

AC

*Les effets de l'inadmissibilité
découlant des dispositions
du projet de loi C-113
sur les taux de participation
à l'assurance-chômage
et à l'aide sociale*

par Peter Kuhn



Développement des
ressources humaines Canada

Human Resources
Development Canada

L'assurance-chômage
et le marché du travail

Canada

Août 1995

Also available in English

IN-AH-215F-08-95

AC

*Les effets du projet de loi
C-113 sur le taux de
présentation de demandes
d'assurance-chômage*

par Peter Kuhn
Université McMaster

L'assurance-chômage et
le marché du travail

Remerciements

Le présent document est le seizième d'une série de publications parrainée par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). Nous remercions Tom Crossley et Arthur Sweetman pour leur excellente contribution à la recherche. Le contenu de ce document demeure toutefois la seule responsabilité de l'auteur et ne reflète pas nécessairement le point de vue de DRHC.

Série d'évaluations de l'assurance-chômage

Dans le cadre de sa politique et de ses programmes, Développement des ressources humaines Canada (DRHC) s'engage à aider tous les Canadiens et les Canadiennes à vivre une vie productive et enrichissante et à promouvoir un milieu de travail juste et sécuritaire, un marché du travail compétitif avec équité en matière d'emploi et une solide tradition d'acquisition du savoir.

Afin de s'assurer qu'il utilise à bon escient les fonds publics pendant qu'il remplit cet engagement, DRHC évalue de façon rigoureuse dans quelle mesure les objectifs de ses programmes sont atteints. Pour ce faire, le Ministère recueille systématiquement des renseignements qui lui permettent d'évaluer le programme, son incidence nette et des solutions de rechange aux activités subventionnées par l'État. Les renseignements obtenus servent de point de départ pour mesurer le rendement et évaluer les leçons tirées en matière de politique stratégique et de planification.

Dans le cadre de ce programme de recherche évaluative, le Ministère a préparé une importante série d'études en vue de l'évaluation globale du programme de prestations ordinaires d'assurance-chômage. Les études ont été réalisées par les meilleurs experts en la matière, provenant de sept universités canadiennes, du secteur privé et de la Direction générale de l'évaluation. Même si chacune des études constitue une analyse distincte portant sur un point particulier de l'assurance-chômage, elles reposent toutes sur le même cadre analytique. L'ensemble de ces études représente la plus importante recherche évaluative en matière d'assurance-chômage jamais faite au Canada et s'avère par le fait même un ouvrage de référence capital.

La série d'évaluations de l'assurance-chômage permet d'éclairer le débat public sur une composante principale du système de sécurité sociale canadien.

I.H. Midgley
*Directeur général,
Évaluation*

Ging Wong
*Directeur,
Programmes d'assurance*



Table des matières

Résumé	7
Introduction	9
1. Effets sur le taux de présentation de demandes par des personnes quittant leur emploi et pénalisées	11
2. Les mécanismes de l'inadmissibilité à l'assurance-chômage en vertu du projet de loi C-113.....	29
3. Conclusion.....	44
Bibliographie	46
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage.....	47

Liste des tableaux

Tableau 1	Coefficients de régression des séries chronologiques pour les taux d'acceptation des demandes et le codage des cessations d'emploi	16
Tableau 2	Évaluation des effets du projet de loi C-21 sur les taux de présentation de demandes	18
Tableau 3	Évaluation des effets du projet de loi C-113 sur les taux de présentation de demandes	19
Tableau 4	Évaluation des effets du projet de loi C-113 sur les taux de présentation de demandes (comparaison entre 1992 et 1993).....	20
Tableau 5	Part des cessations d'emploi qui sont des personnes quittant volontairement leur emploi et qui se retrouvent au chômage, par âge	24
Tableau 6	Taux des personnes quittant volontairement leur emploi qui se retrouvent au chômage, par âge	25
Tableau 7	Taux global des personnes dont l'emploi cesse et qui se retrouvent au chômage, par âge	25
Tableau 8	Variation du taux de présentation de demandes et étiquetage des cessations	31
Tableau 9	Variations du taux de présentation de demandes et de l'étiquetage en contexte	33
Tableau 10	Moyennes des variables concernant le taux de présentation de demandes, par groupe et motif de cessation d'emploi	37
Tableau 11	Distribution de fréquence des motifs donnés par les DV et les Non-DV pour ne pas faire de demande d'a.-c. dans les 12 semaines de la cessation.....	37
Tableau 12	Évaluation des effets du projet de loi C-113 sur les variables liées au taux de présentation de demandes pour les DV	39
Tableau 13	Contribution de divers éléments à la variation du taux de présentation de demandes pour les DV.....	40
Tableau 14	Éléments du taux de présentation de demandes pour les DV (Modèles de probabilités linéaires).....	41
Tableau 15	Éléments du taux de présentation de demandes pour les DV (Modèles de probit).....	42

Liste des figures

Figure 1	Le cheminement de l'emploi à l'assurance-chômage et les effets possibles du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes.....	12
----------	--	----



Résumé

L'adoption du projet de loi C-113 a apporté, depuis avril 1993, deux modifications au régime ordinaire d'assurance-chômage du Canada. Pour la plupart des personnes, les prestations ont été réduites de 60 à 57 pour 100 de la rémunération assurable. Toutefois, les personnes qui quittent volontairement leur emploi sans motif valable ou qui ont été renvoyées voient leurs prestations réduites à zéro. Cette étude des effets du projet de loi C-113 s'efforce de répondre aux questions suivantes :

1. Quels ont été les effets de ce projet de loi sur les taux de présentation de demandes de prestations d'assurance-chômage par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi? Ceux-ci ont-ils diminué de façon très marquée? Un grand nombre de personnes ayant quitté volontairement leur emploi ont-elles été rendues inadmissibles aux prestations, ou, à cause de l'exception du « motif valable », le projet de loi n'a-t-il eu qu'un effet mineur sur le taux de présentation de demandes?
2. Quels sont les mécanismes qui ont fait que le projet de loi C-113 a réduit le taux d'acceptation des demandes de prestations faites par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi? Est-ce qu'un plus petit nombre d'entre elles ont fait une demande de prestations d'assurance-chômage? Y a-t-il eu davantage de demandes rejetées par DRHC et/ou est-ce que les travailleurs inadmissibles ont retrouvé un emploi plus rapidement qu'auparavant?

Nous élaborons dans ce document un cadre analytique pour décomposer cette diminution du taux de présentation de demandes en un ensemble d'éléments, chacun associé à un mécanisme différent d'adaptation à l'inadmissibilité. Ces mécanismes sont « l'effet de découragement » (moins de personnes ayant quitté volontairement leur emploi faisant une demande de prestations), un « effet de rejet » (davantage de demandes de prestations de personnes ayant quitté volontairement leur emploi rejetées par DRHC), et un « effet incitatif » (les personnes n'ayant plus droit à l'assurance-chômage sont de ce fait incitées à retrouver un emploi plus rapidement).

Nos conclusions révèlent que l'élément qui a le plus contribué à la diminution du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi a été « l'effet de découragement » puisqu'on peut lui imputer environ 78 pour 100 du total de la diminution. Cette diminution a été observée pour l'essentiel chez les travailleurs qui n'ont pas réussi à retrouver un emploi après avoir quitté le leur. La proportion de ce groupe demandant des prestations d'assurance-chômage est tombée de 73 à 49 pour 100. Une autre preuve de cet effet de découragement est la proportion de personnes ayant quitté leur emploi qui ne font pas de demandes de prestations parce qu'elles disent ne pas croire être admissibles à des prestations. Leur nombre a augmenté de 40 à 54 pour 100. La part de la diminution imputable à « l'effet de rejet » a été beaucoup plus faible. Nous n'avons pas trouvé de preuve d'effets incitatifs favorables de la perte des prestations d'assurance-chômage sur les taux de réemploi des travailleurs touchés.

Introduction



Le projet de loi C-113 a apporté deux modifications au régime ordinaire d'assurance-chômage qui sont entrées en vigueur au début d'avril 1993. Pour la plupart des personnes, les prestations ont été réduites de 60 à 57 pour 100 de la rémunération assurable. Toutefois, les personnes qui, selon DRHC, avaient quitté volontairement leur emploi (départs volontaires ou « DV »), ou avaient été congédiées, voyaient leurs prestations réduites à zéro. Étant donné que, dans l'ensemble, ces modifications de politique ont fait que les prestations d'assurance-chômage versées sont moins rémunératrices, on pourrait s'attendre à ce qu'elles aient eu un certain effet sur le nombre de personnes qui commencent à recevoir des prestations d'assurance-chômage.

L'objectif de ce document est d'évaluer si, en réalité, le projet de loi C-113 a eu un effet marqué sur le taux de présentation de demandes à l'assurance-chômage au Canada et, si oui, comment cet effet s'est manifesté. Une des façons dont le projet de loi C-113 pourrait permettre de réduire le nombre de personnes touchant des prestations d'assurance-chômage pourrait être, par exemple, en réduisant le nombre de personnes ayant quitté volontairement leur emploi qui demandent des prestations d'assurance-chômage. C'est ce que nous appelons l'effet d'inadmissibilité des DV, tout en signalant que cet effet peut être décomposé en un certain nombre d'éléments. En particulier, le pourcentage de DV demandant des prestations d'assurance-chômage peut chuter parce qu'il y en a moins à faire une demande (l'effet de découragement), parce qu'un plus grand nombre de ceux qui font une demande de prestations la voient rejetée (l'effet de rejet), ou parce que moins de travailleurs restent au chômage pendant assez longtemps pour demander des prestations d'assurance-chômage (« l'effet incitatif »). En vérité, il est possible que certains de ces effets fassent augmenter le nombre de demandes de prestations. On peut imaginer, par exemple, que si les agents locaux de l'assurance-chômage ne veulent pas imposer une inadmissibilité totale, l'effet de rejet du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes pourrait se traduire par une augmentation éventuelle de ce taux.

L'effet d'inadmissibilité, avec ses divers éléments, ne constitue pas le seul effet possible d'une mesure comme le projet de loi C-113. Celui-ci peut en effet avoir des répercussions sur les demandeurs d'assurance-chômage qui ne sont pas des DV étant donné que les prestations de ce groupe sont également coupées. Il y a donc un effet d'inadmissibilité sur les personnes autres que les DV. De la même façon, une coupure des fonds de l'assurance-chômage, que ce soit sous forme d'une réduction de 60 à 57 pour 100 pour les travailleurs mis à pied ou plus particulièrement de 60 pour 100 à zéro pour ceux qui quittent leur emploi, peut également réduire le nombre de personnes quittant leur emploi. C'est ce que nous appelons « l'effet inhibiteur ». Au lieu d'agir sur le nombre de personnes quittant leur emploi, une coupure de l'assurance-chômage comme celle imposée par le projet de loi C-113, qui touche davantage les personnes quittant volontairement leur emploi que celles qui quittent pour une autre raison, pourrait conduire tout simplement à une évolution de la composition des départs, c'est-à-dire du code utilisé sur le RE pour indiquer le motif du départ par les travailleurs et les sociétés, afin d'éviter l'inadmissibilité. C'est ce que nous appelons « l'effet de

...dans l'ensemble, ces modifications de politique ont fait que les prestations d'assurance-chômage versées sont moins rémunératrices, on pourrait s'attendre à ce qu'elles aient eu un certain effet sur le nombre de personnes qui commencent à recevoir des prestations d'assurance-chômage.

réétiquetage ». La figure 1, qui illustre le cadre de base pour l'analyse apparaissant dans ce rapport, montre que l'effet total de toute modification de politique comme celle du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes dépend d'une combinaison d'effets inhibiteurs, de réétiquetage, de découragement, de rejet et incitatifs. Il faut donc, pour comprendre ces effets, bien comprendre également tous les effets de ces éléments.

Nous avons au moins deux raisons de nous intéresser aux effets du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes. Tout d'abord, nous voulons savoir dans quelle mesure les modifications ont vraiment compliqué la tâche des travailleurs quittant leur emploi qui veulent obtenir des prestations d'assurance-chômage, et dans quelle mesure cela a permis de réduire, si réduction il y a eu, les coûts du système d'assurance-chômage¹. En second lieu, en isolant le mécanisme aboutissant à de telles modifications, nous pouvons apprendre beaucoup de choses sur le fonctionnement du régime d'assurance-chômage et sur la façon dont il est possible qu'il réagisse à l'avenir aux modifications de politique. Par exemple, si les réactions des travailleurs (et des entreprises) aux coupures de prestations pour un motif donné de départ sont pour l'essentiel de coder différemment le motif du départ, ces coupures pourraient avoir des effets beaucoup moins importants sur les travailleurs et sur les coûts du programme d'assurance-chômage que si elles rendaient les travailleurs réellement inadmissibles. On pourrait aussi percevoir de façon différente les coupures d'assurance-chômage si les travailleurs y réagissaient en retrouvant un emploi beaucoup plus rapidement au lieu d'être simplement dissuadés de faire des demandes de prestations.

Dans ce rapport, nous nous intéresserons essentiellement à l'ampleur des effets du projet de loi C-113 sur les taux de présentation de demandes et sur les dépenses du programme, ainsi qu'aux mécanismes précis de ces effets. Nous utiliserons pour cela des séries chronologiques agrégées et des données de micro-enquêtes par panel. Étant donné que les données de l'enquête par panel à notre disposition ne concernent que les travailleurs ayant quitté leur emploi au cours de deux mois précis (février et mai 1993), notre analyse des effets à moyen et à long terme du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes à la section 2 repose essentiellement sur deux ensembles de données chronologiques – l'un tiré de la base de données administratives des RE de DRHC, et l'autre de l'Enquête sur la population active de Statistique Canada (EPA). En abordant cette question, il est à la fois nécessaire et utile de modéliser les effets d'une modification de politique comparable qui est entrée en vigueur en novembre 1990, soit le prolongement, d'après les dispositions du projet de loi C-21, du délai de carence pour les départs volontaires, de trois à six semaines à sept à douze. Toutefois, comme aucune de nos données chronologiques ne contient des renseignements très détaillés sur les mécanismes précis de l'inadmissibilité à l'assurance-chômage, à la section 3, nous utiliserons les micro-données très détaillées de l'Enquête par panel auprès de chômeurs canadiens de DRHC pour étudier plus en détail les mécanismes par lesquels le projet de loi C-113 agit sur les taux de présentation de demandes et sur les dépenses du programme.

1 Un autre aspect très important de ces modifications, soit la mesure des difficultés que ces modifications ont imposées aux travailleurs, est abordé en détail dans un autre document de la même série préparé par Martin Browning : *Le revenu et le niveau de vie en période de chômage*.

1. Effets sur le taux de présentation de demandes par des personnes quittant leur emploi et pénalisées



Dans la présente section, nous évaluons les effets de deux modifications récentes de politique, la première en novembre 1990 avec le projet de loi C-21 et la seconde en avril 1993 avec le projet de loi C-113, sur le taux de présentation de demandes. Nous fournissons également des détails en ce qui concerne les mécanismes ayant provoqué ces modifications des taux de présentation de demandes. Nous avons utilisé des séries chronologiques provenant de deux sources : les données administratives des relevés d'emploi (RE) de DRHC et de Travail Canada et certains calculs particuliers qui nous ont été fournis par Statistique Canada à partir de l'enquête mensuelle sur la population active (EPA)².

