seraient tentées d'utiliser trop fréquemment l'assurance-chômage pour conserver certains travailleurs surnuméraires, qui seraient fréquemment mis à pied sur une base temporaire plutôt que d'être licenciés définitivement. La formule avait également pour objet d'éviter le genre de collusion entre employeurs et travailleurs que l'on observe au Canada, où l'utilisation des prestations par les entreprises n'est pas prise en considération. Selon des données administratives pour le Canada, Corak et Pyper (1995) montrent que les entreprises avaient recours à l'assurance-chômage comme mécanisme de subventions salariales dans le cadre de cycles d'alternance des mises à pied et des réembauchages conçus pour tirer le meilleur profit possible du régime.

¹ Les nouvelles dispositions de récupération prévues dans la *Loi sur l'assurance-emploi* tiennent compte, elles aussi, de l'utilisation antérieure. Cependant, elles constituent davantage une formule d'examen des moyens d'existence qu'un outil d'établissement du recours antérieur, puisque la plupart des mesures qu'elles prévoient relativement aux prestations déjà perçues reposent sur un examen strict des moyens d'existence. De plus, les dispositions de récupération toucheront beaucoup moins de prestataires que les dispositions examinées dans la présente étude (7,5 p. 100 des prestataires, selon des chiffres de Développement des ressources humaines Canada (DRHC) pour 1998).

Dans un modèle de contrat tacite où il n'y a pas d'assurance-chômage, où les entreprises sont en position de neutralité par rapport au risque et les travailleurs sont opposés au risque, il n'y a pas de mises à pied (Akerlof et Miyazaki, 1980). Lorsqu'un régime d'assurance-chômage est intégré au modèle sans que l'utilisation que les entreprises en font soit prise en considération, on observe que certaines mises à pied ont lieu. La prise en compte de l'utilisation antérieure équivaut implicitement à une taxe sur les mises à pied qui est censée compenser le fait que le régime d'assurance-chômage subventionne implicitement certaines mises à pied (Brechling, 1977).

D'un point de vue économique, les récents changements apportés à la législation canadienne en matière d'assurance-emploi soulèvent une question : est-ce que la règle de l'intensité permettra d'atteindre les objectifs qui sont généralement associés à l'application d'une formule de prise en compte de l'utilisation d'un système, quel qu'il soit, à savoir réduire le risque de problème moral et le déplacement corollaire des coûts?

L'adoption de la règle de l'intensité a eu pour effet de réduire sensiblement les coûts du régime d'assurance-emploi, ce qui, en soi, représente un facteur positif pour l'économie. Il existe toutefois de nombreuses façons de réduire les frais d'exploitation d'un système. D'un point de vue stratégique, la décision de tenir compte du recours préalable aux prestations se justifiera si elle contribue à régler un problème moral, soit l'abus du régime de la part de certains prestataires, ou un problème de déplacement des coûts, soit le fait que certains travailleurs retirent beaucoup plus du régime qu'ils n'y contribuent. Nous examinerons ici cet aspect de la réforme. Ce faisant, nous tiendrons compte du fait que les antécédents des prestataires ont été ramenés à zéro lorsque la réforme a été mise en œuvre. Les prestations touchées avant le 30 juin 1996 ne sont pas prises en considération dans l'établissement du taux de remplacement du prestataire. On peut en déduire que la formule ne s'appliquera pas pleinement avant l'an 2001. D'ici là, les antécédents réels des prestataires du point de vue du recours aux prestations différeront de leurs antécédents « officiels ».

L'objet de notre recherche sera donc d'examiner cet aspect de la réforme et d'estimer les répercussions qu'il a eues sur le comportement des travailleurs canadiens.

Nous nous proposons de recourir aux données historiques du profil vectoriel des répondants de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), et notamment :

- d'examiner leur profil d'emploi et de chômage pendant la période visée par l'analyse;
- de prédire quel aurait été ce profil en l'absence du projet de loi C-12;
- d'établir dans quelle mesure ces différences s'expliquent par le projet de loi C-12.

Au fil du temps, à mesure que les antécédents « officiels » des chômeurs se rapprocheront de leurs antécédents réels, des changements devraient se manifester dans leurs comportements. L'intérêt de cet aspect particulier de la réforme, est qu'il n'entrera en vigueur que graduellement; par conséquent, il sera plus facile de l'isoler et de l'identifier parmi tous les autres changements qui découlent de l'adoption du projet de loi C-12.

Les données du sondage serviront de variables de contrôle aux fins de l'analyse des durées, mais elles nous permettront aussi de produire des analyses distinctes pour divers groupes : les travailleurs saisonniers par rapport à d'autres utilisateurs fréquents; les hommes par rapport aux femmes; les travailleurs à temps partiel par rapport aux travailleurs à temps plein; et, évidemment, les jeunes travailleurs par rapport aux travailleurs d'âge mûr.

2. *Contexte théorique et empirique*

Il est important de se souvenir que le fondement théorique de la nouvelle règle de l'intensité n'est pas le même que celui du régime américain. Comme nous l'avons déjà vu, la formule américaine de prise en compte de l'utilisation antérieure que font les entreprises du régime peut se justifier dans un modèle théorique de contrat tacite comme moyen de compenser le fait que l'assurance-chômage représente un moyen implicite de subventionner les mises à pied pour certaines entreprises. La règle de l'intensité, quant à elle, repose sur un modèle de recherche.

Dans un modèle de recherche (Mortensen, 1977, par exemple), le retour au travail d'un chômeur sera déterminé par la probabilité qu'on lui offre un emploi acceptable. La probabilité de recevoir une telle offre est déterminée par l'intensité de la recherche d'emploi, le contexte économique général et les caractéristiques personnelles du travailleur. L'acceptabilité de l'offre, quant à elle, sera déterminée par le salaire le plus faible que le travailleur est disposé à accepter — son salaire « de réserve ». Le modèle montre immédiatement que le niveau du salaire de réserve dépend de la générosité du régime d'assurance-chômage.

Dans un modèle de ce genre, le recours à l'assurance-emploi par l'individu i peut se définir ainsi :

$$U_i = f(X_i, Y, G) \quad (1)$$

où : U est le recours à l'assurance-emploi selon le nombre de semaines pendant lesquelles le chômeur touchera des prestations au cours d'une période donnée;
 X est un vecteur des caractéristiques du chômeur;
 Y est un vecteur des caractéristiques économiques;
 G est un vecteur de la générosité du régime d'assurance-emploi.

Les caractéristiques du chômeur et les caractéristiques économiques influencent nettement le recours à l'assurance-chômage en permettant de tenir compte du resserrement du marché du travail dans lequel le chômeur doit se trouver un emploi. Parallèlement, compte tenu de notre définition du recours à l'assurance-emploi, trois aspects de la générosité du régime d'assurance-emploi peuvent influencer ce recours. Premièrement, il y a évidemment les critères d'admissibilité — plus il est facile d'être admis aux prestations, plus il est vraisemblable que les chômeurs s'en prévaudront. Le deuxième aspect est celui de la durée des prestations — plus la période pendant laquelle les chômeurs peuvent toucher des prestations est longue, plus ils en toucheront, vraisemblablement. Enfin, le troisième aspect est celui du taux de remplacement. Plus les prestations sont généreuses, plus vraisemblablement les chômeurs présenteront une demande de prestations, ce qui retardera leur retour au travail.

L'objet de la nouvelle règle de l'intensité est de limiter la générosité du régime d'assurance-emploi en réduisant les prestations accordées aux utilisateurs fréquents (ceux qui ont touché des prestations pendant plus de 20 semaines au cours des cinq années précédentes). Ce ciblage des utilisateurs fréquents peut se justifier soit parce que les travailleurs visés présentent les caractéristiques individuelles X qui font qu'ils sont enclins à recourir à l'assurance-emploi, soit par l'argument voulant qu'il conviendrait d'aider les utilisateurs fréquents à partir d'une assiette fiscale plus vaste que celle que représente l'assurance-emploi.

Il a toujours été difficile d'estimer un modèle de recherche en raison de sa nature même; en effet, il faut déterminer simultanément la durée de la recherche, le salaire au réemploi ainsi que l'intensité de la recherche. Il est encore plus difficile d'isoler les répercussions de l'assurance-chômage sur le comportement en matière de recherche, particulièrement au Canada. En vertu de l'ancien régime canadien d'assurance-chômage, les différents niveaux de générosité des prestations étaient tous fortement corrélés aux autres caractéristiques individuelles et économiques pertinentes pour le recours à l'assurance-chômage.

