

*Les motifs de
cessation d'emploi ont-ils
de l'importance?
L'assurance-emploi et les
départs volontaires au Canada*

Rapport final

Préparé pour :

Développement des ressources humaines Canada

août 1998

Préparé par :

Peter Kuhn

et

Arthur Sweetman

Remerciements

Les auteurs aimeraient remercier l'Université McMaster et l'Université Victoria. Ils aimeraient également remercier Développement des ressources humaines Canada (DRHC) pour son aide sur le plan des données et de la recherche. Les opinions exprimées dans ce document sont uniquement celles des auteurs.

Table des matières

Sommaire	i
1. Introduction.....	1
2. Historique des politiques et des institutions	5
3. Considérations théoriques	7
A. Modèles qui suscitent un « réétiquetage pur »	7
B. Modèles qui comportent un effet inhibiteur sur les cessations d'emploi	8
C. Modèles qui ne suscitent aucune réaction	10
4. Questions relatives à l'identification	11
A. Modèle simpliste ne suscitant aucune réaction	13
B. Modèle de « réétiquetage pur » ou de cessations d'emploi efficaces	13
C. Modèle d' « effet inhibiteur pur »	13
D. Inhibition et réétiquetage combinés	14
5. Données et statistiques descriptives	15
6. Cadre statistique	19
7. Résultats	23
A. Taux d'acceptation des demandes relatifs aux personnes qui ont quitté volontairement leur emploi	23
B. Régressions relatives aux taux de cessation d'emploi selon le motif de la cessation	23
C. Catégories de cessation d'emploi « autres » et « renvoi »	25
8. Récapitulation.....	27
Bibliographie	35

Liste des tableaux

Tableau 1	Moyennes et écarts-types par période dans le cas des données tirées des RE	29
Tableau 2	Moyennes et écarts-types par période relatifs aux taux d'acceptation des demandes de prestations	30
Tableau 3	Régressions relatives aux taux d'acceptation des demandes de prestations dans le cas des personnes qui ont quitté volontairement leur emploi	30
Tableau 4	Taux de cessation d'emploi relatifs aux hommes, d'après les données tirées des RE	31
Tableau 5	Taux de cessation d'emploi relatifs aux femmes, d'après les données tirées des RE	32
Tableau 6	Moyennes et écarts-types relatifs aux taux de cessation d'emploi pour les catégories « autres » et « renvoi », avant et après l'adoption du projet de loi C-113	33
Tableau 7	Taux des prestations pour les catégories « autres » et « renvoi », avant et après l'adoption du projet de loi C-113	34

Sommaire

De récentes modifications législatives touchant l'assurance-emploi qui pénalisent les personnes qui quittent volontairement leur emploi nous ont permis de différencier diverses théories relatives au marché du travail ayant pour objet les cessations d'emploi. En outre, nous avons étudié l'incidence des réponses comportementales des travailleurs sur les coûts de fonctionnement du système d'assurance-emploi, ainsi que les différences significatives existant entre ces réactions selon le groupe d'âge et le sexe des personnes visées par l'étude. En réaction aux modifications législatives, les entreprises et les travailleurs pourraient réétiqueter des cessations d'emploi qui auraient été désignées comme des départs volontaires pour les classer dans des catégories admissibles aux prestations d'assurance-emploi. D'autre part, les travailleurs pourraient hésiter à quitter leur emploi si un tel réétiquetage n'avait pas lieu. Nous n'avons trouvé aucune preuve de l'existence d'un réétiquetage, mais nous avons constaté que l'ensemble des femmes et les hommes jeunes hésitent à quitter leur emploi, tandis que les hommes dans la fleur de l'âge ne semblent pas être touchés par l'importante hausse du coût lié aux départs volontaires, qui a été imposée par les modifications législatives. Cela laisse penser que les économies pour le système d'assurance-emploi sont en fait plus grandes que la réduction du taux d'acceptation des demandes relatif aux personnes qui quittent volontairement leur emploi, puisque celles qui ne quittent pas en raison d'un effet inhibiteur et qui auraient demandé des prestations contribuent également à ces économies. Cela laisse penser aussi que de simples modèles fondés sur des « cessations d'emploi efficaces » ne décrivent pas adéquatement le marché du travail et que les étiquettes ont de l'importance pour des raisons autres que la simple admissibilité aux prestations d'assurance-emploi. En outre, une seule description simple ne rend pas compte nécessairement de la diversité des réactions à un changement de politique; en effet, dans ce cas-ci, les réactions de différents groupes n'ont pas été identiques.