Le principal avantage des données des RE, par rapport à celles de l'EPA, est qu'elles contiennent des renseignements sur les taux de présentation de demandes et qu'elles permettent de classer les personnes par catégorie en fonction des motifs de départ utilisés pour l'administration du régime d'assurance-chômage. Les principaux avantages des données de l'Enquête sur la population active sont qu'elles fournissent des données complètes sur une période plus longue, en particulier après l'entrée en vigueur du projet de loi C-113. Elles nous permettent de mesurer les départs qui ont abouti au chômage, qui présentent un plus grand intérêt ici que le total des départs, et elles nous permettent d'évaluer si le projet de loi a eu des conséquences sur le taux réel de départ ou juste sur l'étiquetage des départs (parce qu'elles fournissent des données sur l'emploi total également).

Données des relevés d'emploi

Les données utilisées dans cette section sont pour l'essentiel des séries chronologiques mensuelles du nombre de relevés d'emploi (RE) émis par DRHC et par Travail Canada. Il faut émettre un RE chaque fois qu'un travailleur quitte un employeur au Canada, et ce document est indispensable pour avoir droit à des prestations d'assurance-chômage. Les séries chronologiques commençaient en janvier 1985 et se terminaient en décembre 1993. Toutefois, étant donné qu'il faut de façon traditionnelle environ six mois pour finir de remplir un dossier, nous avons terminé notre analyse en juin 1993³.

En plus de compter le nombre total de RE émis chaque mois, l'ensemble de données utilisé ici établit la distinction par motif de départ déclaré sur la formule de RE. Alors que la liste des motifs possibles est assez détaillée, dans cette section nous nous intéressons uniquement à deux grandes catégories : « départ

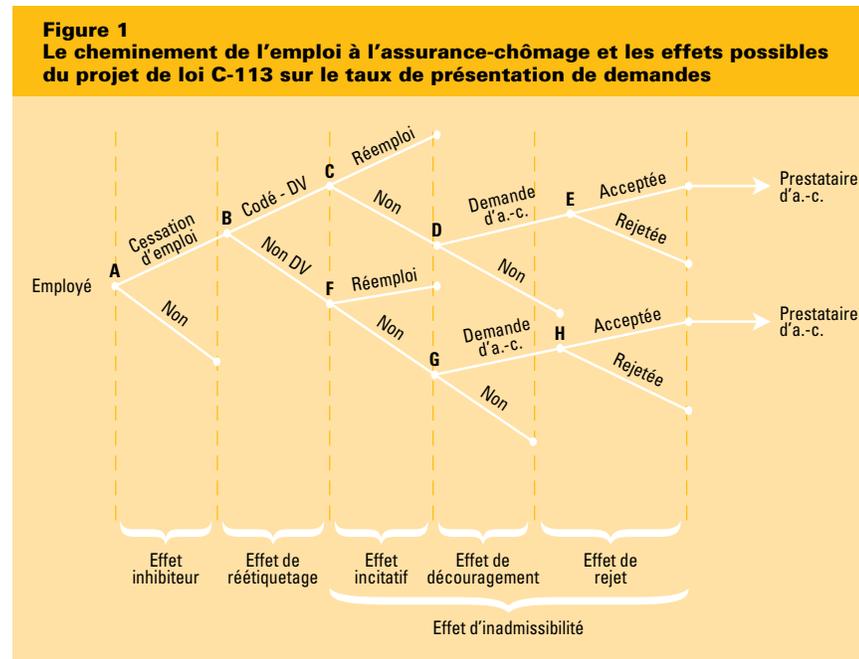
2 Les auteurs aimeraient remercier Garnett Picot et Debbie Tobalt de Statistique Canada, qui ont préparé ces séries et les ont mises gracieusement à notre disposition.

3 Une comparaison du fichier des RE de décembre 1993 (utilisé ici) avec ceux de septembre et de mai de la même année indique qu'après six mois, 95 pour 100 de toutes les variables sont fournies. L'essentiel de l'analyse dans cette section a également été réalisé sur un ensemble de données qui permet des ajustements pour tenir compte des déclarations incomplètes à partir des taux calculés pour les mises à jour précédentes. Les résultats sont très comparables.

volontaire » (DV) et « autre »⁴. Ces données révèlent également la proportion de RE émis au cours de chaque mois qui ont abouti à des prestations d'assurance-chômage au cours des quatre mois suivants. Il s'agit là de la mesure de base du taux de présentation de demandes que nous avons utilisée.

Cadre analytique

En ce qui concerne la figure 1, les données des séries chronologiques sur les RE nous fournissent des renseignements sur deux aspects de la transition de l'emploi à l'assurance-chômage. Le premier, conditionnel au départ d'un emploi, est le code affecté au départ (noyau B). Le second, conditionnel à ce code, est de savoir si la personne recevra des prestations d'assurance-chômage. Ces données ne fournissent aucun renseignement sur les étapes qui interviennent entre le codage et l'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage (réemploi, demande et acceptation/rejet; c'est-à-dire noyaux C, D et E fusionnés et noyaux F, G et H fusionnés). Nous pouvons donc uniquement évaluer les effets de réétiquetage et d'inadmissibilité totale à partir de ces données en procédant de la façon indiquée ci-dessous.



4 Étant donné que les travailleurs congédiés étaient également pénalisés par les projets de loi C-21 et C-113, il serait intéressant d'étudier cette catégorie de départs de façon distincte. Nous ne le faisons pas ici pour deux raisons. Tout d'abord, les congédiements n'apparaissent pas comme un motif distinct de départ jusqu'à 1990. En faisant l'hypothèse que les congédiements étaient codés comme « autre » avant 1990, la seule série chronologique cohérente de la composition des départs pour toute la période échantillonnée en est une qui regroupe les congédiements et les « autres » motifs de départ. En second lieu, les congédiements constituent un pourcentage beaucoup plus faible des départs que les départs volontaires. Si la législation avait eu un effet important quelconque sur la participation et l'étiquetage des départs, ce serait plus visible dans les données sur les personnes quittant leur emploi que dans celle sur les congédiements.

Pour une période donnée, la partie des travailleurs pour qui s’amorce une période de prestations à un moment quelconque dans les quatre mois qui suivent la fin de leur emploi (le taux d’acceptation des demandes de prestations ou DP) peut être exprimée de la façon suivante :

$$DP = DV(FDV) + (1-DV)(FAD), \quad (1)$$

où FDV est la fraction des personnes ayant quitté volontairement leur emploi qui demandent des prestations dans les quatre mois, FAD est la fraction des personnes ayant quitté pour une autre raison qui demandent des prestations dans les quatre mois et DV la part des départs étiquetée comme départs volontaires.

La différentielle totale de (1) donne :

$$dDP = DV dFDV + (1-DV) dFAD + (FDV-FAD)dDV, \quad (2)$$

qui traduit une petite variation de DP , dDP comme la somme de trois éléments. Ceux-ci sont, à leur tour, les effets imputables à la variation du taux d’acceptation des demandes des DV ($DV dFDV$), l’effet imputable à une variation du taux d’acceptation des demandes des autres départs ($(1-DV)dFAD$), et l’effet imputable à l’évolution de la composition des départs ($(FDV-FAD)dDV$).

En principe, les données des RE nous permettent alors de décomposer les effets des projets de loi C-21 et C-113 sur les taux de présentation de demandes en trois éléments : l’effet total d’inadmissibilité des DV, qui représente la diminution de la participation chez les groupes inadmissibles; l’effet de réétiquetage, imputable à un réétiquetage éventuel des départs volontaires en réponse à la modification de politique; et l’effet d’inadmissibilité sur les personnes autres que celles ayant quitté volontairement leur emploi, traduisant toute modification occasionnée au taux d’acceptation des demandes de ces personnes. Il est intéressant de signaler que, en plus de traduire l’inadmissibilité réelle des personnes n’ayant pas quitté volontairement leur emploi, le dernier effet se manifesterait également si le taux d’acceptation des demandes pour les départs volontaires qui sont codés comme des cessations d’emploi non volontaires est différent du taux de ceux auparavant codés comme n’ayant pas volontairement quitté leur emploi. Il n’est possible de décomposer ces effets totaux d’inadmissibilité en éléments imputables au réemploi, aux demandes et au rejet des demandes qu’avec les données de l’Enquête par panel auprès de chômeurs canadiens (EPCC). Cerner les effets inhibiteurs n’est possible qu’avec les données de l’Enquête sur la population active.

Dans le cas de variations finies des taux d’acceptation des demandes comme nous en avons trouvés, la décomposition en (2) peut être exprimée (en utilisant les pondérations de la première période pour les effets d’inadmissibilité et de débordement) sous la forme suivante :

$$DP2 - DP1 = DV1(FDV2 - FDV1) + (1-DV1)(FAD2 - FAD1) + (FDV2 - FAD2) (DV2 - DV1), \quad (3)$$

ou en utilisant les pondérations de la seconde période pour ces effets, soit :

$$DP2 - DP1 = DV2(FDV2 - FDV1) + (1-DV2)(FAD2 - FAD1) + (FDV1 - FAD1) (DV2 - DV1) \quad (4)$$

... données des RE nous permettent alors de décomposer les effets des projets de loi C-21 et C-113 sur les taux de présentation de demandes en trois éléments : l’effet total d’inadmissibilité des DV et l’effet d’inadmissibilité sur les personnes autres que celles ayant quitté volontairement leur emploi...

Nous ferons état ci-dessous des résultats obtenus pour les deux décompositions en (3) et en (4).

Contrairement à Anderson et Meyer (1994), qui calculent un modèle économétrique structurel dérivé de la théorie économique, nous retenons une approche de forme réduite plus agnostique tirant parti de la nature quasi expérimentale de l'adoption du projet de loi C-113. Il y a à cela deux grandes raisons. Tout d'abord, à notre avis, le principal avantage de l'approche structurelle est de permettre de prédire des effets des variations de politique différents de ceux que l'on constate réellement dans les données. Étant donné que le principal objectif de ce document est d'analyser les effets du projet de loi C-113 même, ces avantages ne nous concernent pas. Il est évident que « l'expérience naturelle » qui nous permet le mieux d'évaluer les effets du projet de loi C-113, qui constitue une modification de politique multidimensionnelle, est le projet de loi C-113 lui-même. En second lieu, le principal inconvénient de l'utilisation d'un modèle structurel défini de façon relativement étroite est que les prédictions qu'il donne ne sont exactes que si les hypothèses incorporées au modèle, y compris sa forme fonctionnelle et les hypothèses de répartition, sont correctes. Étant donné que, à la différence des avantages, cet inconvénient continue à être présent, nous avons décidé de ne pas utiliser un tel modèle. Au lieu de cela, nous avons simplement pris note du fait que, dans la mesure où l'adoption du projet de loi C-113 a été faite de façon orthogonale par rapport aux autres éléments ayant des conséquences sur le taux de présentation de demandes, on peut obtenir une évaluation sans parti pris des effets du projet de loi simplement à partir d'une comparaison des taux de présentation de demandes avant et après son adoption. Pour tenir compte de tout facteur qui ne serait pas orthogonal par rapport au projet de loi C-113, mais qui pourrait avoir des effets sur le taux de présentation de demandes, nous exerçons simplement un contrôle de ces facteurs dans un contexte de régression et interprétons les effets restants d'une variable nominale pour le projet de loi C-113 comme l'effet réel de ce projet de loi⁵.

Analyse de régression des séries chronologiques

Afin d'isoler les effets des modifications à l'assurance-chômage associés aux projets de loi C-21 et 113 sur les quatre séries de données des décompositions précédentes (*DP*, *CRS*, *F DV* et *DV*), nous allons procéder à des régressions sur les séries chronologiques de chaque série sur des variables nominales saisonnières, qui constituent des mesures de la situation agrégée des affaires, et des variables nominales sur les différents régimes d'admissibilité à l'assurance-chômage. Le premier de ces régimes était en vigueur avant l'adoption du projet de loi C-21, alors que le délai de carence des personnes ayant quitté volontairement leur emploi était de trois à six semaines; le deuxième correspond à la

5 Une autre solution que l'utilisation d'une variable nominale simple de politique serait de permettre des variations dans les paramètres non politiques avant et après l'entrée en vigueur du changement de politique, entraînant le calcul d'équations complètement distinctes avant et après. Étant donné le petit nombre d'observations, en particulier dans l'analyse des séries chronologiques dont on dispose ici – cela n'est pas réalisable. Comme nous ne pouvons trouver de bons motifs pour que les effets, par exemple, des facteurs saisonniers sur la composition des cessations d'emploi diffèrent avant et après le projet de loi C-113, il ne nous paraît pas qu'il s'agisse là d'un inconvénient important avec les données actuelles.

période pendant laquelle le projet de loi C-21 a été en vigueur, alors que le délai de carence était de sept à 12 semaines; le dernier, enfin, correspond aux trois derniers mois de notre échantillon, c'est-à-dire la période du projet de loi C-113, pendant laquelle les personnes ayant quitté volontairement leur emploi n'étaient pas admissibles à l'assurance-chômage.

Les principaux résultats de ces régressions apparaissent au tableau 1. Ils indiquent clairement, tout d'abord, que la probabilité qu'un travailleur qui a quitté un emploi fasse une demande de prestations d'assurance-chômage augmente fortement avec le taux de chômage. Cela est vrai toutes raisons de départ confondues ainsi que pour les départs volontaires et les départs non volontaires pris séparément. Il est pratiquement sûr que cela s'explique parce que, en période de récession, les travailleurs retrouvent un emploi moins rapidement et ont donc plus de chances d'avoir besoin de l'assurance-chômage. En second lieu, le pourcentage de départs volontaires diminue sensiblement quand le taux de chômage augmente. Cela peut s'expliquer soit parce que les travailleurs sont moins tentés de quitter un emploi pour se retrouver au chômage ou parce qu'un plus petit nombre de travailleurs ayant un emploi se voient offrir un autre emploi par d'autres employeurs. En troisième lieu, les régimes mis en place dans le cadre des projets de loi C-21 et C-113 ont eu un effet positif mais très faible à la fois sur le taux global d'acceptation des demandes et sur celui des personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi. L'explication de cet effet n'est pas très claire, mais il est important de se souvenir que ces résultats ont été calculés en tenant compte de tous les effets cycliques tels que mesurés par le taux de chômage. Quatrième point, les projets de loi C-21 et C-113 semblent avoir tous deux eu les effets négatifs attendus sur le taux d'acceptation des demandes chez les personnes ayant quitté volontairement leur emploi : le projet de loi C-21 semble avoir fait baisser ce taux d'environ 3 points de pourcentage et le projet de loi C-113 d'un autre 6 points de pourcentage. Enfin, il semble également, même si cela ne paraît pas dans les chiffres précédents, que les deux modifications de politique aient eu un effet marqué sur le codage des cessations d'emploi. Pendant la période d'application du projet de loi C-21, la partie des cessations d'emploi codées comme départs volontaires était inférieure de 5 points de pourcentage à ce qu'on aurait attendu en l'absence d'une modification de politique, étant donné les niveaux de chômage en vigueur à l'époque. Le projet de loi C-113 semble avoir entraîné une réduction additionnelle d'environ 1 point de pourcentage. Il semble donc que les personnes ayant quitté volontairement leur emploi aient été en mesure d'atténuer les effets des projets de loi C-21 et C-113 en codant de façon différente le motif de leur départ. Cet effet semble avoir été relativement important au moment de l'adoption du projet de loi C-21, mais beaucoup plus faible avec l'entrée en vigueur du projet de loi C-113.