Compte tenu des critères d'admissibilité variables de l'assurance-chômage, il y avait une forte corrélation entre l'admissibilité et les taux de chômage régionaux. De la même façon, la formule utilisée pour établir la durée des prestations supposait qu'il y avait une forte corrélation entre cette durée et les taux de chômage régionaux. Ces corrélations n'étaient cependant pas assez fortes pour nous empêcher de quantifier les répercussions de ces aspects de la générosité du régime canadien d'assurance-chômage. Des études antérieures parrainées par Développement des ressources humaines Canada (DRHC) ont fourni de bonnes évaluations des répercussions de ces aspects de la générosité du régime d'assurance-chômage sur le comportement des chômeurs.

Toutefois, il y a un aspect de la générosité du régime canadien d'assurance-chômage qui a toujours échappé aux chercheurs, et c'est celui des taux de remplacement. Il n'y avait pas beaucoup de variations dans l'ancien régime, de sorte qu'il y avait peu de matière à tests. En outre, la plupart des changements dans les taux de remplacement étaient parfaitement corrélés à d'autres déterminants du recours à l'assurance-chômage. Le taux de remplacement a fait l'objet de changements globaux à quelques reprises, de sorte qu'il était très difficile de distinguer les répercussions de ces changements et celles d'autres changements dans le contexte économique. À certaines occasions, le taux de remplacement a été changé pour tel ou tel groupe de chômeurs dont les caractéristiques distinctes devaient être de toute façon prises en considération à titre de variable explicative. En prévoyant pour la première fois des variations réelles dans le taux de remplacement au Canada, la réforme de l'assurance-emploi nous donnait l'occasion de mesurer précisément les répercussions des taux de remplacement, et partant, de la règle de l'intensité, sur les chômeurs canadiens.

3. *Méthodologie*

L'objet de notre exercice est de tenter d'estimer l'équation (1) de façon à isoler les répercussions de la règle de l'intensité, par l'entremise de ses répercussions sur les taux de remplacement. Même si la réforme prévoit certaines variations dans les taux de remplacement, ses répercussions sur les chômeurs sont loin d'être simples à mesurer.

Contrairement à des variations exogènes — les différences dans les régimes d'assurance-chômage de divers États américains, par exemple — ces différences seront endogènes, c'est-à-dire propres au comportement du chômeur. Le recours antérieur ne sera pris en considération que dans la mesure où le chômeur a recours au régime; les travailleurs rationnels tiendront compte de ce facteur dans la détermination de leur salaire de réserve, et dans leur décision de présenter ou non une demande de prestations.

Prenons une situation très simple : un travailleur a l'habitude de demander 20 semaines de prestations d'assurance-emploi chaque année, prestations qui représentent 275 \$ par semaine. Supposons que cette somme de 275 \$ corresponde à un taux de remplacement de 55 p. 100 d'un salaire assurable de 500 \$.

Au moment de décider s'il demandera des prestations à l'égard d'une 20^e semaine, le prestataire saura que sa décision risque de réduire son taux de remplacement d'un point de pourcentage au cours des cinq prochaines années. Ainsi, ses prestations seraient-elles de 5 \$ de moins par semaine pendant les cinq prochaines années. Toutes choses étant égales par ailleurs, pour un travailleur dont les prestations sont réduites de 5 p. 100, le manque à gagner équivaudrait à une valeur actualisée de 429,82 \$, par rapport à des prestations de 275 \$. Ce travailleur choisira de retourner au travail après 19 semaines de chômage. Inversement, un travailleur comparable dont le taux de réduction serait plus élevé pourrait choisir d'absorber la baisse du taux de remplacement et de demeurer en chômage une semaine de plus. Dans son cas, la longueur du chômage serait associée à des taux de remplacement plus faibles, les deux mesures étant inévitablement simultanées.

En économétrie, la façon de régler les problèmes de simultanéité a toujours été de trouver des variables instrumentales, et heureusement, le législateur canadien nous a fourni une variable de cette nature. En effet, dans le cadre du nouveau régime d'assurance-emploi, le compteur a été remis à zéro pour tous les chômeurs, de sorte que les chercheurs disposeront de plus de données à leur sujet que celles que Développement des ressources humaines Canada (DRHC) prendra véritablement en considération pour établir le taux de remplacement. Pendant cinq ans, on pourra faire une distinction entre un utilisateur fréquent dont les taux de remplacement sont élevés et un chômeur malchanceux qui a connu une longue période de chômage et dont le taux de remplacement a fini par être réduit.

Le deuxième moyen de déterminer les répercussions de la règle de l'intensité tient à la non-linéarité de la relation entre le recours antérieur et le taux de remplacement. Le fait de ne pas demander une semaine supplémentaire de prestations n'aura aucune répercussion sur

les prestations futures jusqu'à concurrence de 19 semaines, mais les répercussions marginales de la 20^e semaine de prestations seront considérables.

Nous utiliserons cet élément de la *Loi* pour mesurer les répercussions de la règle de l'intensité sur le recours à l'assurance-emploi. Nous proposons à cette fin deux tests ou mesures.

La première preuve empirique, la plus simple, serait de déterminer s'il existe une forte tendance à demander des prestations à la 19^e semaine, à la 39^e semaine, à la 59^e semaine, etc. Comme on l'a déjà vu, la non-linéarité de la relation entre les taux de remplacement et le recours à l'assurance-emploi a pour effet d'accroître considérablement le coût marginal d'une 20^e semaine de prestations, d'une 40^e semaine, etc., particulièrement pour les utilisateurs fréquents. Si les prestataires sont sensibles à la règle de l'intensité, une tendance de ce genre devrait se manifester.

Le deuxième test consisterait à faire une analyse des durées pour expliquer le nombre de semaines de prestations demandées avant et après l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité, compte tenu des variables sociodémographiques qui sont généralement intégrées à de telles régressions, de même que du nombre de semaines que le chômeur en question aurait pu demander. Étant donné les caractéristiques particulières de la *Loi*, il convient de préciser que pendant la première année de la réforme de l'assurance-emploi, il n'y a qu'un faible lien entre le taux de remplacement du chômeur et ses antécédents réels de chômage. Par conséquent, on peut intégrer la variable du taux de remplacement telle quelle dans la régression, de même que des variables de contrôle indiquant le nombre de semaines pendant lesquelles le travailleur a vraiment demandé des prestations pendant les années t-2 à t-6. Au fil du temps, le nombre de semaines pour lesquelles le travailleur a demandé des prestations pendant les années t-2 à t-6 sera de plus en plus étroitement corrélé au taux de remplacement, et il ne sera plus possible d'effectuer ce test simple.

Une autre méthode consiste à estimer simultanément le recours à l'assurance-emploi et le taux de remplacement. Pour ce faire, nous procédons aux calculs suivants :

$$U_i = f(X_i, Y, G_r) + g(RR) \quad (2)$$

et
$$RR_i = h(X_i, Y, G_r) = i(O_i) \quad (3)$$

où : G_r est la mesure de la générosité de l'assurance-emploi, à l'exclusion du taux de remplacement;
 RR est le taux de remplacement;
 O représente les antécédents officiels du travailleur.

Comme les antécédents officiels et les antécédents réels en matière d'utilisation du régime divergent et qu'ils divergeront pendant cinq ans, nous pouvons faire une distinction entre les deux équations en intégrant les antécédents réels à l'équation du recours antérieur (puisque'il s'agit d'une caractéristique individuelle pertinente et qu'elle n'est pas corrélée au taux de remplacement) et en intégrant les antécédents officiels à l'équation du taux de remplacement (puisque'ils sont corrélés au taux de remplacement et qu'ils ne sont que faiblement corrélés aux antécédents réels).

4. Données

Nous avons utilisé des données des sept premiers cycles de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Comme l'objet de notre étude est essentiellement le recours à l'assurance-emploi, les données administratives se sont vu accorder une attention particulière (et notamment le profil vectoriel). Il s'agit d'un ensemble de données bien connu que nous ne décrirons pas de façon détaillée.

Aux fins de cet exercice, nous avons extrait du profil vectoriel toutes les demandes de prestations présentées par les répondants de l'ECPIE entre juillet 1995 et juin 1997. Comme juillet 1996 représente le mois à partir duquel Développement des ressources humaines Canada (DRHC) tient compte des semaines de prestations touchées antérieurement, ces données nous permettront de constituer deux séries comparatives d'observations, soit les demandes de prestations qui ont été présentées pendant l'année qui a précédé l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité et celles qui l'ont été pendant l'année qui a suivi.