1. Introduction

C'est bien connu, les régimes d'assurance-emploi sont des programmes sociaux complexes, qui ont un large éventail d'effets potentiels sur le comportement économique. Parmi les aspects de l'assurance-emploi qui ont été étudiés, il y a les effets des coefficients de remplacement du revenu des prestations sur la durée de chômage (Meyer, 1990), des périodes d'admissibilité sur la durée d'emploi (Green et Riddell, 1993), de la fixation de taux particuliers sur l'amplitude des fluctuations saisonnières de l'emploi (Anderson, 1993), de la générosité globale des prestations sur le choix effectué par les employeurs entre les mises à pied et la réduction des heures de travail (Burdett et Wright, 1989), et de la générosité différentielle des prestations sur la mobilité interrégionale des travailleurs (Day, 1992). Il est intéressant de constater cependant qu'un des aspects de l'assurance-emploi sur lequel on ne s'est presque pas penché jusqu'à maintenant est le fait que dans de nombreux régimes d'assurance-emploi, y compris celui qui existe au Canada, l'admissibilité aux prestations dépend de manière décisive de la raison pour laquelle on a quitté son emploi. Ainsi, la plupart des régimes imposent d'importantes pénalités aux travailleurs qui quittent volontairement leur emploi ou qui sont renvoyés, comparativement au cas des travailleurs dont le départ est dû à d'autres raisons¹.

Dans la présente étude, nous analysons l'effet d'aspects non neutres en matière d'assurance-emploi (qui sont liés aux motifs de cessation d'emploi) sur le comportement des travailleuses et travailleurs canadiens en ce qui a trait à la cessation d'emploi, à la lumière de deux récentes modifications législatives – les projets de loi C-21 et C-113 – qui ont augmenté de façon marquée les pénalités d'assurance-emploi dans le cas d'un départ volontaire ou d'un renvoi motivé. Ces modifications apportées à la législation sur l'assurance-emploi ont d'abord réduit, puis supprimé complètement, l'admissibilité aux prestations de l'assurance-emploi des personnes qui quittent volontairement leur emploi sans motif valable ou dont le renvoi est justifié. Nous sommes d'avis que les réactions des travailleuses et des travailleurs canadiens à ces changements revêtent de l'intérêt pour deux raisons distinctes. Tout d'abord, dans la période qui a précédé les modifications que nous examinons, les départs volontaires représentaient entre 19 p.100 (hommes dans la force de l'âge) et 37 p. 100

¹ La seule exception dont nous avons connaissance est Ragan (1984), qui a étudié les effets d'un resserrement général des critères d'admissibilité aux États-Unis, dans les années 70, dans le cas de personnes qui ont quitté volontairement leur emploi ou qui ont été renvoyées pour un motif valable. Ragan a utilisé les données globales sur l'industrie manufacturière pour un sous-ensemble d'États et les quatre années paires de 1972 à 1980, sauf 1976. Comme dans le cas de nos constatations concernant les hommes dans la force de l'âge, mais à la différence de ce que nous avons observé dans le cas d'autres groupes, Ragan n'a pas observé une incidence significative des pénalités d'assurance-emploi s'appliquant aux départs volontaires sur le taux de départs volontaires.