Décomposition de l'effet total de l'adoption des projets de loi C-21 et C-113 sur les taux d'acceptation des demandes

Malgré le fait que les deux projets de loi C-21 et C-113 aient réduit les taux d'acceptation des demandes chez les personnes qui quittaient volontairement leur emploi, ils semblent n'avoir pas eu d'effets détectables sur le taux global d'acceptation des demandes. En vérité, les deux projets de loi semblent être liés à une augmentation non significative du taux global d'acceptation des demandes. Comment peut-on concilier ces résultats? On obtient quelques éléments de

Tableau 1
Coefficients de régression des séries chronologiques pour les taux d'acceptation des demandes et le codage des cessations d'emploi

Variable indépendante	Variable dépendante			
	DP (taux global d'acceptation des demandes)	FAD (taux d'acceptation des demandes pour les personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi)	FDV (taux d'acceptation des demandes pour les DV)	DV (part des départs volontaires dans les cessations d'emploi)
Taux de chômage	0,013* (0,002)	0,006* (0,002)	0,012* (0,001)	-0,022* (0,002)
Période 2 (nov. 1990 à mars 1993)	0,010 (0,006)	0,005 (0,006)	-0,029* (0,004)	-0,047* (0,005)
Période 3 (avril à juin 1993)	0,016 (0,013)	0,023 (0,012)	-0,086* (0,009)	-0,060* (0,011)
Nombre d'observations	102	102	102	102
R ² ajusté	0,920	0,650	0,940	0,930

Notes : Toutes les régressions contiennent un ensemble complet de variables nominales par mois plus un terme constant.
Erreurs standard entre parenthèses.
* Sensiblement différent de zéro à 99 pour 100.

réponse en appliquant les décompositions des équations (3) et (4) aux variations d'ensemble du taux de présentation de demandes pour quantifier les effets des divers éléments (inadmissibilité en raison d'un départ volontaire, inadmissibilité des personnes dont le départ est non volontaire et réétiquetage) sur la variation d'ensemble du taux de présentation de demandes.

Ces décompositions des effets du projet de loi C-21 sont présentées au tableau 2, les données ayant été ajustées pour tenir compte des cycles et des saisons dans le cas des DP, CRS, FDV et DV⁶. Dans la première partie du tableau, nous présentons les moyennes de ces séries pour toutes les périodes allant de janvier 1985 à octobre 1990 (avant l'adoption du projet de loi) et de novembre 1990 à mars 1993 (après son adoption). Toutes les séries ont été corrigées pour correspondre au niveau moyen de chômage pour la totalité de la période étudiée et pour être représentatives d'une année entière plutôt que d'un seul mois. Comme on l'a signalé auparavant, la modification de politique semble aller de pair avec une petite augmentation de 0,8 point de pourcentage du taux total d'acceptation des demandes. D'après le tableau 2, cette petite augmentation a été le résultat net de trois facteurs. Tout d'abord, le taux d'acceptation des demandes des personnes ayant

6 On a procédé à cet ajustement en procédant à un calcul de régression de chaque tendance dans le temps sur un ensemble de variables nominales pour le mois en question et pour le taux de chômage canadien, puis en utilisant les coefficients obtenus pour éliminer les éléments cycliques et saisonniers des séries. L'expérimentation avec diverses formes fonctionnelles et des structures décalées pour la variable cyclique – le taux de chômage – a donné des résultats pour l'essentiel comparables.

quitté volontairement leur emploi a baissé de 1,2 point de pourcentage (l'effet d'inadmissibilité associé aux départs volontaires). Si aucune des autres variables n'avait changé, cela aurait amené une réduction du taux d'acceptation des demandes de 0,3 point de pourcentage. En second lieu, la part des cessations d'emploi codées comme départs volontaires a diminué de 2,2 points de pourcentage. En soit, cela ferait augmenter le taux d'acceptation total d'environ 1/2 point de pourcentage (0,5 ou 0,6 point de pourcentage, selon la méthode de calcul utilisée), étant donné que les personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi ont davantage de chances de demander des prestations d'assurance-chômage que celles qui l'ont quitté volontairement, à cause de l'effet de réétiquetage. Cet effet de réétiquetage fait plus que compenser l'effet d'inadmissibilité, entraînant une petite augmentation nette du taux de présentation de demandes. Le reste de l'augmentation du taux total de présentation s'explique par une augmentation de 0,6 point de pourcentage du taux de présentation de demandes par des personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi, laquelle ne semble pas être expliquée par des effets saisonniers ni macroéconomiques. Toutefois, même si nous excluons cette augmentation du taux de présentation par des personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi, il semble que les pénalités imposées par le projet de loi C-21 aux personnes quittant volontairement leur emploi n'aient pas d'effets nets discernables sur le taux de présentation de demandes – d'après ces calculs, l'effet de réétiquetage induit fait plus que compenser l'effet d'inadmissibilité découlant directement de la modification de politique.

Tableau 2
Évaluation des effets du projet de loi C-21 sur les taux de présentation de demandes (Résultats tirés des séries chronologiques ajustées en fonction des éléments cycliques/saisonniers)

Variable	Avant	Après	Variation nette
Taux total d'acceptation des demandes de prestations (DP)	0,382	0,390	+0,008
Taux d'acceptation des demandes des DV (FDV)	0,197	0,185	-0,012
Taux d'acceptation des demandes des non-DV (FAD)	0,442	0,449	+0,006
Part des DV dans les cessations totales d'emploi (DV)	0,246	0,224	-0,022
Contribution de chaque variable à la variation nette du total des DP			
	Méthode 1 (pondération de la première période sur la variation de FDV)	Méthode 2 (pondération de la deuxième période pour la variation de FDV)	
Part du changement due à :			
Inadmissibilité des DV (variation dans FDV)	-0,003	-0,003	
Inadmissibilité des non-DV (variation dans FAD)	+0,005	+0,006	
Réétiquetage (variation de DV)	+0,006	+0,005	
Total	+0,008	+0,008	

Au tableau 3, nous procédons au même exercice pour les effets du projet de loi C-113. La partie supérieure montre les moyennes des séries corrigées pour tenir compte des cycles et des saisons pour les périodes de novembre 1990 à mars 1993 (avant l'adoption du projet de loi) et d'avril à juin 1993 (après son adoption). Comme ce fut le cas pour le projet de loi C-21, la modification de politique semble aller de pair avec une petite augmentation du taux d'acceptation des demandes total, qui est cette fois de 0,3 point de pourcentage. D'après le tableau 3, cette petite augmentation a été le résultat net de trois facteurs. Tout d'abord, le taux d'acceptation des demandes des personnes ayant quitté volontairement leur emploi a diminué de 3,2 points de pourcentage. Si aucune des autres variables n'avait changé, cet effet d'inadmissibilité aurait réduit le taux d'acceptation des demandes de 0,7 point de pourcentage. En second lieu, la part des cessations d'emploi codées comme des départs volontaires a diminué cette fois très légèrement, soit de seulement 0,2 point de pourcentage. En soit, cet effet de réétiquetage ferait grimper le taux d'acceptation total d'un dixième de point de pourcentage. Le reste de la petite augmentation du taux de présentation total s'explique encore ici par une augmentation de 1,2 point de pourcentage du taux de présentation par des personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi, ce qui ne semble pas s'expliquer par des effets saisonniers ou macroéconomiques. Aussi, comme en 1990, une augmentation inexplicée du taux de présentation de demandes chez les personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi joue un rôle important dans l'évolution du taux de présentation de demandes associé à la modification législative touchant essentiellement les personnes ayant quitté volontairement leur emploi. Si nous faisons disparaître cet effet et étudions les effets d'inadmissibilité et de réétiquetage touchant les personnes ayant quitté volontairement leur emploi uniquement, nos calculs indiquent alors que le projet de loi C-113 a réduit le taux total de présentation de demandes d'au plus six dixièmes de un pour cent. De façon intuitive, les raisons expliquant un effet si faible sont de deux ordres. Tout d'abord, l'effet apparent du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi n'est pas important, peut-être parce qu'une partie considérable de celles-ci, même avec les règles précédentes, quittaient leur emploi pour des raisons que DRHC jugeait comme valables. En second lieu, même si la diminution était importante, elle ne pourrait avoir un effet important sur le taux global d'acceptation des demandes parce que a) le taux d'acceptation des demandes des personnes ayant quitté volontairement leur emploi avant l'adoption du projet de loi C-113 était déjà relativement faible, et b) les personnes quittant volontairement leur emploi ne représentent qu'une petite part de l'ensemble des personnes qui se retrouvent sans emploi.

Enfin, pour vérifier la validité de ces calculs en fonction des techniques statistiques utilisées, nous tirons parti d'un élément fortuit qui est le calendrier d'adoption du projet de loi C-113 pour présenter des évaluations non paramétriques très simples de ces effets. Pour cela, nous procédons simplement à la décomposition ci-dessus en utilisant les niveaux moyens de chacune des séries ci-dessus avant et après la modification, en éliminant les effets saisonniers et cycliques et en procédant à un choix judicieux des périodes échantillonnées. Pour éliminer les effets saisonniers, nous utilisons les données des mois d'avril à juin uniquement, puisque ce sont les seuls mois pour lesquels on dispose de renseignements relativement complets sur la situation après l'adoption du projet

Tableau 3
Évaluation des effets du projet de loi C-113 sur les taux de présentation de demandes (Résultats tirés des séries chronologiques ajustées en fonction des éléments cycliques/saisonniers)

Variable	Avant	Après	Variation nette
Taux total d'acceptation des demandes de prestations (DP)	0,390	0,393	+0,003
Taux d'acceptation des demandes des DV (FDV)	0,185	0,153	-0,032
Taux d'acceptation des demandes des non-DV (FAD)	0,449	0,461	+0,012
Part des DV dans les cessations totales d'emploi (DV)	0,224	0,222	-0,002
Contribution de chaque variable à la variation nette du total des DP			
	Méthode 1 (pondération de la première période sur la variation de FDV)	Méthode 2 (pondération de la deuxième période pour la variation de FDV)	
Part du changement due à :			
Inadmissibilité des DV (variation dans FDV)	-0,007	-0,007	
Inadmissibilité des non-DV (variation dans FAD)	+0,009	+0,009	
Réétiquetage (variation de DV)	+0,001	+0,001	
Total	+0,003	+0,003	

de loi C-113. En second lieu, la seule année avant la modification pour laquelle nous pouvons utiliser des données est 1992, parce que les conditions macro-économiques aux seconds trimestres de 1992 et 1993, à la différence de 1991, étaient en vérité très comparables (avec des taux de chômage de 11,2 et 11,3 pour 100 respectivement)⁷. Alors que cela limite l'échantillon à trois mois seulement avant et après l'adoption du projet de loi C-113, il est utile de rappeler que les échantillons dans lesquels ces chiffres sont mesurés chaque mois sont très importants (un dixième de la population totale de personnes ayant quitté leur emploi au Canada), et même dans ces conditions, les nombres sont donc relativement précis.

Les résultats de cette comparaison sont présentés au tableau 4. Dans l'ensemble, les tendances y paraissent plus marquées mais suivent exactement le même modèle que pour les calculs paramétriques du tableau 3. D'après le tableau 4, le taux total d'acceptation des demandes a augmenté de 1,3 point de pourcentage, passant de 39,0 à 40,3 pour 100. Comme au tableau 3, c'est le résultat net d'une diminution (de 5,5 points de pourcentage) du taux d'acceptation des demandes des personnes ayant quitté volontairement leur emploi, d'une augmentation (de 2,6 points de pourcentage) du taux d'acceptation des demandes des personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi et d'une diminution de la proportion des départs volontaires par rapport à l'ensemble des cessations d'emploi de 1,2 point de pourcentage.

⁷ Malheureusement, on ne peut pas procéder à une comparaison aussi nette pour les périodes ayant précédé et suivi l'adoption du projet de loi C-21 et il n'y a donc pas d'autres solutions que les techniques de régression pour éliminer l'effet cyclique dans les variables.

... notre analyse des données des séries chronologiques des RE indique de façon assez fiable... que la diminution des prestations imputable au projet de loi C-113 n'a eu au maximum qu'un effet très faible sur le taux global de présentation de demandes...

En ne tenant compte que des effets d'inadmissibilité et de réétiquetage touchant les personnes ayant quitté volontairement leur emploi (et donc en ignorant l'augmentation inexpliquée du taux d'acceptation des demandes des personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi) la réduction la plus importante du taux global d'acceptation des demandes imputable au projet de loi C-113 est maintenant de huit dixièmes de point de pourcentage.

Dans l'ensemble, notre analyse des données des séries chronologiques des RE indique de façon assez fiable, ce qui n'est peut-être pas très surprenant, que la diminution des prestations imputable au projet de loi C-113 n'a eu au maximum qu'un effet très faible sur le taux global de présentation de demandes, inférieur à 1 point de pourcentage. Trois principales raisons expliquent cette situation : premièrement la diminution mesurée des demandes de prestations par le groupe le plus directement touché par le projet de loi – les personnes quittant volontairement leur emploi – a été en vérité assez faible, peut-être parce qu'on aurait estimé, même avec l'ancien système, que nombre de ces travailleurs avaient un motif valable de quitter leur emploi de toute façon; deuxièmement, même si la diminution du taux de présentation de demandes par les personnes quittant volontairement leur emploi avait été plus importante, elle n'aurait pas pu avoir un effet très marqué sur le taux global de présentation de demandes parce que le taux de présentation de demandes par des personnes quittant volontairement leur emploi était déjà au départ très faible et que ces personnes constituent une part relativement faible de toutes les personnes qui se retrouvent sans emploi; troisièmement, une partie de l'effet d'inadmissibilité découlant directement de la législation a été compensée par un petit réétiquetage des cessations d'emploi des personnes quittant volontairement leur emploi comme des cessations d'emploi de personnes ne

Tableau 4
Évaluation des effets du projet de loi C-113 sur les taux de présentation de demandes (Résultats de la comparaison non paramétrique entre avril-juin 1992 et avril-juin 1993)

Variable	Avant	Après	Variation nette
Taux total d'acceptation des demandes de prestations (DP)	0,390	0,403	+0,013
Taux d'acceptation des demandes des DV (FDV)	0,190	0,135	-0,055
Taux d'acceptation des demandes des non-DV (FAD)	0,439	0,465	+0,026
Part des DV dans les cessations totales d'emploi (DV)	0,199	0,188	-0,012
Contribution de chaque variable à la variation nette du total des DP			
	Méthode 1 (pondération de la première période sur la variation de FDV)	Méthode 2 (pondération de la deuxième période pour la variation de FDV)	
Part du changement due à :			
Inadmissibilité des DV (variation dans FDV)	-0,011	-0,011	
Inadmissibilité des non-DV (variation dans FAD)	+0,020	+0,021	
Réétiquetage (variation de DV)	+0,004	+0,003	
Total	+0,013	+0,013	

quittant pas volontairement leur emploi, ce qui aurait eu tendance à faire augmenter le taux d'acceptation des demandes parce que ces dernières personnes ont des taux d'acceptation des demandes plus élevés que celles qui quittent volontairement leur emploi.