Le tableau 1 donne un aperçu de l'ampleur de la tâche. Nous y voyons dans quelle mesure la règle de l'intensité se serait répercutée sur les répondants de l'ECPIE entre 1995 et 1998. Le tableau montre le recours antérieur, en semaines, pour toutes les demandes de prestations présentées au cours de chacune des années de la période de référence, selon la définition prévue dans la *Loi sur l'assurance-emploi*, c'est-à-dire le nombre de semaines à l'égard desquelles un prestataire a reçu des prestations au cours des 260 semaines précédant la demande de prestations. Le tableau présente également les répercussions que cette règle aurait eues sur les taux de remplacement du prestataire. La partie supérieure montre qu'en moyenne, au cours des cinq années de référence, les prestataires avaient touché des prestations pendant environ 56 semaines au cours des cinq années précédant leur demande de prestations. Moins de 30 p. 100 des prestataires auraient touché le plein montant des prestations au cours de l'une ou l'autre de ces années. Plus de 20 p. 100 auraient eu droit au taux de remplacement minimum de 50 p. 100². Il faut se souvenir qu'il ne s'agit ici que d'un exercice. La règle de l'intensité n'a pas été appliquée avant 1997 et comme les antécédents ont été ramenés à zéro le 1^{er} juillet 1996, les chiffres ne correspondent pas aux données officielles de DHRC à partir de cette année-là.

La partie inférieure du tableau présente les mêmes chiffres pour nos deux sous-échantillons (c'est-à-dire de juillet 1995 à juin 1996 ainsi que de juillet 1996 à juin 1997). On peut ainsi faire la distinction entre les antécédents réels, comme on les a déjà définis, et les antécédents officiels, qui ne sont pris en considération qu'à partir de 1996. Comme on pouvait s'y attendre, nous ne constatons aucune différence significative dans la colonne des antécédents réels. Il s'est passé trop peu de temps pour que cette variable à long terme soit influencée. Les similitudes sont encore plus marquées si l'on examine une version simplifiée

² Sauf en 1998, mais ce résultat est peut-être attribuable à la censure de certaines longues périodes, et il faudra le valider lorsqu'un profil vectoriel plus récent sera disponible.

des antécédents officiels. Nous nous contentons ici de nous pencher sur le nombre de semaines de prestations à l'égard desquelles une demande a été présentée au cours des 52 semaines précédentes pour les deux sous-échantillons. Les distributions sont identiques. Ce résultat confirme nos attentes, à savoir que si l'on doit observer des changements dans les comportements si tôt après l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité, ce sera davantage dans les effets marginaux que dans les effets moyens.

TABLEAU 1
La règle de l'intensité en perspective

Tous les répondants de l'ECPIE				
<i>Répartition des semaines antérieures de prestations selon la définition de la Loi sur l'assurance-emploi</i>				
	Moyenne		Écart-type	
1995	56,793		47,374	
1996	55,126		48,655	
1997	57,835		46,341	
1998	57,782		40,693	
<i>Répartition des taux de réduction</i>				
Taux réduit de	1995	1996	1997	1998
0%	28,6	30,5	25,7	19,7
1%	15,2	15,8	17,3	19,2
2%	13,9	13,8	14,4	18,2
3%	11,2	10,9	11,9	15,3
4%	9,6	8,7	10,0	11,0
5%	21,6	20,4	20,8	16,7
Deux sous-échantillons				
<i>Répartition des taux de réduction</i>				
Taux réduit de	Avant		Après	
	Antécédents réels	Antécédents officiels	Antécédents réels	Antécédents officiels
0%	30,7	81,4	30,0	81,4
1%	15,0	18,5	16,8	18,5
2%	13,7	0,1	13,9	0,1
3%	10,8	0	11,0	0
4%	8,9	0	8,8	0
5%	20,9	0	19,6	0

Le tableau 2 présente des statistiques descriptives sur les données utilisées ici. Elles visent 37 224 demandes présentées par 25 241 prestataires au cours de la période de référence de deux ans. Ces données montrent que les prestataires de l'échantillon sont d'âge moyen et en majorité de sexe masculin; très peu sont handicapés, membres d'une minorité ou d'origine autochtone. Près de 40 p. 100 des demandes ont été présentées dans les Maritimes.

TABLEAU 2						
Statistiques descriptives						
	N=37 224		N=18 716		N=18 508	
			Avant		Après	
Variabes démographiques	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Âge	37,219	11,180	36,970	11,109	37,470	11,245
Minorité	0,007	0,082	0,006	0,077	0,007	0,088
Autochtones	0,015	0,123	0,015	0,120	0,016	0,126
Femmes	0,368	0,482	0,309	0,462	0,428	0,495
Personnes handicapées	0,003	0,059	0,003	0,055	0,004	0,063
Nombre de personnes à charge	2,044	1,525	2,000	1,451	2,091	1,594
Variabes géographiques						
Terre-Neuve	0,107	0,309	0,108	0,310	0,106	0,308
Île-du-Prince-Édouard	0,083	0,275	0,083	0,276	0,082	0,274
Nouvelle-Écosse	0,103	0,305	0,103	0,304	0,103	0,305
Nouveau-Brunswick	0,105	0,306	0,105	0,306	0,105	0,306
Québec	0,134	0,341	0,134	0,341	0,135	0,342
Ontario	0,107	0,309	0,104	0,305	0,110	0,312
Manitoba	0,091	0,287	0,092	0,289	0,089	0,285
Saskatchewan	0,077	0,267	0,079	0,270	0,075	0,263
Alberta	0,078	0,268	0,081	0,271	0,075	0,264
Colombie-Britannique et T.N.-O.	0,115	0,319	0,112	0,315	0,119	0,323
Caractéristiques des demandes						
Semaines de prestations	21,030	12,133	21,360	11,906	20,697	12,351
Taux de prestations	269,499	107,329	271,759	109,715	267,214	104,814
Semaines d'admissibilité	33,418	8,243	33,524	8,508	33,311	7,966
Prestations épuisées	0,309	0,462	0,323	0,468	0,297	0,457
Demandes assujetties à la règle de l'intensité	0,497	0,500	0		1	

En moyenne, les prestataires ont droit à 33 semaines de prestations et en touchent pendant 20 semaines sur 33; 30 p. 100 des prestataires épuisent leurs prestations. Enfin, ces demandes sont distribuées à peu près également entre la période qui a précédé l'adoption de la règle de l'intensité et celle qui l'a suivie. Le tableau montre également les différences dans les caractéristiques des échantillons du groupe d'avant et du groupe d'après. On peut y constater que les deux groupes sont remarquablement semblables, à une seule exception importante près : les femmes sont beaucoup plus nombreuses à avoir présenté des demandes de prestations dans le second échantillon que dans le premier. Nous y reviendrons.

Le tableau 3 montre que les caractéristiques du recours antérieur à l'assurance-emploi ou à l'assurance-chômage sont très différentes chez les 25 241 personnes visées : 14 p. 100 d'entre elles ont présenté leur première demande de prestations dans les années 1990. À l'autre extrême, 31 p. 100 ont présenté six demandes ou plus pendant la même période. Les utilisateurs fréquents sont nettement plus nombreux chez les hommes : 27 p. 100 des femmes avaient présenté six demandes ou plus, par rapport à 33 p. 100 des hommes.

TABLEAU 3			
Nombre total de demandes présentées par les répondants au cours des années 1990			
Nombre de demandes	Proportion des répondants	Proportion des répondants	Proportion des répondants
	Tous	Femmes	Hommes
1	0,143	0,175	0,125
2	0,168	0,196	0,151
3	0,142	0,149	0,138
4	0,123	0,116	0,127
5	0,113	0,092	0,126
6	0,108	0,090	0,119
7	0,139	0,129	0,145
8	0,058	0,049	0,063
9 ou plus	0,006	0,004	0,006

5. Résultats

5.1. Effets de coin

Notre première tentative consiste à déterminer s'il y avait eu une augmentation sensible du nombre de personnes qui demandent des prestations pendant 19 semaines ou moins après l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité, pour éviter des réductions futures de leurs prestations. Si la règle de l'intensité a force exécutoire, la théorie économique prédit clairement une telle augmentation.