De récentes modifications législatives touchant l'assurance-emploi – les projets de loi C-21 et C-113 – ont augmenté les pénalités d'assurance-emploi dans le cas d'un départ volontaire.

Dans la mesure où les pénalités appliquées aux départs volontaires réduisent effectivement le taux global d'acceptation des demandes de prestations d'assurance-emploi, elles peuvent entraîner des économies substantielles pour le régime d'assurance-emploi.

***Un certain nombre
d'entreprises et de
travailleurs
pourraient
« réétiqueter » des
cessations d'emploi
pour éviter les
pénalités
appliquées aux
départs volontaires;
d'autres
travailleurs
pourraient hésiter à
quitter leur emploi.***

(jeunes femmes) de toutes les cessations d'emploi. Dans la mesure où les pénalités appliquées aux départs volontaires réduisent effectivement le taux global d'acceptation des demandes de prestations d'assurance-emploi, elles peuvent entraîner des économies substantielles pour le régime d'assurance-emploi dans son ensemble. L'importance de ces économies a évidemment un intérêt direct pour les décideurs.

Une deuxième raison de se pencher sur les expérimentations naturelles suscitées par l'inadmissibilité des personnes qui quittent volontairement leur emploi réside dans le fait que ces expériences peuvent fournir des informations utiles sur l'importance empirique de quelques simples modèles théoriques décrivant les cessations d'emploi. Par exemple, dans le cas extrême d'un modèle représentant purement des « cessations d'emploi efficaces » (p. ex., Becker et coll., 1977; McLaughlin, 1991), les « étiquettes » attachées aux cessations d'emploi n'ont pas de conséquences de marché autres que celles liées à l'inadmissibilité aux prestations de l'assurance-emploi. C'est pourquoi toute distinction entre l'admissibilité des personnes qui quittent volontairement leur emploi et l'admissibilité des personnes qui perdent leur travail pour d'autres raisons devrait conduire les entreprises et les travailleurs à « réétiqueter » tous les départs admissibles aux prestations de l'assurance-emploi comme s'il s'agissait de mises à pied, sans que cela n'entraîne de variation des taux globaux de cessation d'emploi et d'acceptation des demandes de prestations. Dans un tel scénario de « réétiquetage pur », les pénalités imposées aux personnes qui quittent volontairement leur emploi seraient totalement inefficaces en ce qui a trait à la réduction des coûts liés au régime d'assurance-emploi. Tel n'est pas le cas dans certains autres modèles de cessations d'emploi, y compris dans ceux où des rigidités en matière de rémunération (Hashimoto et Yu, 1980) ou des informations asymétriques (Gibbons et Katz, 1991) jouent un rôle. Dans le cas de ces modèles, les entreprises peuvent être réticentes à acquiescer au réétiquetage de cessations d'emploi, ou les travailleurs peuvent ne pas vouloir être réétiquetés en raison de la valeur de « signal » des étiquettes. Dans ces cas, l'introduction de pénalités d'assurance-emploi appliquées aux départs volontaires devrait réduire le nombre total de cessations d'emploi et imposer des coûts réels aux travailleurs, ce qui créerait un potentiel pour des économies substantielles résultant de l'introduction de ces pénalités. L'analyse des réactions des travailleuses et des travailleurs canadiens a donc une grande importance pour notre conceptualisation de la façon dont fonctionnent les marchés du travail.