L'analyse des données des RE dans cette section pourrait être encore plus précise à divers titres. Tout d'abord, malgré les problèmes bien connus d'identification des provinces dans les données des RE (imputable au fait que beaucoup de renseignements sont manquants et au problème de « siège social » – les RE sont quelquefois répertoriés en fonction du siège social d'une entreprise plutôt que de l'endroit où la personne travaillait réellement),⁸ il est peut-être utile d'utiliser ces renseignements pour améliorer nos contrôles des effets cycliques. En particulier, on pourrait procéder à une meilleure évaluation des effets cycliques sur toutes les variables endogènes étudiées ici en se servant de la composante asynchrone constituée par les variations du taux de chômage au sein d'une province pour cerner ces effets. En second lieu, il serait probablement possible d'intégrer certains renseignements plus démographiques comme le sexe et l'âge, en fusionnant le fichier des RE avec des renseignements extraits du fichier des NAS. Troisièmement, des techniques de régression plus poussées des séries chronologiques permettraient de préciser les calculs actuels. Enfin, il est essentiel de mettre à jour les calculs actuels avec des versions plus récentes du fichier des RE dès qu'elles deviennent disponibles, étant donné que les renseignements sur la situation après l'adoption du projet de loi C-113 sont très peu nombreux dans ce fichier.

Données de l'Enquête sur la population active

Une limitation des données de la série chronologique des RE est que, de par sa nature, elle est limitée à la population des personnes quittant leur emploi. Si ces données nous fournissent des renseignements sur le taux de présentation de demandes par des personnes quittant leur emploi ainsi que la répartition des motifs de cessation d'emploi, elles ne permettent pas de cerner un autre effet possible du projet de loi C-113, soit son effet sur le taux de cessations d'emploi lui-même. On s'est en particulier inquiété du fait que, en pénalisant les personnes qui quittent volontairement leur emploi, le projet de loi C-113 pourrait avoir forcé des personnes à conserver leur emploi qu'elles auraient autrement quitté, peut-être avec des motifs valables. Étant donné que ce type de diminution des cessations d'emploi apparaîtrait dans les données des RE sous forme de réétiquetage, nous avons besoin d'un ensemble de données fournissant des renseignements sur le taux global de cessations d'emploi en fonction de l'emploi afin d'évaluer si ce qui apparaîtrait comme un réétiquetage dans les séries chronologiques des RE en est bien un. Pour aborder ce problème, ainsi que pour corroborer nos conclusions de la section précédente avec un ensemble de données complètement différentes, nous avons analysé les données de l'enquête mensuelle sur la population active (EPA).

⁸ Il faut signaler que, dans l'analyse des questions touchant le taux de présentation de demandes, il n'est pas possible de venir à bout de ce problème en utilisant des renseignements géographiques tirés du Profil vectoriel parce que celui-ci n'est disponible que pour les prestataires uniquement.

Par opposition aux données des RE, celles de l'EPA constituent un échantillon mensuel de la population canadienne plutôt qu'un échantillon des personnes quittant leur emploi.

Les données de l'EPA utilisées ici sont les comptes mensuels de personnes, occupant diverses situations au sein de la population active, de janvier 1980 à décembre 1993. Par opposition aux données des RE, celles de l'EPA constituent un échantillon mensuel de la population canadienne plutôt qu'un échantillon des personnes quittant leur emploi. On peut toutefois parvenir, à partir de ces données, à une approximation du nombre de personnes qui se retrouvent sans emploi et au chômage en comptant le nombre de personnes actuellement au chômage qui ont travaillé au cours des quatre dernières semaines⁹. Comme l'EPA demande aux travailleurs actuellement au chômage pourquoi ils ont quitté leur dernier emploi, il est possible de classer leurs réponses par motif. Il est également intéressant de signaler que les motifs de cessation d'emploi de l'EPA sont déclarés par les travailleurs, non par les employeurs, et à la différence des RE, elles ne servent pas à l'administration du régime d'assurance-chômage. Dans cette mesure, il se peut qu'elle soit moins sensible au stimulant financier que représente l'admissibilité à l'assurance-chômage. Enfin, à la différence des RE, les données de l'EPA fournissent des renseignements mensuels sur le nombre de travailleurs ayant un emploi.

En utilisant le nombre de travailleurs ayant un emploi au cours du mois précédent comme base, cela nous permet de calculer la fraction des travailleurs employés ayant quitté leur emploi pour se retrouver au chômage. Nous pouvons ainsi cerner tous les effets inhibiteurs associés aux projets de loi C-21 et C-113, ce qui n'est pas possible avec n'importe quel autre ensemble de données utilisé ici.

Nous avons essayé d'utiliser plusieurs regroupements de motifs de cessation d'emploi de l'EPA. Le plus utile, aux fins de cette étude, est de désigner comme travailleurs ayant quitté volontairement leur emploi ceux qui invoquent des responsabilités personnelles ou familiales, aucune raison précise, ou qui déclarent être insatisfaits. Ce groupe de personnes ayant quitté volontairement leur emploi retient notre attention dans le reste de cette section. On procède toutefois à une désagrégation plus poussée en fonction de l'âge, parce qu'il y a des différences importantes et bien connues entre la tendance à quitter son emploi chez les travailleurs âgés et chez les jeunes travailleurs. L'échantillon est donc divisé en deux groupes en fonction de l'âge – 15 à 24 ans et 25 à 54 ans. Nous avons ensuite calculé les taux de chômage, de cessation d'emploi et de départ volontaire pour chaque groupe de façon distincte. Le groupe plus âgé est beaucoup plus important que le plus jeune; le nombre moyen de personnes occupant un emploi au cours de la période était de 8 051 733 et de 2 321 516 respectivement. Le nombre moyen de cessations d'emploi aboutissant au chômage par mois est toutefois fort comparable dans les deux groupes. La moyenne mensuelle des départs volontaires a été de 24 386 pour la catégorie des 25 à 54 ans, et de 21 292 pour le groupe de 15 à 24 ans. Les autres motifs de cessation d'emploi ont été invoqués par 168 961 et 129 470 personnes respectivement. On arrive donc à la conclusion que la proportion de départs volontaires et celle des cessations d'emploi sont beaucoup plus élevées au sein du groupe des personnes les plus jeunes.

⁹ Nous avons procédé à des essais avec différentes limites dans le temps, y compris huit et 16 semaines. Comme nous n'avons pas enregistré beaucoup d'observations additionnelles sur les motifs de cessation d'emploi avec des fenêtres plus larges, et comme quatre semaines se rapproche davantage de la mesure de l'arrivée au chômage que nous voulons mesurer, nous avons retenu cette limite de quatre semaines.

L'échantillon plus petit de ce groupe d'âge est en partie responsable de cette variance plus importante, comme on le verra dans les calculs de régression ci-dessous.

Cadre analytique

En se reportant à la figure 1, l'EPA fournit des renseignements sur ce qui s'est passé aux noyaux A et B, sans aucun renseignement sur le taux de présentation de demandes. Son principal avantage, par rapport aux données des RE, est de fournir une preuve indépendante de l'évolution des motifs de cessation d'emploi, tels que déclarés par les travailleurs (noyau B), et (parce qu'elle fournit des données sur les taux d'emploi) d'être la seule preuve disponible sur le taux de cessations d'emploi lui-même (noyau A). Les données de l'EPA nous indiquent en particulier si l'évolution des motifs de cessation d'emploi trouvée à la fois dans l'EPA et dans les RE tient essentiellement à des effets de réétiquetage ou inhibiteurs.

La fraction de départs volontaires (*Frac DV*) est égale au nombre de départs volontaires divisé par le nombre de cessations d'emploi (CESSA), ou encore, le taux de départs volontaires (*Qrate*) divisé par le taux de cessations d'emploi (*Srate*) comme indiqué en (1) :

$$Frac\ DV = DV/CESSA = (DV/EMPL) / (CESSA/EMPL) = Qrate / Srate.$$

Sous forme logarithmique :

$$\ln(Frac\ DV) = \ln(Qrate) - \ln(Srate),$$

le taux de départs volontaires et de cessations (*Qrate et Srate*) sont les fractions mensuelles de personnes qui d'après les mesures de l'EPA sont devenues des chômeurs. Les départs volontaires sont définis ci-dessus et les cessations d'emploi correspondent au total pour tous les motifs. En ce qui concerne les variations de politique, on peut obtenir les dérivés à partir de cette identité; elles sont calculées en utilisant les coefficients de régression présentés ci-dessous¹⁰. Pour faire la distinction entre les effets inhibiteurs et de réétiquetage, on peut utiliser la variation concomitante dans *Srate*. Si la réduction dans *Qrate* est entièrement attribuable au réétiquetage, alors *Srate*, qui est la somme de tous les types de cessations d'emploi, restera constante. À l'autre extrémité, s'il n'y a pas réétiquetage, *Srate* diminuera du même montant que *Qrate*, multiplié par la fraction des cessations d'emploi qui sont des départs volontaires (*DV*). La fraction des cessations d'emploi qui sont des *DV* diminuera dans les deux cas. Alors qu'elle diminuera (très) légèrement plus pour le réétiquetage, on ne peut pas l'utiliser de façon fiable pour faire la distinction entre les effets inhibiteurs et de réétiquetage. Le paramètre *Frac DV* est inclus essentiellement pour permettre une comparaison avec les données des RE.

10 Étant donné les propriétés de la régression des moindres carrés (RMC), les coefficients pour chaque variable dans les trois régressions doivent « s'ajouter » conformément à l'identité en (2). Les coefficients présentés ci-dessous ne proviennent toutefois pas de la RMC, mais ont été obtenus en utilisant la technique Cochrane-Orcutt GLS qui, si elle est préférable en présence d'erreurs autorégressives, ne fournit pas une « addition » au sens strict.

Il apparaît donc que le projet de loi C-21 n'a pas eu d'effets marqués sur la fraction des travailleurs qui se désignent eux-mêmes comme ayant quitté volontairement leur emploi. Le projet de loi C-113, par contre, a entraîné une réduction modeste de ces ratios.

Analyse de régression des séries chronologiques

Comme dans le cas des données des RE, on utilise la régression sur les séries chronologiques pour isoler les effets des différents régimes sur les principales séries en question. Les régressions sont utilisées avec deux variables nominales représentant les périodes pendant lesquelles les différentes politiques ont été en vigueur; les taux de chômage et l'indice national de l'offre d'emploi sont inclus ici pour saisir les effets cycliques; et une tendance d'évolution linéaire sert à compenser pour toutes modifications sous-jacentes au cours de la période qui ne seraient pas reliées aux modifications de politique qui nous intéressent. Les calculs des coefficients retenus sont présentés dans les tableaux 5 à 7.

Aucune des variables de politique n'est sensiblement différente de zéro pour le groupe des 25 à 54 ans. En ce qui concerne le groupe des 15 à 24 ans, les coefficients pour la période 2 (après l'adoption du projet de loi C-21), les variables nominales ne sont non plus jamais significatives mais, pour la période 3, le coefficient de ce groupe est statistiquement significatif dans les régressions de *Frac DV* et *Qrate*. Dans les deux cas significatifs, les coefficients sont négatifs. Le coefficient de -0,148 dans l'équation de *Frac DV* implique une diminution de 13,7 pour 100 du taux de *DV* pour le groupe des 15 à 24 ans qui coïncide avec la modification de politique du projet de loi C-113¹¹. Nous obtenons une idée approximative de l'ampleur de la variation en utilisant la moyenne, d'avant la politique, de la fraction des cessations d'emploi qui sont des départs volontaires : c'est 0,146. Une diminution de 13,7 pour 100 donne 0,126. Ce chiffre ne devrait être utilisé que pour obtenir une idée des amplitudes concernées. Il y a à l'évidence un certain nombre de facteurs cycliques et saisonniers à agir simultanément. Quand on procède à un calcul similaire pour le taux de départs volontaires, on

Tableau 5
Part des cessations d'emploi qui sont des personnes quittant volontairement leur emploi et qui se retrouvent au chômage, par âge. Coefficients de l'équation logarithmique (Fraction DV)
(Données de l'EPA)

Variable	15 à 24 ans	25 à 54 ans	15 à 54 ans
Indice de l'offre d'emploi	0,0003 (0,0006)	0,003* (0,0005)	0,002* (0,0005)
Taux de chômage	-0,070* (0,009)	-0,048* (0,015)	-0,046* (0,007)
Période 2	0,067 (0,049)	0,011 (0,052)	0,031 (0,038)
Période 3	-0,148* (0,060)	-0,077 (0,065)	-0,091* (0,047)
R ² ajusté	0,740	0,740	0,820

Notes :

(a) Résultats obtenus avec la technique de régression GLS de Cochrane-Orcutt.

(b) Tendance de temps et coefficients mensuels non montrés.

(c) Données de 128 observations entre jan. 1980 et déc. 1993.

(d) Erreurs standard entre parenthèses.

(e) * indique que le coefficient est significatif au niveau de 5 pour 100.

11 Puisqu'il s'agit d'une variable nominale dans une équation semi-logarithmique, l'effet en pourcentage de la variation dans la variable nominale sur la variable dépendante est : $[exp(b) - 1] * 100 \%$.

Tableau 6
Taux des personnes quittant volontairement leur emploi qui se retrouvent au chômage, par âge. Coefficients de l'équation logarithmique (Qrate)
(Données de l'EPA)

Variable	15 à 24 ans	25 à 54 ans	15 à 54 ans
Indice de l'offre d'emploi	0,0007 (0,0007)	0,003* (0,0005)	0,002* (0,0005)
Taux de chômage	-0,027* (0,011)	0,021* (0,015)	-0,009 (0,008)
Période 2	0,073 (0,059)	0,058 (0,053)	0,056 (0,042)
Période 3	-0,155* (0,073)	-0,086 (0,066)	-0,111* (0,051)
R ² ajusté	0,460	0,740	0,660

Notes :

(a) Résultats obtenus avec la technique de régression GLS de Cochrane-Orcutt.

(b) Tendances de temps et coefficients mensuels non montrés.

(c) Données de 128 observations entre jan. 1980 et déc. 1993.

(d) Erreurs standard entre parenthèses.

(e) * indique que le coefficient est significatif au niveau de 5 pour 100.

Tableau 7
Taux global des personnes dont l'emploi cesse et qui se retrouvent au chômage, par âge. Coefficients de l'équation logarithmique (Srate)
(Données de l'EPA)

Variable	15 à 24 ans	25 à 54 ans	15 à 54 ans
Indice de l'offre d'emploi	0,001* (0,0004)	0,003* (0,0005)	0,0003 (0,0003)
Taux de chômage	0,057* (0,006)	0,185* (0,017)	0,041* (0,005)
Période 2	0,014 (0,033)	0,001 (0,043)	0,026 (0,026)
Période 3	0,003 (0,041)	0,073 (0,059)	-0,002 (0,032)
R ² ajusté	0,880	0,800	0,890

Notes :

(a) Résultats obtenus avec la technique de régression GLS de Cochrane-Orcutt.

(b) Tendances de temps et coefficients mensuels non montrés.

(c) Données de 128 observations entre jan. 1980 et déc. 1993.

(d) Erreurs standard entre parenthèses.

(e) * indique que le coefficient est significatif au niveau de 5 pour 100.

constate une chute de 0,065 avant l'adoption du projet de loi C-113 à 0,055 après, une diminution de 14,4 pour 100. Il apparaît donc que le projet de loi C-21 n'a pas eu d'effets marqués sur la fraction des travailleurs qui se désignent eux-mêmes comme ayant quitté volontairement leur emploi. Le projet de loi C-113, par contre, a entraîné une réduction modeste de ces ratios.