Nous avons comparé le profil de la durée des demandes de prestations présentées pendant l'année qui a précédé l'entrée en vigueur de la règle (juillet 1995 à juin 1996) et pendant l'année qui a suivi (juillet 1996 à juin 1997). Notre ensemble de données comprenait tous les répondants de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) qui ont présenté une demande de prestations au cours de l'une ou l'autre de ces deux années. Notre « variable dépendante » est le nombre de semaines de prestations versées à un chômeur par Développement des ressources humaines Canada (DRHC).

Une question technique préliminaire se pose au sujet de la façon appropriée de traiter la variable des « semaines de prestations ». Examinons d'abord la question de la censure. En vertu des critères de l'assurance-emploi, les semaines pendant lesquelles des prestations ont été versées à un prestataire seront prises en considération dans ses antécédents, que ce nombre s'explique ou non par l'épuisement des prestations auxquelles le prestataire avait droit. Les prestataires qui ont épuisé leurs prestations ne devraient pas être traités différemment des autres. Dans une analyse des durées, cependant, la variable des « semaines à l'égard desquelles des prestations ont été versées » est censurée lorsque les prestations sont épuisées. Il est essentiel de prendre en considération l'épuisement des prestations dans la comparaison de sous-groupes, par exemple. Si deux groupes ont tendance à afficher des durées différentes quant au nombre de semaines de prestations, on risquerait, en ne tenant pas compte de la censure, de conclure qu'il existe des différences sur le plan des comportements entre ces groupes, alors que les différences observées résultent directement des différences dans le droit aux prestations. Aux fins de notre analyse, nous avons posé l'hypothèse selon laquelle la variable des « semaines de prestations » était censurée lorsque les prestations étaient épuisées. Cependant, cette hypothèse n'a joué de rôle critique dans aucun de nos résultats.

La figure 1 montre les taux empiriques de hasard de Kaplan Meyer pour le nombre de semaines de prestations, compte tenu de la censure. Ces hasards représentent la probabilité qu'une période de chômage dure exactement n semaines, compte tenu du fait qu'elle a déjà duré $n-1$ semaines. Ces figures illustrent deux courbes de hasard, selon que la demande a été présentée avant l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité (partie supérieure) ou après (partie inférieure). Les limites supérieures et inférieures de l'estimation au seuil de 95 p. 100 sont illustrées par des lignes pointillées.

FIGURE 1
Hasard de la durée des prestations d'assurance-emploi

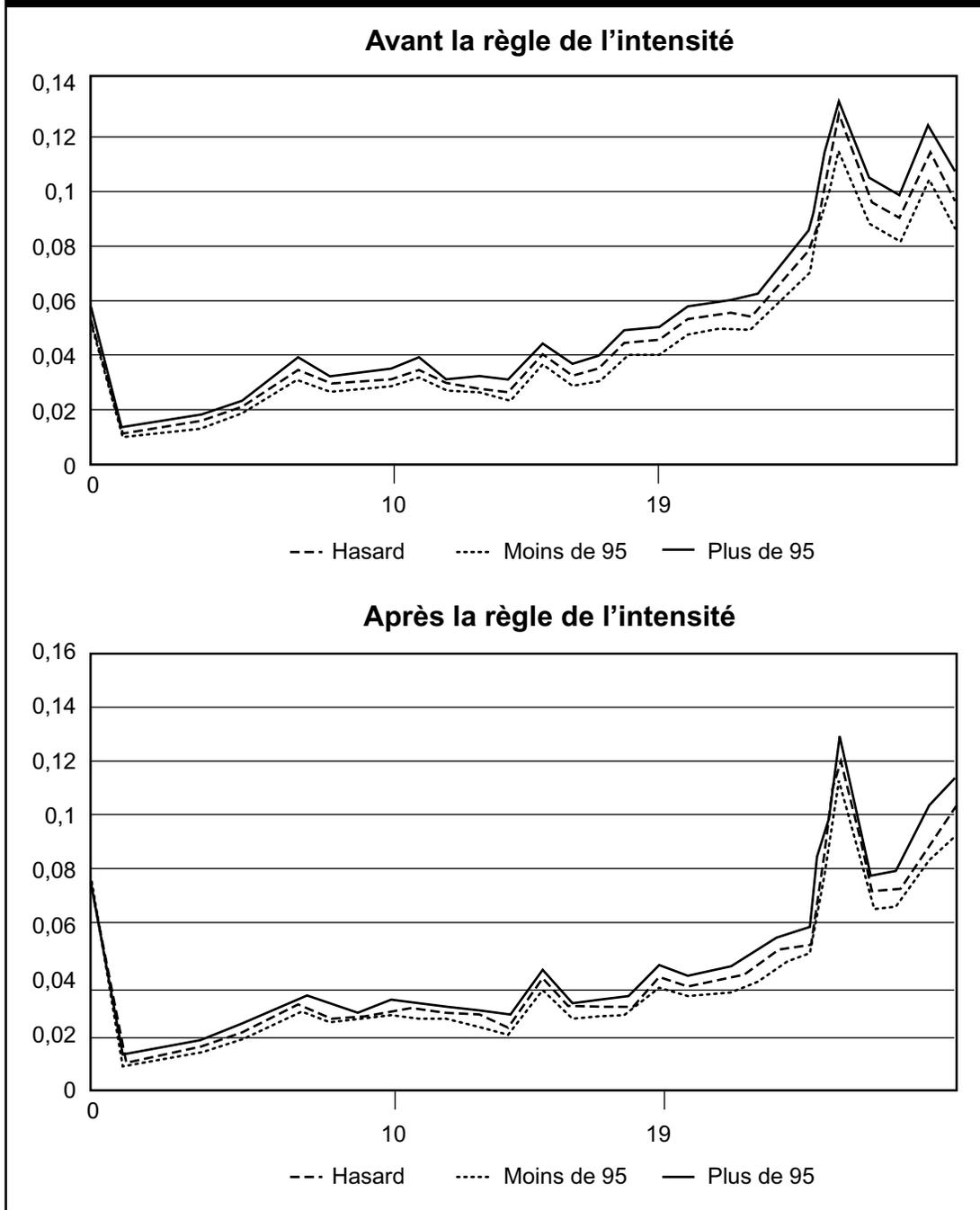


TABLEAU 4
Hasards empiriques de la durée

Inter- valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
0	1	0,0524	0,0491	0,0557	0,0792	0,0751	0,0833
1	2	0,0117	0,0101	0,0133	0,0125	0,0109	0,0142
2	3	0,0131	0,0114	0,0148	0,0157	0,0138	0,0176
3	4	0,0149	0,0131	0,0168	0,0183	0,0163	0,0204
4	5	0,0186	0,0166	0,0207	0,0205	0,0183	0,0227
5	6	0,0211	0,0189	0,0233	0,0249	0,0225	0,0274
6	7	0,0299	0,0273	0,0326	0,0293	0,0266	0,0321
7	8	0,0351	0,0322	0,038	0,0373	0,0342	0,0404
8	9	0,0305	0,0277	0,0332	0,0308	0,0279	0,0336
9	10	0,0302	0,0274	0,033	0,0302	0,0273	0,0331
10	11	0,0311	0,0282	0,034	0,0342	0,031	0,0373
11	12	0,0348	0,0316	0,0379	0,033	0,0298	0,0361
12	13	0,0289	0,026	0,0318	0,0325	0,0293	0,0356
13	14	0,0287	0,0258	0,0316	0,0301	0,027	0,0331
14	15	0,0264	0,0236	0,0292	0,0246	0,0218	0,0274
15	16	0,0396	0,0361	0,0431	0,046	0,0421	0,0499
16	17	0,0299	0,0268	0,0331	0,0306	0,0273	0,0338
17	18	0,0302	0,027	0,0334	0,0283	0,0252	0,0315
18	19	0,0331	0,0297	0,0365	0,0272	0,024	0,0304
19	20	0,0339	0,0304	0,0375	0,0377	0,0339	0,0416
20	21	0,0349	0,0313	0,0386	0,031	0,0275	0,0346
21	22	0,0333	0,0297	0,037	0,0332	0,0294	0,037
22	23	0,0342	0,0304	0,038	0,0341	0,0302	0,038
23	24	0,0362	0,0321	0,0402	0,0403	0,036	0,0447
24	25	0,0417	0,0371	0,0462	0,0374	0,0331	0,0418
25	26	0,0886	0,0816	0,0955	0,0933	0,0861	0,1006
26	27	0,042	0,0369	0,0471	0,0446	0,0393	0,0499
27	28	0,0507	0,0448	0,0565	0,0492	0,0434	0,055
28	29	0,0476	0,0416	0,0536	0,0472	0,0413	0,0532
29	30	0,0499	0,0434	0,0563	0,0516	0,045	0,0582
30	31	0,042	0,0357	0,0483	0,0585	0,051	0,066
31	32	0,0525	0,0449	0,06	0,0486	0,0413	0,0559
32	33	0,0472	0,0394	0,055	0,0533	0,0451	0,0615