L'analyse empirique contenue dans la présente étude est fondée sur les dossiers administratifs de Développement des ressources humaines Canada (DRHC), ainsi que sur des variables d'arrière-plan fournies par Statistique Canada. Les données administratives fournissent des statistiques mensuelles sur les cessations d'emploi, avec indication du motif; cependant, en raison d'une modification de la façon de rendre compte des renvois, qui est survenue au milieu de la

période visée par l'étude, nous avons centré principalement notre attention sur les départs volontaires. Dans notre analyse, nous avons établi d'abord que les deux modifications législatives qui nous intéressent ont effectivement rendu plus difficile l'obtention de prestations de l'assurance-emploi pour les travailleurs dont la cessation d'emploi a été désignée comme un départ volontaire; la proportion de ceux qui ont quitté volontairement leur emploi et de ceux qui ont été renvoyés pour un motif valable et reçoivent des prestations de l'assurance-emploi a chuté de manière importante après les modifications législatives, et notamment après le changement qui a introduit l'inadmissibilité totale. Cependant, nous n'avons relevé aucune preuve d'un changement dans la fréquence des départs volontaires signalés après la première augmentation, moins sévère, des pénalités imposées par la loi aux personnes qui quittent volontairement leur emploi. Bien que cet état de choses puisse refléter notre incapacité de distinguer les signaux des bruits, il indique également que toute variation du nombre de départs volontaires due à la nouvelle législation n'a pas été très importante puisque les écarts-types des estimations sont suffisamment faibles pour permettre l'observation de toute variation économique importante. Concernant la deuxième modification législative, beaucoup plus draconienne, nous relevons une baisse significative du taux mesuré de départs volontaires dans le cas de tous les groupes démographiques, à l'exception de celui des hommes dans la force de l'âge. Enfin, et c'est peut-être la constatation la plus importante, nous ne trouvons dans aucun cas des preuves que les baisses des taux de départs dues aux pénalités s'accompagnent d'augmentations concomitantes du taux de cessation d'emploi dues à des motifs ne faisant pas l'objet de pénalités, comme les mises à pied. Qui plus est, la plupart des estimations ponctuelles sont négatives, ce qui indique que les baisses observées dans le nombre de départs volontaires correspondent aux diminutions du nombre total de cessations d'emploi et ne sont pas dues à un « réétiquetage » des cessations d'emploi en question.

Bien que l'analyse contenue dans la présente étude puisse être améliorée en ayant accès à des microdonnées plus détaillées sur les cessations d'emploi dans le temps, et que notre analyse globale puisse, pour cette raison, ne pas identifier certains sous-groupes de la population (p. ex., les utilisateurs habituels) qui auraient peut-être été en mesure de réagir aux pénalités imposées aux départs volontaires par un réétiquetage de la cessation d'emploi, nous en arrivons à la conclusion, d'après notre analyse, qu'un simple réétiquetage des cessations d'emploi en réaction à l'inadmissibilité aux prestations qui frappe les travailleurs quittant volontairement leur emploi n'est pas un phénomène important pour le marché du travail canadien dans son ensemble. Il semble plutôt que la nouvelle législation n'a eu aucune incidence sur le comportement des travailleurs et des travailleuses en ce qui a trait à la cessation d'emploi (c'est notamment le cas pour le groupe des hommes dans la force de l'âge), ou alors elle a entraîné non pas un réétiquetage des cessations d'emploi, mais un effet inhibiteur qui fait hésiter les travailleurs et travailleuses à quitter leur

emploi. En raison de cette situation, nous sommes portés à mettre en question l'importance empirique de simples modèles de « cessations d'emploi efficaces » qui rendent compte de la dissolution de liens unissant une entreprise et un travailleur ou une travailleuse, car les étiquettes semblent bel et bien avoir de l'importance, mais pour des raisons autres que la simple admissibilité aux prestations de l'assurance-emploi. Une autre constatation est que les économies réalisées par le régime d'assurance-emploi grâce aux pénalités imposées aux départs volontaires sont non pas négligeables, mais au contraire pourraient être plus importantes que ne le laisse croire la chute du taux d'acceptation des demandes de prestations présentées par les personnes qui ont quitté volontairement leur emploi. Cela s'explique par le fait que le taux d'acceptation des demandes plus faible ne comprend pas les prestations de l'assurance-emploi qui n'ont pas été demandées par ceux qui ont hésité à quitter leur emploi et qui ont ainsi contribué également aux économies dont a bénéficié le régime.