Le régression de la variable *Srate* soulève la question de l'inhibition par rapport au réétiquetage au sujet de la réduction des départs volontaires. Les coefficients de cette variable de politique sont non significatifs de façon uniforme et les résultats des calculs sont positifs ou très proches de zéro. Un effet inhibiteur suppose

que le taux total de cessations d'emploi diminue. Cela ne s'est pas produit. À partir de l'identité (2), il est clair qu'étant donné que le nombre total de cessations d'emploi n'a pas été touché sensiblement par la politique, que la réduction de la fraction des personnes ayant quitté volontairement leur emploi est entièrement due au réétiquetage, ou pour le moins n'en est pas sensiblement différente.

Comme c'est habituellement le cas, les calculs du coefficient sont sensibles aux spécifications employées. Pour les régressions présentées ici, on a inclus une variable d'évolution dans le temps. Si on la retire, alors la variable de la période 3 prend de l'ampleur pour les régressions de *Srate* et *Qrate* et devient plus nettement significative pour le groupe des 15 à 24 ans. Ces mêmes coefficients pour le groupe des 25 à 54 ans deviennent également plus négatifs et plus significatifs. Tous les coefficients de la période 2 restent non significatifs en termes statistiques, mais prennent des valeurs plus négatives. Les coefficients de la variable de politique *Srate* restent non significatifs et près de zéro pour tous les groupes. Le résultat voulant que la réduction des départs volontaires soit entièrement attribuable au réétiquetage, sans effet inhibiteur significatif, reste stable, mais la quantité de réétiquetage peut augmenter. Une analyse résiduelle laisse croire toutefois qu'il vaut mieux inclure cette tendance. Il semble y avoir une tendance dans le temps à la fois pour le taux de cessations d'emploi et pour l'étiquetage des cessations d'emploi qui n'est pas reliée aux modifications de politique à l'étude. Nous avons aussi étudié d'autres caractéristiques afin de vérifier la solidité des résultats. Les principaux résultats résistent; une petite diminution de la fraction des départs volontaires aboutissant au chômage est associée à l'entrée en vigueur du projet de loi C-113, mais cette manifestation semble avoir son origine dans le réétiquetage des cessations d'emploi plutôt que dans l'inhibition. L'effet du projet de loi C-21, tel que traduit par les coefficients de la variable nominale pour la période 2, n'apparaît pas être sensiblement différent de zéro.

Dans l'ensemble, notre analyse des données des séries chronologiques de l'EPA fait apparaître trois choses. Tout d'abord, l'évolution de la répartition des motifs de cessation d'emploi, que nous avons observée ici et avec les données des RE lors de l'adoption des projets de loi C-21 et C-113, semble tenir entièrement au réétiquetage d'un nombre donné de cessations d'emploi plutôt qu'à l'effet inhibiteur sur les cessations d'emploi de ces modifications législatives. Ce qui nous conforte dans cette opinion est le fait que l'entrée en vigueur de ces projets de loi amène des modifications du taux de départs volontaires vers le chômage mais non pas du taux total de cessations d'emploi vers le chômage. En second lieu, nous savons maintenant quelque chose sur le segment de la population dans lequel intervient l'essentiel de ce réétiquetage : il s'agit essentiellement des travailleurs âgés de 15 à 24 ans. Troisièmement, par opposition à ce que nous avons constaté avec les données chronologiques des RE, il y a une preuve plus marquée dans l'EPA du réétiquetage imputable au projet de loi C-113 qu'au projet de loi C-21. Il faudrait pousser plus loin l'analyse pour expliquer cet écart, en particulier pour déterminer s'il s'explique simplement par le fait que les séries chronologiques de l'EPA couvrent une période plus longue après l'adoption du projet de loi C-113. En outre, une telle analyse devrait également

être menée en utilisant des statistiques désagrégées à l'échelle provinciale, ou au moins régionale, et des techniques économétriques plus poussées sur les séries chronologiques.

Économies réalisées du fait du projet de loi C-113

Par définition, le montant total des prestations d'assurance-chômage versées au cours d'une année donnée, TP , peut être exprimé sous la forme suivante :

$$TP = DP * PMD, \quad (5)$$

où le taux d'acceptation des demandes, DP , est le nombre total de demandes de prestations présentées, et le taux de prestations, PMD , est la prestation moyenne payée par demande de prestations. En faisant la distinction entre les deux termes de (5) en ce qui concerne une variable de politique, P , et en la réorganisant on obtient :

$$(1/TP) * (dTP/dP) = (1/DP) * (dDP/dP) + 1/PMD * (dPMD/dP). \quad (6)$$

Cela revient à dire que, pour des petites variations de TP , la variation en pourcentage des prestations totales payées (le terme gauche de l'équation) est une simple somme de la variation en pourcentage du taux d'acceptation des demandes (DP) et de la variation en pourcentage du taux de prestations (PMD).

Étant donné que le projet de loi C-113 comporte des dispositions qui allaient probablement avoir des effets sur le taux total d'acceptation des demandes ainsi que sur les prestations moyennes versées, l'équation (6) fournit une façon pratique d'agréger ces deux effets en un seul. En ce qui concerne le taux de prestations, PMD , le projet de loi C-113 a réduit les prestations hebdomadaires pour tous les prestataires d'assurance-chômage de 60 à 57 pour 100 de la rémunération assurable, une réduction de 5 pour 100. Stephen Jones, dans un document connexe, a constaté que le projet de loi C-113 n'avait pas entraîné de réductions de la durée des périodes de prestations et la meilleure évaluation que nous ayons faite de la diminution en pourcentage des prestations par demande imputable à ce projet de loi est également de 5 pour 100. D'après le tableau 4, où apparaît notre meilleure évaluation de l'effet total d'inadmissibilité du projet de loi C-113, celui-ci a entraîné une diminution d'environ 0,75 point de pourcentage du taux global d'acceptation des demandes (en prenant la somme de l'effet d'inadmissibilité et de réétiquetage pour les DV et en faisant la moyenne des méthodes 1 et 2). Comme le taux global d'acceptation des demandes par rapport aux cessations d'emploi se situe autour de 40 pour 100 dans ces données, cela donne (0,75 divisé par 0,4), ou approximativement une diminution de 1,9 pour 100 du taux d'ensemble d'acceptation des demandes. Globalement, nous évaluons donc que la réduction des dépenses imputable au projet de loi C-113 a été de 6,9 pour 100 (ou, pour des dépenses normales d'assurance-chômage en 1992 de 15,3 milliards de dollars, environ 1,06 milliard de dollars), dont seulement 1,9 pour 100, ou 290 millions de dollars, tient à la réduction des taux d'acceptation des demandes découlant de l'inadmissibilité des personnes ayant quitté volontairement leur emploi. Il est intéressant de noter que cette réduction totale correspond d'assez près à la réduction réelle des dépenses d'assurance-chômage d'environ 1 milliard de dollars entre 1992 et 1993 (Développement des ressources humaines

...nous évaluons donc que la réduction des dépenses imputable au projet de loi C-113 a été de 6,9 pour 100... dont seulement 1,9 pour 100... tient à la réduction des taux d'acceptation des demandes découlant de l'inadmissibilité des personnes ayant quitté volontairement leur emploi.

Canada, 1993)¹². Il est également intéressant de signaler que, si nous n'avions pas tenu compte de la possibilité de réétiquetage des cessations d'emploi dans notre analyse (en ne tenant compte que de l'effet d'inadmissibilité pour les *DV*), notre prédiction de la réduction des coûts aurait alors été $(5 + (1,1) \text{ divisé par } 0,4)$ 7,75 pour 100, ou 1,15 milliard de dollars). Les calculs des économies réalisées en raison des coupures faites au programme peuvent alors donner des résultats poussés à la hausse s'ils ne tiennent pas compte des variations imputables aux mesures prises par les personnes et les sociétés pour atténuer l'effet de ces coupures, comme le réétiquetage des cessations d'emploi. Si cette partialité n'est pas très importante dans le cas du projet de loi C-113, ce n'est toutefois pas toujours le cas, comme le montre notre calcul à plus grande échelle du réétiquetage découlant du projet de loi C-21 (voir tableau 2).

¹² Une des raisons pour cette proximité des résultats tient sans l'ombre d'un doute au fait que les situations macroéconomiques agrégées, au cours des deux années, étaient relativement comparables; il n'a donc pas été nécessaire de procéder à des ajustements pour ces facteurs.

2. Les mécanismes de l'inadmissibilité à l'assurance-chômage en vertu du projet de loi C-113

Dans quelle mesure l'inadmissibilité à l'assurance-chômage en vertu du projet de loi C-113 a-t-elle réduit le taux total d'acceptation des demandes? Est-ce que moins de travailleurs ont fait des demandes de prestations, ou y a-t-il eu tout simplement davantage de demandeurs à se voir refuser les prestations? Si les taux d'acceptation des demandes ont changé, pour quels travailleurs? Est-ce que les travailleurs ont présenté moins de demandes parce qu'ils trouvaient un nouvel emploi plus rapidement ou n'y a-t-il eu aucun changement dans les taux de réemploi? Alors que ce n'est pas le cas pour les données agrégées des RE et de l'EPA, ces renseignements sont disponibles dans l'ensemble des données de l'Enquête par panel auprès de chômeurs canadiens (EPCC). Toutefois, comme ce panel ne dispose de données que pour les travailleurs cessant de travailler immédiatement avant et après l'entrée en vigueur du projet de loi C-113 (février et mai 1993), ces données ne peuvent saisir que les effets à court terme de l'entrée en vigueur de ce projet de loi.

Les données de l'Enquête par panel auprès de chômeurs canadiens (EPCC)

L'EPCC est une enquête auprès des personnes cessant d'occuper leur emploi. Elle est conçue pour compléter les données administratives existantes dans l'analyse du régime ordinaire d'assurance-chômage du Canada. L'enquête a été commandée par DRHC, l'auteur de ce rapport a participé intensivement à sa conception et elle a été gérée par Ekos Research Associates. Elle présente un intérêt particulier pour l'évaluation des effets du projet de loi C-113 parce qu'elle est constituée de deux groupes ayant cessé d'occuper leur emploi, l'un entre le 1^{er} janvier et le 13 mars et l'autre entre le 25 avril et le 5 juin 1993. Il a donc été possible de tirer parti de la nature quasi expérimentale de la modification de politique intervenue au début d'avril pour évaluer ses effets.

La base de sondage pour l'EPCC est la population des personnes ayant reçu un formulaire de RE pendant l'une des deux périodes et ayant un numéro d'assurance sociale finissant par 5. À l'exception des personnes ayant reçu un relevé d'emploi parce qu'elles ont participé à un programme de travail partagé ou d'apprentissage, ou parce qu'elles ont pris leur retraite à l'âge de 65 ans, tous les RE émis, pour tous les motifs de cessation d'emploi, ont été retenus dans l'échantillon. Les personnes ont été interrogées deux fois, la première fois 23 à 29 semaines après avoir cessé de travailler et une autre fois 34 à 45 semaines après. Les taux de réponse à la première entrevue ont oscillé entre 70 et 75 pour 100 de l'échantillon fonctionnel et le taux global de conservation de la première à la seconde entrevue a été de 80 pour 100. D'après les renseignements disponibles pour l'ensemble de la population à partir des données administratives de DRHC, Ekos Research Associates a calculé des pondérations d'échantillonnage qui tiennent compte des non-réponses, de l'attrition de l'échantillon et de l'échantillonnage superposé des prestataires d'assurance-chômage dans l'enquête. Une troisième entrevue, prévue pour un peu plus d'un an après la cessation d'emploi initiale, est actuellement en cours.

L'EPCC est une enquête auprès des personnes cessant d'occuper leur emploi. Elle est conçue pour compléter les données administratives existantes dans l'analyse du régime ordinaire d'assurance-chômage du Canada.

Tel qu'indiqué dans un rapport préliminaire remis à DRHC par Browning, Jones and Kuhn sur ces données, l'EPCC semble être un échantillon représentatif d'environ six millions de cessations d'emploi survenant chaque année pour lesquelles on émet des RE. Sur ces cessations d'emploi, environ la moitié sont imputables à un « manque de travail » d'après la déclaration de l'employeur, 15 pour 100 sont des départs volontaires alors que le reste est constitué d'une grande diversité de codes, dont 18 pour 100 qui sont étiquetées « autre ».

Comparaison des séries chronologiques de données de l'EPCC et des RE

En comparant l'évolution des taux de présentation de demandes entre février et mai 1993 découlant de l'Enquête par panel auprès de chômeurs canadiens à celle découlant des données des séries chronologiques des RE, on obtient une indication du caractère représentatif des données de l'EPCC. Nous utilisons aussi les données des séries chronologiques pour comparer les variations entre février et mai 1993 des variables connexes au taux de présentation de demandes par rapport aux années antérieures. Cela nous permet d'apprécier la mesure dans laquelle les modifications survenues en 1993 sont sensiblement différentes de celles des années antérieures.

Les moyennes des variables connexes au taux de présentation de demandes pour les séries chronologiques des RE et pour les données de l'EPCC apparaissent dans les parties 1 et 2 du tableau 8. Les quatre variables disponibles à partir des deux sources sont très comparables. Le taux global de présentation de demandes a diminué de 6 à 7 points de pourcentage entre février et mai 1993. Le taux d'acceptation des demandes a diminué à la fois pour les départs volontaires et pour les personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi, avec une diminution légèrement plus importante pour le second groupe. Il apparaît à l'étude des deux sources de données qu'il y ait eu une augmentation de la part des départs volontaires dans les cessations totales d'emploi se situant entre 4 et 5 pour 100. Enfin, la partie 3 du tableau 8 montre la moyenne des trois codes les plus couramment utilisés sur les RE : manque de travail (A); « autre » (K) et DV (E). Cela nous permet d'obtenir des résultats plus précis dans les cas qui présentent un intérêt plus marqué pour le régime ordinaire d'assurance-chômage. Comme les personnes qui quittent leur emploi tout simplement pour en occuper un autre présentent peu d'intérêt pour le système d'assurance-chômage, les travailleurs ayant indiqué que c'était leur cas sont exclus de l'échantillon d'analyse de l'EPCC dans la présente section. Comme on pouvait s'y attendre, ces limites à l'échantillon ont fait augmenter la proportion de personnes ayant quitté volontairement leur emploi demandant des prestations d'assurance-chômage, et réduit la part de celles ayant quitté volontairement leur emploi dans l'échantillon. L'importance des variations entre février et mai pour les quatre variables a également changé, mais on constate toutefois la même évolution d'ensemble : les taux d'acceptation des demandes ont baissé à la fois pour les départs volontaires et non volontaires, mais nettement plus pour les départs volontaires. Cela correspond aux résultats attendus étant donné qu'on pouvait prévoir que les travailleurs quittant leur emploi pour en occuper un autre, lesquels sont maintenant exclus de l'analyse, auraient peu d'effet sur les demandes de prestations. La part des cessations d'em-

ploi allant aux personnes ayant quitté volontairement leur emploi augmente encore, mais beaucoup moins qu'auparavant. Cela laisse entendre que l'essentiel, mais pas la totalité, de l'augmentation de février à mai de la part des départs volontaires est imputable à une augmentation de la mobilité d'emploi à emploi plutôt qu'à des cessations d'emploi pour aller au chômage.