TABLEAU 4 (suite)
Hasards empiriques de la durée

Inter- valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
33	34	0,0512	0,0422	0,0602	0,044	0,0359	0,0522
34	35	0,0479	0,0386	0,0572	0,048	0,0388	0,0572
35	36	0,0616	0,0502	0,0729	0,0509	0,0407	0,0611
36	37	0,043	0,0329	0,0532	0,0395	0,03	0,0491
37	38	0,0466	0,0354	0,0579	0,0485	0,0373	0,0597
38	39	0,049	0,0368	0,0612	0,0523	0,0399	0,0647
39	40	0,0378	0,0265	0,0491	0,0448	0,0325	0,0571
40	41	0,0357	0,024	0,0473	0,0405	0,0279	0,053
41	42	0,0442	0,0303	0,0581	0,0356	0,0231	0,0481
42	43	0,0302	0,0179	0,0425	0,0364	0,0229	0,0499
43	44	0,0226	0,0112	0,0341	0,0388	0,0239	0,0537
44	45	0,0306	0,0165	0,0448	0,0499	0,0317	0,068
45	46	0,0451	0,0267	0,0635	0	—	—
46	47	0,0387	0,0203	0,0571	0	—	—
47	48	0,0497	0,0273	0,072	0	—	—
48	49	0,0352	0,0153	0,0552	0	—	—

Les figures montrent clairement que, comme on l'avait postulé, le hasard de durée affiche un pic léger mais significatif à la semaine 19. Le tableau 4, qui présente tout simplement les hasards empiriques estimés, le confirme. On y voit qu'après l'entrée en vigueur de la règle d'intensité, la probabilité de réemploi au cours de la semaine 19 augmente d'un point de pourcentage par rapport à la semaine précédente. On peut en déduire qu'après l'entrée en vigueur de la règle, la probabilité de retour au travail au cours de la 19^e semaine de prestations est sensiblement plus élevée qu'au cours des semaines 18 ou 20, ce qui n'était pas le cas avant l'entrée en vigueur de la règle. Ce phénomène est plus marqué lorsque l'échantillon est limité aux utilisateurs fréquents (qui ont présenté six demandes de prestations ou plus au cours des années 1990). En ce qui les concerne, le pic se rapproche de 1,3 point.

De plus, des tests logarithmiques par rangs infirment nettement l'hypothèse de l'égalité des courbes de survie avant et après l'entrée en vigueur de ce changement stratégique.

Pour tenir compte d'autres changements possibles dans les comportements, nous avons estimé deux modèles non paramétriques des durées, l'un pour le groupe d'avant et l'autre pour le groupe d'après. Les résultats de ces estimations sont montrés au tableau 6. Tous les coefficients affichent une stabilité remarquable, à l'exception encore une fois de celui

qui s'applique aux femmes. Même si, avant l'entrée en vigueur de la règle d'intensité, les périodes pendant lesquelles les femmes demandaient des prestations étaient plus longues que celles des hommes, cette différence disparaît une fois la règle en vigueur. Toutefois, ce changement comportemental pourrait être relié (et il l'est probablement) au changement dans la composition dont il a été question dans la section précédente. Il est à l'opposé des répercussions attendues de la réforme : comme les hommes sont plus susceptibles de présenter des demandes répétées, il était raisonnable de s'attendre à ce qu'ils réagissent de façon plus prononcée à l'entrée en vigueur de la règle d'intensité. Cependant, il semble que les femmes aient réagi davantage que les hommes. Le tableau 7 résume les hasards empiriques séparément pour les hommes et pour les femmes autour de la semaine 19 (voir également la figure 2). Outre la réduction de l'écart dans le nombre moyen de semaines de prestations demandées par les hommes et par les femmes, le tableau 6 montre que la réaction des femmes à la semaine 19 semble plus marquée : le hasard de réemploi augmente de 86 p. 100 par rapport à son niveau de la semaine 18. Chez les hommes, cette augmentation n'est que d'environ 21 p. 100.

TABLEAU 5
Hasards empiriques de la durée — Utilisateurs fréquents seulement

Inter- valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
0	1	0,0168	0,0136	0,0199	0,0282	0,0241	0,0323
1	2	0,0066	0,0047	0,0086	0,009	0,0066	0,0113
2	3	0,0073	0,0052	0,0094	0,0094	0,007	0,0118
3	4	0,0072	0,0051	0,0093	0,0108	0,0082	0,0134
4	5	0,0093	0,0069	0,0117	0,0146	0,0115	0,0176
5	6	0,0166	0,0134	0,0198	0,0195	0,016	0,0231
6	7	0,0261	0,0221	0,0302	0,0252	0,0211	0,0292
7	8	0,035	0,0303	0,0398	0,0399	0,0346	0,0451
8	9	0,0294	0,0249	0,0338	0,0297	0,0251	0,0342
9	10	0,0325	0,0277	0,0372	0,0288	0,0243	0,0334
10	11	0,0356	0,0306	0,0407	0,0373	0,032	0,0426
11	12	0,0436	0,0379	0,0493	0,0356	0,0303	0,0409
12	13	0,0315	0,0265	0,0364	0,0371	0,0316	0,0426
13	14	0,0268	0,0222	0,0314	0,0303	0,0253	0,0354
14	15	0,0263	0,0216	0,0309	0,0278	0,0229	0,0327
15	16	0,0341	0,0287	0,0394	0,0357	0,0301	0,0413
16	17	0,033	0,0276	0,0383	0,036	0,0303	0,0418
17	18	0,0294	0,0242	0,0345	0,0351	0,0293	0,0409
18	19	0,0432	0,0369	0,0496	0,0374	0,0313	0,0435
19	20	0,0485	0,0417	0,0554	0,051	0,0437	0,0583

TABLEAU 5 (suite)
Hasards empiriques de la durée — Utilisateurs fréquents seulement

Inter- valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
20	21	0,0513	0,0441	0,0585	0,0424	0,0356	0,0492
21	22	0,0529	0,0454	0,0605	0,0434	0,0364	0,0504
22	23	0,0595	0,0513	0,0678	0,0514	0,0436	0,0592
23	24	0,0695	0,0603	0,0787	0,0572	0,0487	0,0656
24	25	0,0899	0,0791	0,1008	0,0685	0,0589	0,0781
25	26	0,0988	0,0869	0,1107	0,0962	0,0844	0,108
26	27	0,1185	0,1047	0,1323	0,1118	0,0984	0,1252
27	28	0,1089	0,0949	0,1229	0,1094	0,0954	0,1235
28	29	0,1499	0,1324	0,1674	0,1523	0,1347	0,1699
29	30	0,1243	0,1073	0,1414	0,1803	0,1596	0,2011
30	31	0,2084	0,1845	0,2323	0,158	0,1368	0,1792
31	32	0,1742	0,1501	0,1983	0,1542	0,1316	0,1769
32	33	0,4369	0,3937	0,4801	0,275	0,2416	0,3083
33	34	0,2891	0,246	0,3323	0,36	0,3157	0,4044
34	35	0,2727	0,2244	0,3211	0,2869	0,2399	0,3339
35	36	0,2353	0,1841	0,2865	0,2116	0,1655	0,2578
36	37	0,1978	0,1453	0,2503	0,2092	0,1582	0,2601
37	38	0,2313	0,1682	0,2943	0,1833	0,1305	0,236
38	39	0,1488	0,0928	0,2047	0,2082	0,1463	0,2701
39	40	0,1333	0,0764	0,1902	0,1387	0,0834	0,1941
40	41	0,0559	0,0172	0,0947	0,1325	0,0745	0,1904
41	42	0,0981	0,0448	0,1514	0,1609	0,0923	0,2295
42	43	0,0488	0,0098	0,0878	0,087	0,0331	0,1408
43	44	0,0779	0,0271	0,1288	0,1154	0,0502	0,1806
44	45	0,0367	0,0007	0,0727	0,1075	0,041	0,1741
45	46	0,0478	0,0059	0,0898	0,271	0,1561	0,3858
46	47	0,04	0,0008	0,0792	0,0938	0,0188	0,1687
47	48	0,0417	0,0008	0,0825	0,0333	0	0,0795
48	49	0,0215	0	0,0513	0,0522	0	0,1112