Tableau 8
Variation du taux de présentation de demandes et étiquetage des cessations
(Données de diverses origines)

	Fév. 1993	Mai 1993	Variation de fév. à mai
1. Données des RE			
<i>DP</i> (taux global d'acceptation des demandes dans les 4 mois)	42,1	36,0	-6,1
<i>FDV</i> (Taux d'acceptation des demandes des <i>DV</i>)	18,7	12,3	-6,4
<i>FAD</i> (Taux d'acceptation des demandes des non- <i>DV</i>)	47,3	43,0	-4,3
<i>DV</i> (part des <i>DV</i> dans les cessations)	18,2	22,6	+4,4
2. Données de l'EPCC Pas de restriction d'échantillon)			
<i>DP</i> (taux global d'acceptation des demandes dans les 12 semaines)	41,2 (6 117)	34,5 (6 046)	-6,7
<i>FDV</i> (Taux d'acceptation des demandes des <i>DV</i>)	18,0 (1 091)	11,3 (950)	-6,7
<i>FAD</i> (Taux d'acceptation des demandes des non- <i>DV</i>)	46,3 (5 026)	41,3 (5 096)	-5,0
<i>DV</i> (part des <i>DV</i> dans les cessations)	17,7 (6 257)	22,0 (6 194)	+4,3
3. Données de l'EPCC (échantillon pour analyse*)			
<i>DP</i> (taux global d'acceptation des demandes dans les 4 mois)	41,9 (4 769)	38,2 (4 940)	-3,7
<i>FDV</i> (Taux d'acceptation des demandes des <i>DV</i>)	23,4 (803)	16,2 (627)	-7,2
<i>FAD</i> (Taux d'acceptation des demandes des non- <i>DV</i>)	45,5 (3 966)	42,9 (4 313)	-2,6
<i>DV</i> (part des <i>DV</i> dans les cessations)	16,2 (4 888)	17,3 (5 074)	+1,1

Notes :

* Limité aux codes «A» (manque de travail), «E» (*DV*) et «K» («autre») des RE en excluant les personnes qui ont déclaré quitter leur emploi pour en occuper un autre.

(a) Nombre d'observations valides pour chaque variable entre parenthèses.

(b) Tous les calculs utilisent les pondérations d'échantillon fournies par Ekos Research Inc.

Alors que les modifications dont il est fait état au tableau 8 mesurent les variables qui nous intéressent juste avant et après la modification de politique découlant des dispositions du projet de loi C-113, ce serait une erreur que de conclure qu'elles mesurent les effets de cette modification de politique. Comme l'analyse précédente l'a montré, toutes les variables sont fortement saisonnières et l'évolution des variations entre février et mai pourrait bien n'illustrer que des effets saisonniers normaux. Pour vérifier cette possibilité, on a utilisé les données des RE pour comparer les variations de toutes ces variables en février-mai de 1993, avec celles des années précédentes (tableau 9). Les résultats de cet exercice sont frappants : par beaucoup d'aspects, 1993 au lieu d'être sensiblement différente à cause de l'entrée en vigueur du projet de loi C-113, a été une année parfaitement typique. En particulier, nous avons constaté en premier que le taux global de présentation de demandes a diminué de façon typique de février à mai en moyenne de 6,5 pour 100. La diminution de 6,1 pour 100 survenue en 1993 était parfaitement normale à ce titre, indiquant une fois encore que le projet de loi C-113 n'a pas eu d'effets détectables sur le taux global de demandes. En second lieu, le taux de présentation de demandes par des personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi a également baissé de façon typique de février à mai en moyenne de juste un peu plus de 6 points de pourcentage. La diminution de cette variable en 1993 semble être légèrement inférieure à celle des années précédentes, mais l'importance de cette différence relativement faible n'est pas claire. Troisièmement, la seule variable qui a réagi de façon manifestement atypique en 1993 est le taux de présentation de demandes par les personnes ayant quitté volontairement leur emploi, qui a diminué de façon plus marquée entre février et mai 1993 qu'au cours de toute année précédente pour laquelle nous disposons de données. En vérité, la différence entre 1993 et la moyenne entre 1985 et 1992 pour la fraction des personnes ayant quitté volontairement leur emploi donne une évaluation de l'effet du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes par les personnes ayant quitté leur emploi de -3,5 points de pourcentage, ce qui est pratiquement identique aux résultats obtenus aux tableaux 1 et 3. Enfin, la proportion des cessations d'emploi étiquetées comme départs volontaires augmente de façon typique entre février et mai d'en moyenne 5 points de pourcentage. L'augmentation de cette variable en 1993 de 4,4 pour 100 n'est pas vraiment différente des résultats enregistrés les années précédentes.

Tableau 9
Variations du taux de présentation de demandes et de l'étiquetage en
contexte – 1985-1992

Variation du pourcentage de février à mai :

	<i>DP</i> (taux global d'acceptation des demandes)	<i>FDV</i> (Taux d'acceptation des demandes des DV)	<i>FAD</i> (Taux d'acceptation des demandes des non-DV)	<i>DV</i> (part des DV dans les cessations)
1985	-8,7	-3,7	-8,8	+5,7
1986	-5,7	-2,5	-5,8	+3,7
1987	-6,9	-3,4	-6,7	+5,1
1988	-6,4	-3,2	-6,1	+5,6
1989	-6,6	-3,7	-6,7	+4,2
1990	-3,6	-1,5	-3,5	+3,1
1991	-7,3	-2,2	-6,4	+6,5
1992	-6,9	-3,2	-6,0	+5,9
Moyenne, 1985-1992	-6,5	-2,9	-6,3	+5,0
1993	-6,1	-6,4	-4,4	+4,4

Dans l'ensemble, le tableau 9 et les analyses précédentes de séries chronologiques laissent entendre que le seul effet mesuré de façon fiable du projet de loi C-113 dans les données des RE est une diminution relativement modeste de la proportion des personnes ayant quitté volontairement leur emploi demandant des prestations d'assurance-chômage. En effet, les diminutions du taux global de présentation de demandes entre les groupes de février et de mai dans l'EPCC, ainsi que la diminution du taux de présentation de demandes par les personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi, plutôt que d'être les effets du projet de loi C-113 apparaissent obéir à des facteurs saisonniers. Cela est également vrai pour une partie de la diminution du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi, diminution observée dans les données de l'enquête, mais pas pour la totalité puisque la diminution de 1993 de cette variable est vraiment atypique par rapport aux années précédentes. Pour cette raison, nous allons maintenant nous pencher sur cette diminution du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi en utilisant des données de l'EPCC. Alors que cette variation d'ensemble constitue probablement une surévaluation des effets du projet de loi C-113, la compréhension de la façon dont ce changement est intervenu fournit des renseignements utiles sur les principaux effets du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes – le comportement en matière de demandes de prestations d'assurance-chômage des travailleurs qui ont quitté leur emploi.

Taux de présentation de demandes selon les données de l'EPCC

Cadre analytique

En règle générale, le fait que les travailleurs qui quittent leur emploi touchent des prestations d'assurance-chômage pendant une certaine période dépend, d'abord, du fait qu'ils aient ou non trouvé un nouvel emploi depuis qu'ils ont arrêté de travailler; en second lieu, du fait qu'ils présentent ou non une demande de prestations d'assurance-chômage; et, en troisième lieu, du fait que DRHC accepte ou non cette demande. À la différence des données des séries chronologiques des RE et de l'EPA, l'EPCC fournit des renseignements sur chacun de ces éléments, nous permettant de documenter la façon dont les travailleurs ont perdu l'admissibilité aux prestations d'assurance-chômage à la suite de l'adoption du projet de loi C-113. Pour reprendre la formulation de la figure 1, nous pouvons maintenant étudier séparément les éléments de l'effet d'inadmissibilité pour les personnes ayant quitté volontairement leur emploi, c'est-à-dire les événements qui se passent aux noeuds C, D et E.

De façon plus formelle, la probabilité de présenter une demande de prestations d'assurance-chômage peut être formulée de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \text{Prob} &= \text{Prob}(\text{Demande prest.} / \text{Fait demande et} & (7) \\ (\text{Demande} & \text{Réemployé}) \times \text{Prob}(\text{Fait demande} / \text{Réemployé}) \\ \text{prest.}) & \times \text{Prob}(\text{Réemployé}) + \text{Prob}(\text{Demande prest.} \\ & / \text{Fait demande et Non réemployé}) \times \text{Prob}(\text{Fait demande} \\ & / \text{Non réemployé}) \times \text{Prob}(\text{Non réemployé}). \end{aligned}$$

L'expression (7) fait l'hypothèse qu'il n'est pas possible d'obtenir des prestations d'assurance-chômage sans en faire la demande; il est toutefois possible pour les personnes qui sont réemployées dans un intervalle donné après avoir cessé de travailler de faire une demande de prestations d'assurance-chômage pendant ce temps, puisqu'ils peuvent faire une demande avant d'avoir trouvé un autre emploi ou après expiration d'un emploi temporaire. À ce titre, cette expression généralise le cadre conceptuel plus simple défini à la figure 1. Avec une formulation compacte, on peut écrire (7) de la façon suivante :

$$C = TDAE \times DRE \times R + TDN \times PD \times (1-R), \quad (8)$$

où TDAE est le taux d'acceptation des demandes des demandeurs ayant trouvé un autre emploi, DRE est le taux d'acceptation des demandes des travailleurs réemployés, R est une fraction des travailleurs qui sont réemployés, etc.

La différentielle totale de (8) donne :

$$dC = DRE(R)dTDAE + PD(1-R)dTDN + TDAE(R)dDRE + TDN(1-R)dPD + (TDAE DRE - TDN PD)dR. \quad (9)$$

La variation totale du taux d'acceptation des demandes peut alors être décomposée en cinq termes. Les deux premiers donnent la variation de C qui est imputable aux variations du taux de premières demandes pour les personnes qui ont présenté des demandes d'assurance-chômage, le premier pour les personnes qui ont obtenu un nouvel emploi depuis qu'elles ont cessé de travailler et le second pour les personnes qui n'ont pas trouvé un autre emploi. Ces deux varia-

tions prises ensemble constituent ce que nous avons appelé l'effet de rejet. Les deux termes suivants donnent la variation de C due aux variations des taux de présentation de demandes, gardant constante la fraction des demandes de prestations acceptées et des travailleurs qui réussissent à se trouver un autre emploi. C'est ce que nous avons appelé l'effet de découragement. Le dernier terme donne les effets de la variation de la fraction des travailleurs qui sont réemployés, l'effet incitatif.

Dans le cas des variations finies des taux d'acceptation des demandes que nous pourrions trouver dans ces données, la décomposition de (9) peut se faire sous la forme :

$$C2 - C1 = (TDAE2 - TDAE1) DRE2 R2 + (TDN2 - TDN1) PD2 (1-R2) \quad (10) \\ + (DRE2 - DRE1) TDAE1 R2 + (PD2 - PD1) TDN1 (1-R2). \\ + (R2 - R1) (TDAE1 DRE1 - TDN1 PD1)$$

Selon qu'on utilise les pondérations de la première ou de la seconde période dans diverses parties de (10), il y a maintenant trois autres façons de formuler cette décomposition. Dans l'analyse qui suit, on présente les résultats des quatre méthodes.

Afin de mettre en oeuvre la décomposition dans (10), il faut disposer de contreparties empiriques aux concepts mesurés ici. En particulier, comme le délai entre le moment de la collecte des données des RE et celui de l'enquête pour les personnes de l'échantillon a varié, et comme il a varié de façon systématique entre les deux groupes, on ne peut pas simplement comparer globalement les demandes de prestations, le réemploi et le taux de présentation de demandes en fonction de la date d'enquête. C'est pourquoi nous avons retenu une période de 12 semaines à compter de la date des RE de chaque personne et déterminé ensuite si chacune d'elles avait ou non trouvé un nouvel emploi, demandé des prestations d'assurance-chômage et/ou commençait à recevoir des prestations d'assurance-chômage dans cette période de 12 semaines. Nous avons retenu cette période de 12 semaines parce qu'elle correspond au délai de carence maximum en vigueur avant avril 1993. En procédant de cette façon, nous avons constaté que les données comprennent un certain nombre de personnes qui ont commencé à recevoir des prestations d'assurance-chômage même si elles avaient déclaré n'avoir pas fait de demandes. Nous avons décidé que, par définition, elles avaient fait des demandes et nous avons donc modifié les données en conséquence.

On trouvera au tableau 10 les moyennes de base des variables mesurant le réemploi, les demandes de prestations d'assurance-chômage et le taux de présentation de demandes, à la fois pour les départs volontaires et non volontaires. Celles-ci indiquent que, dans l'ensemble, les personnes ayant quitté volontairement leur emploi ont travaillé un plus grand nombre de semaines au cours des 12 premières depuis leur cessation d'emploi que celles qui n'avaient pas quitté volontairement leur emploi, même en excluant les personnes qui ont quitté leur emploi pour en occuper un autre. Cela tient sans doute au fait que les travailleurs sont probablement plus enclins à quitter volontairement leur emploi quand leurs perspectives de trouver un nouvel emploi sont bonnes, même si la différence n'est pas importante (environ la moitié d'une semaine). Il est intéressant de signaler que le réemploi a baissé entre février et mai. Ce n'est pas l'effet auquel on aurait pu s'attendre d'un effet incitatif du projet de loi C-113. La proportion des personnes

*...pour n'avoir pas
déposé de demandes
de prestations... la
raison la plus souvent
invoquée, dans 38
pour 100 des cas, est
que les demandeurs
ne croyaient pas être
admissibles aux
prestations... ce qui
laisse entendre que
les travailleurs pra-
tiquent beaucoup
« l'auto-censure »...*

ayant quitté volontairement leur emploi et faisant une demande de prestations d'assurance-chômage est beaucoup plus faible que dans le cas des personnes ne l'ayant pas quitté volontairement, et diminue, tel qu'on pouvait s'y attendre, entre février et mai. Toutefois, elle diminue également pour les personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi. Enfin, comme on l'a vu précédemment, le taux global d'acceptation des demandes qui représente une combinaison de tous les facteurs ci-dessus, diminue pour les personnes ayant quitté volontairement leur emploi et celles ne l'ayant pas quitté volontairement, mais davantage pour les premières.

On trouvera au tableau 11 les raisons fournies par les répondants à l'enquête pour n'avoir pas déposé de demandes de prestations. Dans l'ensemble, la raison la plus souvent invoquée, dans 38 pour 100 des cas, est que les demandeurs ne croyaient pas être admissibles aux prestations. C'est en particulier le cas de travailleurs qui ont quitté leur emploi, ce qui laisse entendre que les travailleurs pratiquent beaucoup « l'auto-censure » avant de décider de faire une demande de prestations. Il est intéressant de signaler que le pourcentage des travailleurs ayant quitté volontairement leur emploi et ne faisant pas de demandes de prestations pour cette raison a augmenté considérablement entre février et mai, passant de 40 à 54 pour 100. Cela indique que l'effet de découragement pourrait fort bien jouer un rôle dans la diminution des demandes de prestations d'assurance-chômage par les personnes ayant quitté volontairement leur emploi au cours de cette période. Sans tenir compte des « autres raisons » et des données manquantes, le motif le plus fréquemment invoqué ensuite, 15 pour 100 du total, est le réemploi rapide. Le pourcentage des personnes ayant quitté volontairement leur emploi et faisant état de ce motif n'a pas changé entre février et mai ce qui porte à croire que l'effet incitatif n'a pas joué un rôle important dans la diminution du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi. L'augmentation considérable des personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi et n'ayant pas fait de demandes de prestations faisant état de ce motif constitue un mystère, même si les variations saisonnières des perspectives de réemploi peuvent jouer un rôle à ce titre. Dans l'ensemble, 9 pour 100 des travailleurs n'ont pas fait de demandes de prestations parce qu'ils étaient déjà inscrits à l'assurance-chômage – ce qui porte à croire que les demandes répétées et ininterrompues d'assurance-chômage constituent un phénomène important – et 6 pour 100 ont attendu plus de 12 semaines avant de faire une demande de prestations d'assurance-chômage. Il est enfin intéressant de signaler que, dans l'ensemble, 6,5 pour 100 des travailleurs n'ayant pas fait de demandes (et presque 10 pour 100 de ceux ayant quitté leur emploi et ne formulant pas de demandes) ont fait ce choix, apparemment, pour des raisons de principe, parce qu'ils ne croient pas à l'assurance-chômage ou disposaient de suffisamment d'argent.

Tableau 10
Moyennes des variables concernant le taux de présentation de demandes,
par groupe et motif de cessation d'emploi, données de l'EPCC

	DV		Non-DV	
	Février	Mai	Février	Mai
Semaines travaillées pendant les 12 semaines suivant le RE	2,85 (603)	2,74 (479)	2,39 (2 995)	2,16 (3 367)
Proportion demandant de l'a.-c. pendant les 12 premières semaines	53,7 % (770)	42,0 % (619)	81,1 % (3 818)	73,2 % (4 200)
Proportion de demandeurs recevant des prestations pendant les 12 premières semaines	41,4 % (468)	34,7 % (332)	54,8 % (3 210)	57,2 % (3 401)
Taux global d'acceptation des demandes pendant les 12 premières semaines	23,4 % (801)	16,2 % (626)	45,5 % (3 943)	42,9 % (4 280)

Notes :

(a) Les données proviennent de l'EPCC. L'échantillon comprend uniquement les codes A (manque de travail), E (DV) et K («autre») des RE, mais exclut les personnes qui ont quitté leur emploi pour en prendre un autre.

(b) Nombre d'observations valides entre parenthèses. Pour tous les calculs, on utilise les pondérations d'échantillon fournies par Ekos Research Inc.

Tableau 11
Distribution de fréquence des motifs donnés par les DV et les Non-DV pour ne pas faire de demande d'a.-c. dans les 12 semaines de la cessation

	DV		Non-DV		Total des deux groupes
	Pourcentage				
	Février	Mai	Février	Mai	
Ne croyait pas être admissible	4,2	54,4	30,5	36,6	38,0
A fait une demande après 12 semaines	5,2	3,5	7,8	6,0	6,1
Déjà prestataire	2,1	4,2	7,3	14,5	9,0
Trouvé immédiatement un autre emploi	18,3	18,4	7,9	18,0	14,9
Ne croit pas à l'a.-c.; a assez d'argent	9,8	9,5	4,7	5,6	6,5
Autre, sans motif, manquant	24,4	10,0	41,8	19,3	25,6
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Nous présentons les principaux résultats de cette décomposition aux tableaux 12 et 13. Les échantillons sont sensiblement différents de ceux utilisés auparavant puisqu'ils excluent les personnes pour lesquelles des données manquaient pour l'une quelconque des variables concernant le taux de présentation de demandes analysées ici : l'emploi depuis le RE, les taux d'acceptation des demandes et les taux de présentation de demandes. La diminution du taux de présentation de demandes de 9,6 pour 100 par les personnes ayant quitté volontairement leur emploi, indiquée au tableau 5, est nettement plus élevée que dans l'échantillon plus complet, mais conserve la même importance relative. Comme il s'agit ici de

... le facteur de loin le plus significatif pour expliquer la baisse de 9,6 pour 100 du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi entre février et mai 1993 est la diminution des demandes de prestations chez les personnes ayant quitté leur emploi qui n'ont pas trouvé de nouvel emploi dans les 12 semaines suivant leur départ.

la valeur la plus élevée de cette variable avec n'importe laquelle de nos procédures de calcul, et qu'elle n'élimine pas la diminution saisonnière habituelle du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi entre février et mai, nous l'interprétons comme une limite supérieure de l'effet du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes. Dans le reste de cette section, nous essayerons d'analyser un certain nombre d'éléments qui expliquent cette diminution.

D'après le tableau 12, la diminution du taux de présentation de demandes par les personnes ayant quitté volontairement leur emploi entre février et mai 1993 est allée de pair avec une diminution marquée du nombre des demandes de prestations faites par les travailleurs ayant trouvé un nouvel emploi, qui ont débouché sur le paiement de prestations d'assurance-chômage. Cela porte à croire que les agents de l'assurance-chômage étaient plus enclins à rejeter les demandes de prestations présentées par les personnes ayant quitté volontairement leur emploi et en ayant trouvé un nouveau après l'adoption du projet de loi C-113 qu'avant; ce qui traduit peut-être la manifestation d'un effet de rejet. Il est intéressant de signaler que cela ne semble pas être le cas pour les demandes formulées par les personnes ayant quitté volontairement leur emploi qui n'ont pas réussi à se trouver un nouvel emploi : la part de ces demandes aboutissant au versement de prestations d'assurance-chômage dans les 12 semaines est restée essentiellement inchangée entre février et mai.

La diminution du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi entre février et mai s'explique aussi en partie par une diminution du pourcentage des travailleurs ayant fait des demandes de prestations dans les 12 semaines après leur départ. Toutefois, ici, la diminution (de 73 à 49 pour 100) a été beaucoup plus importante chez les travailleurs qui n'ont pas trouvé de nouvel emploi que chez ceux qui en ont trouvé un. Cela traduit donc un effet de découragement dans les données de l'EPCC. Enfin, au lieu d'augmenter comme l'effet incitatif aurait permis de s'y attendre, la proportion des personnes ayant quitté volontairement leur emploi (qui ne l'ont pas quitté précisément pour en occuper un autre) qui ont trouvé un nouvel emploi dans les 12 semaines a diminué entre février et mai 1993. L'inadmissibilité des personnes ayant quitté volontairement leur emploi ne paraît donc pas avoir eu d'effet incitatif dans ce cas-ci.

Tout en étant très parlants, les chiffres du tableau 12 ne nous disent pas dans quelle mesure chacun des effets ci-dessus, pris isolément, a réellement contribué à la diminution totale des demandes de prestations chez les personnes ayant quitté volontairement leur emploi. C'est ce que précise le tableau 13, qui donne les résultats pour chacune des quatre décompositions possibles de la variation totale du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi. La méthode 1 correspond exactement à l'équation 10; les autres méthodes illustrent différentes combinaisons de scénarios de pondération pour la période pour chacune des modifications des cinq termes de (8). La signification essentielle du tableau 13 est claire : le facteur de loin le plus significatif pour expliquer la baisse de 9,6 pour 100 du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi entre février et mai 1993 est la diminution des demandes de prestations chez les personnes ayant quitté

leur emploi qui n'ont pas trouvé de nouvel emploi dans les 12 semaines suivant leur départ. Cet « effet de découragement » explique à lui seul environ 7,5 points de pourcentage de la variation totale de 9,6 points de pourcentage du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi. L'effet de découragement pour les personnes ayant réussi dans une certaine mesure à trouver un nouvel emploi, l'effet de rejet pour les travailleurs n'ayant pas trouvé de nouvel emploi et l'effet incitatif « mal indiqué » ont eu des conséquences pratiquement négligeables. Le seul autre élément ayant contribué sensiblement à la diminution du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi est l'augmentation de la part des personnes ayant quitté volontairement leur emploi et trouvé un nouvel emploi dont les demandes ont été apparemment rejetées par DRHC.

Tableau 12
Évaluation des effets du projet de loi C-113 sur les variables liées au taux de présentation de demandes pour les DV, données de l'EPCC

	Avant	Après	Variation nette
	Pourcentage		
Taux total d'acceptation des demandes (C) (dans les 12 semaines du RE)	28,3	18,6	-9,6
Taux d'acceptation des demandes des demandeurs réemployés (TDAE)	32,5	20,7	-11,7
Taux d'acceptation des demandes des demandeurs non réemployés (TDM)	51,7	51,0	-0,7
Proportion des travailleurs réemployés demandant des prestations (DRE) (dans les 12 semaines du RE)	51,3	46,0	-5,3
Proportion des travailleurs non réemployés demandant des prestations (PD)	73,0	49,3	-23,7
Proportion des travailleurs ayant occupé un autre emploi dans les 12 semaines du RE (R)	44,8	41,7	-3,1

Notes :

(a) Les chiffres arrondis peuvent donner un total imprécis.

(b) Tous les calculs utilisent les pondérations fournies par Ekos Research Inc.

(c) Échantillon différent de celui du tableau 10 à cause des observations pour lesquelles des données manquent pour n'importe quelle variable qui sont ici exclues de l'échantillon.

Analyse de probit des demandes, des rejets et des réemplois

Les conclusions qui précèdent peuvent amener à se demander si les données utilisées ne comportent pas de mécanismes inhérents d'ajustement pour les écarts possibles entre les groupes dans les caractéristiques des travailleurs qui pourraient affecter le réemploi. Si cela ne constitue pas un problème dans un contexte vraiment expérimental dans lequel les travailleurs sont affectés de façon aléatoire à des traitements divers (c.-à-d. soumis ou non aux dispositions du projet de loi C-113), il peut y avoir un problème si les travailleurs qui ont quitté leur emploi en mai sont systématiquement différents de ceux qui l'ont quitté en février en ayant des caractéristiques qui pourraient modifier leur décision de faire appel à l'assurance-chômage.

Pour vérifier cette possibilité, nous avons utilisé une série de modèles probabilistes linéaires et d'analyses de probit de toutes les variables du tableau 13 (TDAE, TDN, DRE, PD, R et C) sur une variable nominale correspondant à l'appartenance au groupe 2, et une série de variables démographiques et économiques dont on pourrait imaginer qu'elles aient des effets sur le taux de présentation de demandes. Pour garantir que l'échantillon servant au calcul soit cohérent pour toutes les spécifications, nous avons exclu des données utilisées pour ce modèle les observations pour lesquelles des données manquaient pour n'importe laquelle des variables indépendantes utilisées dans les régressions. Les coefficients de modèle de probabilité linéaire pour la variable nominale du groupe 2 dans diverses spécifications sont indiqués au tableau 14 et les analyses de probit au tableau 15. Comme les résultats des tableaux 14 et 15 sont relativement comparables, nous limitons notre discussion dans ce qui suit aux modèles

Tableau 13
Contribution de divers éléments à la variation du taux de présentation de demandes pour les DV, février à mai 1993¹³

	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3	Méthode 4
	Pourcentage			
Effets de rejet (effet de la variation de la fraction des demandeurs d'a.-c. ayant une expérience quelconque de réemploi et pour lesquels une période de prestations est établie.)				
(a) pour les travailleurs ayant retrouvé un emploi (variation de TDAE)	-2,2	-2,4	-2,5	-2,7
(b) pour les travailleurs n'ayant pas retrouvé un emploi (variation de TDN)	-0,2	-0,2	-0,3	-0,3
(c) Total	-2,4	-2,6	-2,8	-3,0
Effets de découragement (effet de la variation de la fraction des personnes ayant une expérience quelconque de réemploi et demandant des prestations d'a.-c.)				
(a) pour les travailleurs ayant retrouvé un emploi (variation de TDAE)	-0,7	-0,8	-0,5	-0,5
(b) pour les travailleurs n'ayant pas retrouvé un emploi (variation de TDN)	-7,1	-6,7	-7,0	-6,7
(c) Total	-7,8	-7,5	-7,5	-7,2
Effet incitatif (effet de la variation de la fraction des personnes ayant une certaine expérience de réemploi) (variation de R)	+0,7	+0,5	+0,7	+0,5
Variation totale du taux de présentation de demandes pour les DV	-9,6	-9,6	-9,6	9,6

Note : Les chiffres arrondis peuvent donner un total imprécis.

13 Comme nous n'essayons pas de façon explicite de procéder à des ajustements au titre de la sélection de l'échantillon pour, par exemple, l'échantillon des demandes de prestations d'assurance-chômage ou l'échantillon des travailleurs ayant obtenu un nouvel emploi, les modèles du tableau 13 font implicitement l'hypothèse que les termes erronés dans les équations pour les taux de présentation de demandes, les taux d'acceptation des demandes et le réemploi sont indépendants. Étant donné l'ensemble relativement complet de variables de contrôle et la « nature expérimentale » de la modification de politique du projet de loi C-113, ce n'est probablement pas là une hypothèse déraisonnable. Nous envisageons toutefois d'analyser à l'occasion de travaux ultérieurs la possibilité d'erreurs corrélées en utilisant certaines restrictions à l'exclusion des variables dans les diverses équations retenues.

Les effets du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes d'assurance-chômage

Tableau 14
Éléments du taux de présentation de demandes pour les DV
(Coefficient du groupe 2, Modèles de probabilités linéaires)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Taux d'acceptation des demandes des demandeurs réemployés (<i>TDAE</i>)	-0,1330* (0,0654)	-0,0992 (0,0683)	-0,0770 (0,0644)	-0,0483 (0,0651)
Taux d'acceptation des demandes des demandeurs non réemployés (<i>TDN</i>)	0,0241 (0,0636)	0,0330 (0,0615)	0,0426 (0,0580)	0,0478 (0,0581)
Taux d'acceptation des demandes des travailleurs réemployés (<i>DRE</i>)	0,0112 (0,0632)	0,0339 (0,0627)	0,0452 (0,0616)	0,0531 (0,0598)
Taux d'acceptation des demandes des travailleurs non réemployés (<i>PD</i>)	-0,1470* (0,0536)	-0,1440* (0,0540)	-0,1350* (0,0509)	-0,1010* (0,0486)
Taux de réemploi (<i>R</i>)	0,0212 (0,0415)	0,0129 (0,0412)	0,0123 (0,0409)	0,0090 (0,0409)

Spécifications

(1) Pas de covariables.

(2) Contrôles de l'âge et du sexe.

(3) Âge, sexe, minorité visible, conjoint présent, éducation et province.

(4) Âge, sexe, minorité visible, conjoint présent, conjoint au travail, province, salaire et situation avant RE, admissibilité à l'a.-c., expérience antérieure avec l'a.-c.

Notes :

(a) Erreurs standard, conformes à l'hétéroscédasticité, entre parenthèses.

* Indique significatif au niveau de 5 pour 100.

(b) Tous les calculs utilisent les pondérations fournies par Ekos Research Inc.

de probabilité linéaire. Cela s'avère pratique puisque, à la différence des modèles de logit ou de probit, l'importance de l'effet du groupe 2 sur les probabilités de constater le résultat en question, en points de pourcentage, est juste égal au coefficient de la probabilité linéaire sur la variable nominale du groupe 2.