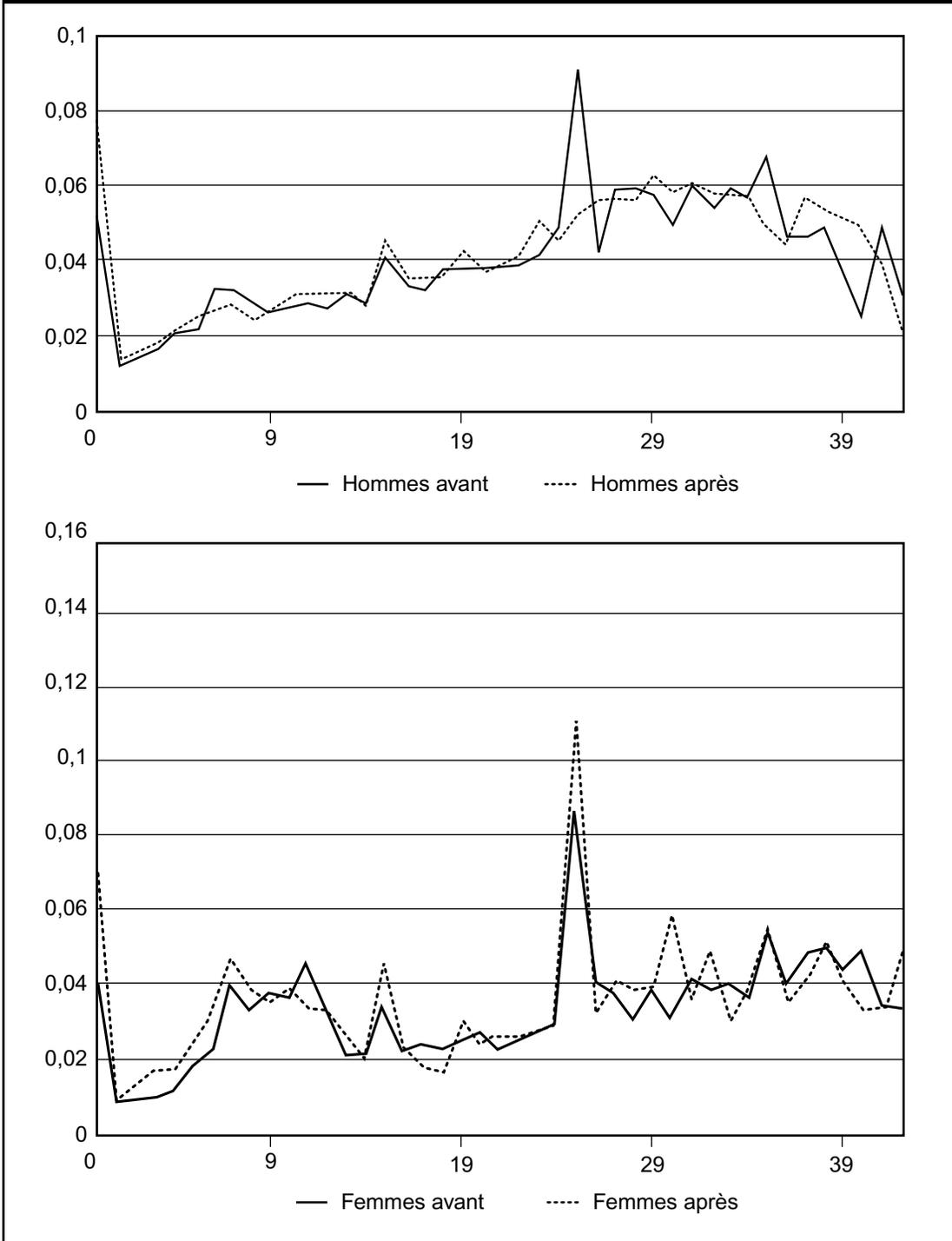
TABLEAU 6
Semaines de prestations — Modèle des hasards proportionnels de Cox

	Avant		Après	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Trimestre				
Hiver	0,185	0,024	0,148	0,024
Printemps	0,300	0,024	0,336	0,023
Été	-0,233	0,028	-0,220	0,026
Âge				
Âge	-0,003	0,001	-0,005	0,001
Femmes	-0,155	0,026	-0,040	0,028
Personnes handicapées	-0,245	0,172	-0,235	0,144
Autochtones	-0,108	0,073	-0,283	0,073
Nombre de personnes à charge	-0,022	0,007	-0,052	0,008
Minorité	-0,218	0,118	-0,262	0,103
Province				
Terre-Neuve	-0,499	0,039	-0,638	0,038
Île-du-Prince-Édouard	-0,437	0,043	-0,620	0,042
Nouvelle-Écosse	-0,253	0,039	-0,265	0,037
Nouveau-Brunswick	-0,477	0,041	-0,467	0,039
Québec	-0,146	0,036	-0,111	0,034
Ontario	0,168	0,037	0,042	0,036
Manitoba	0,119	0,038	0,189	0,038
Saskatchewan	0,027	0,040	0,125	0,039
Alberta	-0,025	0,040	0,149	0,040

TABLEAU 7
Hasards empiriques de la durée — Hommes et femmes séparément

HOMMES							
Inter- valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
14	15	0,0287	0,0252	0,0323	0,0286	0,0245	0,0326
15	16	0,0419	0,0375	0,0463	0,0468	0,0415	0,052
16	17	0,0336	0,0296	0,0377	0,036	0,0313	0,0407
17	18	0,0327	0,0286	0,0367	0,036	0,0312	0,0408
18	19	0,0383	0,0338	0,0428	0,0358	0,0309	0,0406
19	20	0,0383	0,0337	0,0429	0,0435	0,038	0,049
20	21	0,039	0,0342	0,0437	0,0375	0,0323	0,0428
21	22	0,0391	0,0342	0,0441	0,0385	0,033	0,044
22	23	0,0395	0,0344	0,0447	0,0419	0,036	0,0478
23	24	0,0415	0,036	0,0469	0,0512	0,0444	0,058
24	25	0,0488	0,0426	0,055	0,0452	0,0386	0,0518
FEMMES							
Inter- valle		Avant			Après		
		Hasard	Plus de 95	Moins de 95	Hasard	Plus de 95	Moins de 95
14	15	0,0213	0,0168	0,0259	0,0193	0,0155	0,0231
15	16	0,0346	0,0288	0,0405	0,045	0,0391	0,0509
16	17	0,0221	0,0173	0,0268	0,0234	0,0191	0,0278
17	18	0,0251	0,02	0,0302	0,0184	0,0145	0,0223
18	19	0,0224	0,0175	0,0274	0,0164	0,0126	0,0201
19	20	0,0251	0,0198	0,0304	0,0305	0,0254	0,0357
20	21	0,0271	0,0215	0,0327	0,0231	0,0185	0,0277
21	22	0,0224	0,0173	0,0276	0,0269	0,0218	0,0319
22	23	0,0245	0,019	0,0299	0,025	0,0201	0,03
23	24	0,0268	0,0209	0,0326	0,0281	0,0228	0,0334
24	25	0,0295	0,0232	0,0358	0,0289	0,0234	0,0344

FIGURE 2
Hasard de la durée des prestations d'assurance-emploi



5.2 Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement

Une autre façon d'aborder le problème consiste à estimer directement les répercussions de certaines variations dans les taux de remplacement sur le recours à l'assurance-emploi. Comme on l'a déjà vu, la réforme de l'assurance-emploi nous fournit une variable instrumentale nécessaire pour isoler cet effet. À l'aide de toutes les demandes présentées après juillet 1995³, nous avons estimé (2) et (3) pour établir dans quelle mesure la nouvelle règle de l'intensité a eu un effet de dissuasion.

Nous avons commencé par calculer le taux de remplacement réel, en divisant le montant des prestations payables aux chômeurs, d'après les données du profil vectoriel, par le montant du salaire hebdomadaire perdu selon l'ECPIE⁴. Les résultats de nos estimations des déterminants du taux de remplacement sont donnés au tableau 8. Nous y avons inclus à titre de variables explicatives toutes les variables sociodémographiques disponibles; l'année et le trimestre (pour expliquer les changements saisonniers et les changements découlant de la loi); et le salaire perdu (jusqu'à la puissance trois). Le salaire perdu sert ici à tenir compte du maximum de la rémunération assurable. Nous avons également inclus les semaines de prestations dont les chômeurs pouvaient se prévaloir. Enfin, nous avons inclus à la fois la mesure « réelle » du recours antérieur à l'assurance-emploi (le nombre de semaines à l'égard desquelles des prestations ont été touchées au cours des 60 derniers mois) et sa mesure « officielle » (le recours à l'assurance-emploi depuis juillet 1996).