Sans aucune variable corrélée, sauf la variable nominale de groupe, les coefficients de la colonne 1 du tableau 14 équivalent simplement à la différence moyenne entre les deux groupes pour la variable en question. Ils ne sont différents des chiffres apparaissant dans la colonne « variation nette » du tableau 12 que parce que l'échantillon est plus limité. Alors que certains des chiffres les plus faibles changent de signe (comme la faible variation de *TDN*), les effets les plus importants sont les mêmes, même si l'ampleur de la variation de *PD*, le taux d'acceptation des demandes des travailleurs qui n'ont pas trouvé un nouvel emploi, est plus faible. Les deux seuls autres coefficients qui sont statistiquement significatifs sont ceux de *TDAE* et *PD*, qui affichaient les écarts les plus importants également au tableau 12. En regardant les colonnes 2 à 4, on a maintenant une idée des effets de l'addition des variables corrélées (3) sur les écarts entre les groupes apparaissant sur ces rangées. Tout d'abord, les effets non significatifs et faibles (*TDN*, l'effet de rejet pour les travailleurs qui ne trouvent pas un autre emploi; *DRE*, l'effet de découragement pour les travailleurs qui trouvent un autre emploi et *R*, l'effet incitatif) restent faibles et insignifiants. En second lieu, l'effet de rejet pour les candidats au réemploi (*TDAE*) qui était fort et significatif sans contrôle, diminue considérablement et devient insignifiant au fur et à mesure qu'on ajoute des contrôles serrés. Le principal effet relevé aux tableaux 12 et 13, c'est-à-dire l'effet de découragement pour les travailleurs ne trouvant pas un nouvel emploi, reste fort en importance et statistiquement significatif. Il est intéressant de signaler que la diminution de son importance à la colonne 4 est le

... nous trouvons que le principal moyen du projet de loi C-113 pour réduire les demandes de prestations a été un effet de découragement chez les travailleurs qui n'ont pas trouvé d'autre emploi : après l'entrée en vigueur de la modification, ces travailleurs étaient nettement moins enclins à faire des demandes de prestations qu'avant, même quand on contrôle une longue liste de variables économiques et démographiques.

résultat, au moins en partie, de l'inclusion d'une variable calculée d'admissibilité à l'assurance-chômage, qui est égale à un si la personne a accumulé suffisamment de semaines avant le RE pour devenir admissible aux prestations. Une partie, mais à l'évidence pas la totalité, de l'effet de découragement relevé au tableau 13 est une conclusion erronée tirée des différences entre les semaines d'emploi ayant précédé le RE chez les groupes, ce qui a entraîné un écart systématique d'admissibilité. Dans l'ensemble, toutefois, nous trouvons que le principal moyen du projet de loi C-113 pour réduire les demandes de prestations a été un effet de découragement chez les travailleurs qui n'ont pas trouvé d'autre emploi : après l'entrée en vigueur de la modification, ces travailleurs étaient nettement moins enclins à faire des demandes de prestations qu'avant, même quand on contrôle une longue liste de variables économiques et démographiques.

Tableau 15
Éléments du taux de présentation de demandes pour les DV
(Coefficient du groupe 2, Modèles de probit)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Taux d'acceptation des demandes des demandeurs réemployés (TDAE)	-0,3800* (0,1965)	-0,3124 (0,2056)	-0,2667 (0,2342)	-0,1253 (0,2519)
Taux d'acceptation des demandes des demandeurs non réemployés (TDN)	0,0604 (0,1322)	0,0868 (0,1371)	0,1317 (0,1450)	0,1526 (0,1490)
Taux d'acceptation des demandes des travailleurs réemployés (DRE)	-0,0281 (0,1417)	0,0899 (0,0627)	0,1236 (0,1574)	0,1575 (0,1631)
Taux d'acceptation des demandes des travailleurs non réemployés (PD)	-0,4115* (0,1208)	-0,4117* (0,1227)	-0,3900* (0,1289)	-0,3360* (0,1360)
Taux de réemploi (R)	0,0534 (0,0895)	0,0330 (0,0913)	0,0267 (0,0942)	0,0146 (0,0954)

Spécifications

(1) Pas de covariables.

(2) Contrôles de l'âge et du sexe.

(3) Âge, sexe, minorité visible, conjoint présent, éducation et province.

(4) Âge, sexe, minorité visible, conjoint présent, conjoint au travail, province, salaire et situation avant RE, admissibilité à l'a.-c., expérience antérieure avec l'a.-c.

Notes :

(a) Erreurs standard asymptotiques entre parenthèses.

* Indique significatif au niveau de 5 pour 100.

(b) Tous les calculs utilisent les pondérations fournies par Ekos Research Inc.

Étant donné qu'on ne se serait pas attendu à ce que le projet de loi C-113 ait un effet marqué sur les taux de présentation de demandes par des personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi, et étant donné que les changements du taux de présentation de demandes par des personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi entre février et mai semblent difficiles à distinguer des effets saisonniers habituels entre février et mai, nous nous sommes surtout intéressés dans cette section aux mécanismes de la diminution anormale du taux de présentation de demandes par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi entre février et mai 1993. Une partie considérable de cette diminution est probablement due à l'entrée en vigueur du projet de loi C-113 en avril 1993.

Nos principales conclusions à ce sujet sont les suivantes. Tout d'abord, les effets incitatifs, c'est-à-dire le réemploi plus rapide en réaction à l'élimination des prestations d'assurance-chômage pour les personnes ayant quitté volontairement leur emploi, ne semblent pas participer à l'explication de la diminution du taux

de présentation de demandes par ces personnes entre février et mai. En réalité, ces effets semblent s'exercer dans le mauvais sens : les taux de réemploi ont diminué légèrement, tendant à faire monter le taux d'acceptation des demandes. En second lieu, l'élément qui semble avoir agi le plus a été « l'effet de découragement », en particulier chez les personnes ayant quitté volontairement leur emploi qui ont relativement échoué dans leur recherche d'un autre emploi. Après avril 1993, une part beaucoup plus importante de ces travailleurs ont simplement décidé de ne pas faire de demandes de prestations parce qu'ils croyaient (probablement à juste titre) être inadmissibles. En troisième lieu, le seul autre élément à avoir joué un rôle significatif est un « effet de rejet », qui s'est manifesté chez les travailleurs qui avaient connu un certain succès pour se trouver un nouvel emploi peu de temps après avoir quitté le premier. Un tel effet serait important si les agents de DRHC étaient plus enclins à rejeter les demandes de prestations des personnes s'étant trouvées dans ces situations après avril 1993 qu'avant. Toutefois, les évaluations de cet effet ne sont pas absolument certaines quand on ajoute des variables de contrôle pour les écarts observés entre les travailleurs ayant quitté leur emploi en février et en mai.



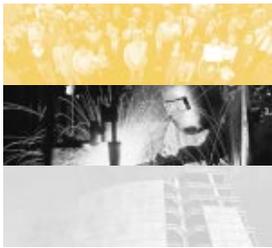
... la coupure des prestations découlant de l'adoption du projet de loi C-113 n'a eu dans le meilleur des cas qu'un effet relativement faible sur le taux global de présentation de demandes, probablement inférieur à moins de 1 point de pourcentage.

3. Conclusion

Dans l'ensemble, l'analyse de ce rapport conclut avec une certitude relative (et ce n'est peut-être pas surprenant) que la coupure des prestations découlant de l'adoption du projet de loi C-113 n'a eu dans le meilleur des cas qu'un effet relativement faible sur le taux global de présentation de demandes, probablement inférieur à moins de 1 point de pourcentage. Il y a plusieurs raisons à cela. Tout d'abord, la diminution mesurée du taux d'acceptation des demandes des personnes du groupe le plus touché par les dispositions du projet de loi C-113 – les personnes ayant quitté volontairement leur emploi – a été en vérité relativement modeste en atteignant au maximum 9,5 points de pourcentage, de 28 à 18,5 pour 100. En second lieu, même si cette diminution avait été plus importante, elle n'aurait toujours pas pu avoir un effet marqué sur le taux global de présentation de demandes parce que le taux initial de présentation par des personnes ayant quitté volontairement leur emploi était déjà très petit et que ces personnes représentent une part relativement faible de toutes les cessations d'emploi. En troisième lieu, une partie des effets directs sur l'inadmissibilité de la législation ont été compensés par le réétiquetage des cessations d'emploi des personnes ayant quitté volontairement leur emploi comme des cessations d'emploi non volontaires, ce qui tend à faire augmenter les taux d'acceptation des demandes parce que les personnes n'ayant pas quitté volontairement leur emploi ont des taux d'acceptation des demandes plus élevés que celles l'ayant quitté volontairement. Il est toutefois intéressant de signaler que l'ampleur calculée de cet effet de réétiquetage diffère selon les sources de données utilisées. Cette ampleur est en réalité plus importante quand on utilise les motifs fournis par les employés pour leur cessation d'emploi, dans les données de l'Enquête sur la population active (qui n'ont pas d'effets sur l'admissibilité à l'assurance-chômage), que lorsque l'on utilise les données des RE fournies par les employeurs (qui ont une incidence sur l'admissibilité).

Notre analyse nous a aussi permis d'obtenir certaines conclusions sur les « mécanismes » entraînant la diminution des taux d'acceptation des demandes des personnes ayant quitté volontairement leur emploi. Tout d'abord, nous n'avons pas trouvé preuve d'un effet inhibiteur, c'est-à-dire que le projet de loi C-113 pousse les personnes à conserver des emplois qu'elles auraient quittés autrement. En second lieu, nous n'avons pas non plus trouvé de preuve des effets incitatifs du projet de loi C-113, c'est-à-dire d'un réemploi plus rapide à la suite de l'élimination des prestations d'assurance-chômage pour les personnes quittant volontairement leur emploi. S'il y a eu un effet, il semble que le réemploi immédiatement après la cessation d'emploi ait diminué après l'entrée en vigueur du projet de loi. En troisième lieu, l'élément le plus important semble avoir été l'effet de découragement, en particulier chez les personnes ayant quitté volontairement leur emploi qui éprouvaient relativement davantage de difficultés à trouver un nouvel emploi : après avril 1993, une part nettement plus importante de ces travailleurs ont tout simplement décidé de ne pas faire de demandes de prestations parce qu'ils estimaient (probablement à juste titre) être inadmissibles.

Enfin, le seul autre élément ayant contribué de façon importante à cela pourrait être un « effet de rejet » s'appliquant pour les travailleurs ayant réussi dans une certaine mesure à trouver un autre emploi assez rapidement après avoir quitté le premier. Même si cet effet n'est pas vérifié de façon absolue, il se peut que les dirigeants de DRHC aient été plus enclins à rejeter les demandes de prestations présentées par des personnes dans ces situations après 1993 qu'avant.



Bibliographie

A Anderson, P. and B. Meyer (1994), “Unemployment Insurance Benefits and Takeup Rates,” Document de travail n° 4787, National Bureau of Economic Research.

Développement des ressources humaines Canada, Direction de la recherche financière, « Comparison of UI Benefits in 1992 and 1993 », et « Estimated C-113 Cost Savings », 1^{er} juin 1994.

Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage



Évaluation de l'assurance-chômage

Au printemps de 1993, le ministère du Développement des ressources humaines a entrepris une vaste évaluation du régime de prestations ordinaires d'assurance-chômage. La réalisation d'une série d'études distinctes a été confiée à des universitaires, à des spécialistes de l'évaluation du Ministère et à des organismes externes comme Statistique Canada. Bon nombre de ces études sont maintenant terminées et le Ministère est en train de préparer un rapport d'évaluation complet.

Vous trouverez ci-dessous la liste de ces rapports techniques. Un résumé de chacun de ces rapports est également disponible. On peut en obtenir des exemplaires à l'adresse suivante :

Développement des ressources humaines Canada
Centre de renseignements
140, promenade du Portage
Phase IV, Niveau 0
Hull (Québec)
K1A 0J9

Télécopieur : (819) 953-7260

Incidence de l'assurance-chômage sur le comportement des employeurs

- **L'assurance-chômage, les mises à pied temporaires et les attentes en matière de rappel**
Corak, M., Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 8*)
- **Entreprises, industries et interfinancement : profils de la répartition des prestations et des cotisations d'assurance-chômage**
Corak, M. et W. Pyper, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 16*)
- **Réactions des employeurs aux contraintes de l'assurance-chômage : établissemments canadiens et américains**
Betcherman, G. et N. Leckie, Ekos Research Associates, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 21*)

Incidence de l'assurance-chômage sur le comportement des travailleurs

- **L'admissibilité à l'assurance-chômage : analyse empirique au Canada**
Green, D. et C. Riddell, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 1*)
- **La durée d'emploi et l'assurance-chômage : emplois saisonniers et non saisonniers**
Green, D. et T. Sargent, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 19*)

- **Les mouvements dans l'emploi et l'assurance-chômage**
Christofides, L. et C. McKenna, Département d'économique, Université de Guelph, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 7*)
- **L'effet d'apprentissage et l'assurance-chômage**
Lemieux, T. et B. MacLeod, Centre de recherche et développement en économique, Université de Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 4*)
- **Les prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional et la durée d'emploi**
Riddell, C. et D. Green, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*À paraître*)
- **L'emploi saisonnier et le recours répété à l'assurance-chômage**
Wesa, L., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 24*)

Stabilisation macroéconomique de l'assurance-chômage

- **Le régime d'assurance-chômage en tant que stabilisateur automatique au Canada**
Dungan, P. et S. Murphy, Policy and Economic Analysis Program, Université de Toronto, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 5*)
- **Le rôle de stabilisateur économique du régime canadien d'assurance-chômage**
Stokes, E., WEFA Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 6*)

L'assurance-chômage et le marché du travail

- **L'assurance-chômage et la transition vers le marché du travail**
Jones, S., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 22*)
- **L'assurance-chômage et la productivité de la recherche d'emploi**
Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer et M. Van Audenrode, Département des Sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 3*)
- **Répercussions de la réduction du taux des prestations et des changements apportés aux conditions d'admissibilité (projet de loi C-113) sur le chômage, la recherche d'emploi et la qualité du nouvel emploi**
Jones, S., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 20*)
- **Emplois exclus du Régime d'assurance-chômage du Canada : une enquête empirique**
Lin, Z., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 15*)
- **Les effets du projet de loi C-113 sur le taux de présentation de demandes d'assurance-chômage**
Kuhn, P., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 17*)

- **Les effets d'un assujettissement général à l'assurance-chômage sur le travail indépendant et la semaine de travail écourtée : une micro-simulation**
Osberg, L., S. Phipps et S. Erksøy, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 25*)
- **L'incidence de l'assurance-chômage sur les salaires, l'intensité de la recherche d'emploi et la probabilité de réemploi**
Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer et M. Van Audenrode, Département des Sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 27*)

L'assurance-chômage et l'aide sociale

- **L'interaction entre l'assurance-chômage et l'aide sociale**
Barrett, G., D. Doiron, D. Green et C. Riddell, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 18*)
- **Cessation d'emploi et passage à l'assurance-chômage et à l'aide sociale**
Wong, G., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 9*)
- **La mobilité interprovinciale de la main-d'œuvre au Canada : le rôle de l'assurance-chômage, de l'aide sociale et de la formation**
Lin, Z., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 26*)

L'assurance-chômage, la distribution du revenu et le niveau de vie

- **L'assurance-chômage et la redistribution du revenu : une micro-simulation**
Erksøy, S., L. Osberg et S. Phipps, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 2*)
- **Le revenu et le niveau de vie en période de chômage**
Browning, M., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 14*)
- **Incidence de l'assurance-chômage et de l'aide sociale sur la redistribution de revenu des années 1990 : une micro-simulation**
Osberg, L., S. Phipps, et S. Erksøy, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 28*)
- **Étude de l'interaction de l'assurance-chômage et de l'aide sociale au moyen des données COEP**
Browning, M., P. Kuhn et S. Jones, Département d'économique, Université McMaster, 1995.

Rapport final

- **Évaluation du Régime d'assurance-chômage du Canada : rapport final**
Wong, G., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995.