Cette estimation révèle que, toutes choses étant égales par ailleurs, les taux de remplacement étaient inférieurs chez les femmes et chez les prestataires ayant des personnes à charge. Encore ici, on remarque dans les taux de remplacement moyens de vastes différences significatives entre les provinces et d'un trimestre à l'autre. De plus, le taux moyen de remplacement a augmenté en juillet 1998.

Nous avons également isolé une relation hautement significative entre le taux de remplacement et le salaire antérieur, ce qui n'est pas surprenant, compte tenu de l'existence du maximum de la rémunération assurable. Finalement, nous avons pu isoler avec beaucoup de précision les répercussions sur le premier groupe d'utilisateurs fréquents touchés par la nouvelle règle. Les prestataires qui avaient perçu des prestations pendant 20 à 40 semaines depuis juillet 1996 auraient vu leur taux de remplacement réduit d'un point de pourcentage. Nous avons estimé à 2,6 p. 100 cette réduction de 1,8 p. 100 dans les prestations. Les prestataires qui avaient touché des prestations pendant 40 à 60 semaines étaient censés voir leurs prestations réduites de 3,6 p. 100. Cette réduction était estimée à 4,3 p. 100. Notre estimation de la

³ Les limites de temps ainsi fixées pour cet échantillon se justifient du fait que nous voulons des mesures fidèles des taux de remplacement véritables, et que par conséquent, nous devons nous limiter aux demandes présentées au moment de l'ECPIE.

⁴ Même si toutes ces demandes ne correspondent pas nécessairement aux cessations d'emploi selon l'ECPIE, il s'agit probablement de la meilleure estimation du taux de remplacement « réel » à l'époque, selon la perception des chômeurs.

TABLEAU 8
Déterminants du taux de remplacement véritable

Régression du taux de remplacement				
Variable dépendante : (prestations hebdomadaires/salaire hebdomadaire selon l'ECPIE)				
	(1)		(2)	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Âge	0,001	(0,000)	0,001	(0,000)
Femmes	-0,035	(0,002)	-0,034	(0,002)
Personnes handicapées	-0,022	(0,010)	-0,024	(0,010)
Autochtones	-0,006	(0,005)	-0,009	(0,005)
Nombre de personnes à charge	0,001	(0,001)	-0,001	(0,001)
Minorité	-0,007	(0,007)	-0,005	(0,007)
Province				
Terre-Neuve	0,008	(0,003)	-0,021	(0,003)
Île-du-Prince-Édouard	0,000	(0,003)	-0,020	(0,003)
Nouvelle-Écosse	-0,002	(0,003)	-0,019	(0,003)
Nouveau-Brunswick	0,011	(0,003)	-0,004	(0,003)
Québec	-0,001	(0,003)	-0,013	(0,003)
Ontario	0,009	(0,003)	0,013	(0,003)
Manitoba	-0,006	(0,003)	0,000	(0,003)
Saskatchewan	0,001	(0,003)	0,002	(0,003)
Alberta	0,006	(0,003)	0,016	(0,003)
Trimestre				
Hiver	-0,011	(0,002)	-0,012	(0,002)
Printemps	-0,015	(0,002)	-0,015	(0,002)
Été	-0,014	(0,002)	-0,014	(0,002)
Année				
1985	-0,025	(0,003)	-0,018	(0,003)
1986	-0,024	(0,003)	-0,020	(0,003)
1987	-0,018	(0,003)	-0,016	(0,003)
Semaines d'admissibilité			0,095	(0,003)
Semaines utilisées (60 derniers mois)			0,008	(0,000)
Salaire perdu	-6,801	(0,231)	-6,449	(0,227)
Salaire perdu au carré	1,201	(0,039)	1,137	(0,038)
Salaire perdu 3	-0,071	(0,002)	-0,068	(0,002)
Antécédents réels				
Réduction 1%	-0,026	(0,002)	-0,024	(0,002)
Réduction 2%	-0,043	(0,005)	-0,038	(0,005)
Réduction 3%	-0,132	(0,025)	-0,129	(0,025)
Racine carré, rajustée	0,290		0,315	

réduction des taux de remplacement des personnes qui avaient touché des prestations pendant plus de 60 semaines était clairement hors de proportion, à plus de 13 p. 100. Cependant, c'est peut-être la taille très réduite de l'échantillon qui explique cette imprécision.

Il est également intéressant de constater que le taux de remplacement est généralement plus élevé chez les personnes dont la période d'admissibilité est longue (ce qui dénote probablement qu'elles font partie de la population active depuis plus longtemps). Enfin, les utilisateurs fréquents affichent des taux de remplacement plus élevés.

La présence de ces antécédents « officiels » de recours à l'assurance-emploi dans la régression nous permet d'établir le modèle (2)-(3), puisque ces variables sont clairement corrélées au taux de remplacement, mais qu'elles ne le sont cependant pas à la décision de présenter ou non une demande, car elles n'affichent qu'une corrélation lointaine avec les comportements antérieurs réels (qui sont connus et pris en considération). Nous avons donc établi notre estimation à (2)-(3), évaluant d'abord (3) comme une régression linéaire simple faisant appel à la méthode des moindres carrés à deux degrés. Le tableau 9 présente les résultats de ces calculs. On y voit que les femmes ont tendance à moins recourir à l'assurance-emploi, mais les personnes d'âge mûr ainsi que les prestataires ayant des personnes à charge, à y recourir davantage. On constate également d'importants écarts selon les saisons et entre les provinces. Les vastes différences par rapport à 1998 peuvent s'expliquer du fait qu'un grand nombre des demandes de prestations ultérieures sont encore actives. Il y a toujours une corrélation forte et positive entre le recours antérieur et le recours actuel. Selon les moindres carrés ordinaires (MCO), il y a une relation positive entre le taux de remplacement et le recours. Étonnamment, il y a une corrélation négative entre les semaines d'admissibilité et le recours. Ces deux derniers signes s'inversent lorsqu'on utilise des méthodes à deux degrés. La longueur de la période d'admissibilité devient plus naturellement corrélée à la durée d'utilisation, mais le taux de remplacement est désormais négativement relié à l'utilisation.

On obtient les mêmes résultats lorsqu'on estime (3) à l'aide de la méthode de Cox plutôt qu'au moyen d'une régression linéaire. La valeur prévue du taux de remplacement donnée au tableau 9 est intégrée à un modèle de Cox. Des écarts-types robustes sont calculés, et les résultats sont présentés au tableau 10. L'estimation de Cox confirme la corrélation entre des taux de remplacement plus élevés et la cessation du recours à l'assurance-emploi, ce qui représente une période d'utilisation plus brève. Même si ce résultat peut sembler paradoxal, il faut se souvenir que dans ce cas, le taux de remplacement a été établi à partir de l'échantillon limité de personnes ayant déjà été touchées par la réforme. Nous pouvons déduire de ce résultat que ces personnes continuent de recourir davantage à l'assurance-emploi que d'autres prestataires comparables.

TABLEAU 9
Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement

Régression du recours à l'assurance-emploi : moindres carrés ordinaires et à deux degrés
Variable dépendante : nombre de semaines de prestations pendant la demande

	MCO		MC2D	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Âge	0,002	(0,000)	0,006	(0,001)
Femmes	-0,106	(0,014)	-0,322	(0,022)
Personnes handicapées	0,187	(0,068)	0,038	(0,069)
Autochtones	0,164	(0,033)	0,101	(0,034)
Nombre de personnes à charge	0,096	(0,004)	0,088	(0,004)
Minorité	0,128	(0,048)	0,097	(0,048)
Province				
Terre-Neuve	0,364	(0,018)	0,196	(0,023)
Île-du-Prince-Édouard	0,305	(0,019)	0,147	(0,023)
Nouvelle-Écosse	0,185	(0,018)	0,048	(0,021)
Nouveau-Brunswick	0,239	(0,018)	0,191	(0,018)
Québec	0,072	(0,017)	-0,026	(0,018)
Ontario	-0,078	(0,018)	0,010	(0,019)
Manitoba	-0,112	(0,018)	-0,109	(0,018)
Saskatchewan	-0,002	(0,019)	0,009	(0,019)
Alberta	-0,045	(0,019)	0,064	(0,021)
Trimestre				
Hiver	0,054	(0,012)	0,003	(0,013)
Printemps	-0,135	(0,013)	-0,218	(0,015)
Été	0,032	(0,012)	-0,055	(0,014)
Année				
1985	1,008	(0,020)	0,998	(0,020)
1986	0,943	(0,016)	0,909	(0,017)
1987	0,783	(0,017)	0,731	(0,017)
Semaines d'admissibilité	-0,091	(0,018)	0,555	(0,056)
Semaines de prestations (60 derniers mois)	0,078	(0,003)	0,126	(0,005)
Salaire perdu	8,089	(1,509)	-34,685	(3,830)
Salaire perdu au carré	-1,356	(0,254)	6,183	(0,670)
Salaire perdu 3	0,075	(0,014)	-0,373	(0,039)
Taux de remplacement	0,189	(0,035)	-6,432	(0,546)
Racine carrée, rajustée	0,183		0,186	

TABLEAU 10
Recours à l'assurance-emploi et taux de remplacement

Recours à l'assurance-emploi : hasard proportionnel de Cox		
Variable dépendante : semaines de prestations perçues pendant la période de demande		
Âge	-0,008	(0,001)
Femmes	0,204	(0,023)
Personnes handicapées	0,036	(0,103)
Autochtones	-0,200	(0,051)
Nombre de personnes à charge	-0,057	(0,006)
Minorité	-0,156	(0,076)
Province		
Terre-Neuve	-0,428	(0,027)
Île-du-Prince-Édouard	-0,321	(0,030)
Nouvelle-Écosse	-0,118	(0,027)
Nouveau-Brunswick	-0,362	(0,027)
Québec	-0,022	(0,025)
Ontario	0,004	(0,026)
Manitoba	0,203	(0,027)
Saskatchewan	0,045	(0,028)
Alberta	-0,009	(0,029)
Trimestre		
Hiver	-0,208	(0,018)
Printemps	0,154	(0,019)
Été	-0,238	(0,020)
Année		
1985	-1,771	(0,030)
1986	-1,640	(0,025)
1987	-1,267	(0,024)
Semaines de prestations (60 derniers mois)	-0,071	(0,004)
Salaire perdu	30,066	(2,939)
Salaire perdu au carré	-5,383	(0,503)
Salaire perdu 3	0,328	(0,029)
Taux de remplacement	6,525	(0,283)
Pseudo racine carrée	0,020	

6. Prédiction

La règle de l'intensité peut avoir des répercussions sur les prestations de la majorité des prestataires de l'assurance-emploi. S'ils ne modifient pas leurs comportements en réaction à l'adoption de cette disposition, et toutes choses égales par ailleurs, 70 p. 100 des prestataires devraient voir leur taux de remplacement rabaissé à un niveau inférieur au maximum possible. Comme le montre le tableau 11, cela correspond à une réduction de plus de 2,5 p. 100 des sommes versées aux prestataires.

Nous avons trouvé des indications de certaines réactions à l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité. La plus évidente est l'augmentation du nombre de personnes cessant de demander volontairement des prestations une semaine avant la date limite à partir de laquelle leurs prestations futures risquent d'être réduites. Même si nous pensons que cet effet est statistiquement significatif, il est négligeable sur le plan financier. En supposant que tous les prestataires qui ont cessé de toucher des prestations à la 19^e semaine l'ont fait à cause de la règle de l'intensité, nous avons procédé à l'exercice suivant : nous nous sommes inspirés du niveau de hasard de base de la régression de Cox appliqué à l'échantillon « après », comme on le voit au tableau 6, pour comparer le recours moyen qu'on peut déduire de ce niveau de base et le recours moyen qu'on pourrait déduire du même niveau de base si le pic qu'affiche le hasard au cours de la semaine 19 était remplacé par une interpolation des hasards des semaines 18 et 20. La différence dans le recours moyen, implicite et attribuable au pic correspond à moins du quart d'une semaine.

Le contraire aurait certes été surprenant. Comme nous pouvons le constater, il s'agit d'un effet mineur qui peut être cerné assez facilement.

TABLEAU 11 La règle de l'intensité en perspective — Économies Réductions éventuelles des prestations associées à la règle de l'intensité			
<i>Le tableau qui suit montre les économies qui auraient été réalisées au chapitre des prestations d'assurance-emploi si la règle de l'intensité avait été appliquée pleinement en 1995, en 1996 et en 1997, selon les données du profil vectoriel des répondants de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE).</i>			
Demandes présentés en	Prestations payées dans le cadre de ces demandes (\$)	Économies qui auraient pu être réalisées en vertu de la règle de l'intensité (\$)	Économies en proportion des prestations (%)
1995	85 483 601	2 270 674	2,65 %
1996	97 677 638	2 446 643	2,51 %
1997	71 039 739	1 887 313	2,66 %

L'estimation du modèle structurel ne nous donne pas beaucoup plus d'indices. Même si les femmes semblent afficher un comportement différent en ce qui concerne le recours à l'assurance-emploi, elles ne paraissent pas avoir réagi différemment à la règle de l'intensité (ces résultats ne sont pas montrés ici). Le modèle révèle également que, compte tenu de notre stratégie d'identification, les personnes touchées par la nouvelle règle de l'intensité continuent de recourir davantage à l'assurance-emploi que les autres chômeurs comparables.

7. *Conclusions*

La règle de l'intensité instituée par la nouvelle *Loi sur l'assurance-emploi* peut avoir des répercussions sur une très forte majorité de prestataires. Si la formule avait été adoptée dans les années 1990, 70 p. 100 des prestataires auraient été touchés. Un prestataire sur cinq aurait vu son taux de remplacement réduit de cinq points, soit 9,1 p. 100. Des répercussions qui risquent d'être aussi vastes influenceront nécessairement les comportements.

Il ne fait aucun doute que cette disposition aura des répercussions importantes sur les décaissements de l'assurance-emploi, comme le confirment les indications montrant que les réactions comportementales à la mise en œuvre de la règle de l'intensité sont limitées et qu'elles n'ont qu'une faible influence économique (mais une influence statistique importante). Dans la mesure où l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) constitue un échantillon représentatif des cessations d'emploi (et d'éventuelles nouvelles demandes de prestations), les preuves montrent que la règle de l'intensité à elle seule pourrait représenter une réduction d'environ 2,5 p. 100 dans les versements de l'assurance-emploi.

Cependant, il faudra du temps pour déterminer les répercussions véritables de ce changement, à mesure que les antécédents d'emploi « réels » se rapprochent des antécédents « officiels », et que les prestataires commencent à subir le contrecoup des prestations réduites. Nous croyons avoir constaté les premiers signes de ce changement, mais les changements observés dans les comportements sont négligeables jusqu'à maintenant : une légère hausse du nombre de prestataires qui cessent de demander des prestations après 19 semaines, pour éviter que leur taux futur de remplacement ne soit réduit.

Il faudra suivre de près l'évolution de la situation. Outre un léger effet « de coin », nous avons constaté une réduction du nombre de semaines à l'égard desquelles des prestations sont demandées depuis l'entrée en vigueur de la règle de l'intensité. Pour l'instant, un modèle structurel formel ne peut permettre d'attribuer cette réduction directement à la nouvelle formule. Si l'on n'observe pas de résultats plus concluants à l'avenir, force nous sera de conclure que les chômeurs n'exercent pas autant de contrôle sur l'utilisation qu'ils font de l'assurance-emploi que les promoteurs de la réforme ne le supposaient. Si tel est le cas, la règle de l'intensité se traduirait simplement par une diminution du bien-être des chômeurs, sans amélioration correspondante du bien-être de la société dans son ensemble.

Bibliographie

AKERLOF, George A, et Hajime MIYAZAKI. « The Implicit Contract Theory of Unemployment Meets the Wage Bill Argument », *Review of Economic Studies*, 1980, n° 47, p. 312-338.

CORAK, Miles, et Wendy PYPER. *Firms, Industries and Cross-subsidies: Patterns in the Distribution of UI Benefits and Taxes*, Rapport présenté à Développement des ressources humaines Canada, 1995.

DRHC. *Guide de DRHC : Assurance-emploi*.

MORTENSEN, Dale T. « Unemployment Insurance and Job Search Decision », *Industrial and Labor Relations Review*, 1997, vol. 30, p. 505-517.