La section 2 donne un historique des institutions et des politiques. Dans la section 3, on compare entre elles certaines théories différentes exposées dans la bibliographie et on montre ce qu'elles laissent supposer concernant les effets attendus des changements de politique qui nous intéressent. La section 4 est consacrée à la discussion d'importantes questions portant sur l'identification, tandis que les données et certaines statistiques descriptives sont présentées dans la section 5. La méthode statistique est décrite dans la section 6, tandis que la section 7 est consacrée à la présentation et à l'analyse des résultats. Enfin, la section 7 conclut la présente étude.

2. *Historique des politiques et des institutions*

Deux changements de politique distincts ayant pour objet le régime canadien d'assurance-emploi sont au centre de la présente étude. Avant le mois de novembre 1990, la *Loi sur l'assurance-chômage* rendait les demandeurs inadmissibles aux prestations de l'assurance-emploi pour une durée *maximale* de 6 semaines si ceux-ci avaient quitté leur emploi sans motif valable ou s'ils avaient fait l'objet d'un renvoi motivé, bien qu'à l'époque aucune exigence n'obligeait l'agent chargé du traitement des cas à imposer une quelconque pénalité². Le projet de loi C-21, qui a été adopté en novembre 1990, allait prolonger la période d'inadmissibilité jusqu'à une durée comprise entre 7 et 12 semaines. Puis, en avril 1993, le projet de loi C-113 supprima complètement les prestations dans le cas des deux groupes précités. Ces trois intervalles, c'est-à-dire la période de référence (période 1), la période de l'inadmissibilité partielle (période 2) et la période de l'inadmissibilité totale (période 3) sont comparées entre elles tout au long de notre analyse.

Afin de comprendre la nature et la limite de tout réétiquetage, il est important de comprendre le processus par lequel des étiquettes sont attribuées aux cessations d'emploi dans le régime d'assurance-emploi canadien. L'étiquette est attribuée, à des fins administratives, par l'employeur, lorsque celui-ci remplit le relevé d'emploi (RE), au moment de la cessation d'emploi ou peu de temps après. Un exemplaire de ce formulaire est remis à l'employé et un autre est envoyé directement au bureau régional de l'assurance-emploi par l'employeur. Ce formulaire est un préalable à toute demande de prestations, mais il doit être envoyé au bureau de l'assurance-emploi, que le droit aux prestations soit établi ou non. Les travailleurs peuvent bien sûr contester l'étiquette, et les règlements sur l'assurance-emploi exigent que le bénéfice du doute soit accordé au travailleur dans les cas où il y a égalité de la prépondérance des preuves. Outre l'inadmissibilité partielle des personnes ayant quitté volontairement leur emploi, le projet de loi C-21 a également introduit une pénalité pour fausse déclaration. Étant donné que, premièrement, il n'y a pas d'évaluation de l'expérience des entreprises en matière d'assurance-emploi au Canada (comme c'est le cas aux États-Unis), que, deuxièmement, les motifs invoqués (étiquettes) sont fondamentalement difficiles à vérifier, et que, troisièmement, l'application de la pénalité pour fausse déclaration concernant le motif de la cessation d'emploi est très coûteuse, il semble plausible qu'une entreprise puisse parfois indiquer, sur le RE, des motifs donnant droit aux prestations de l'assurance-emploi, comme « autres » ou « manque de travail » plutôt que « départ

² Une « inadmissibilité » de X semaines dans le contexte actuel signifie qu'un travailleur ou une travailleuse doit attendre ce nombre de semaines avant de toucher des prestations d'assurance-emploi.

volontaire » ou « renvoi ». Cela équivaldrait effectivement à réétiqueter le travailleur. Bien sûr, tous les travailleurs qui quittent volontairement leur emploi ne deviennent pas inadmissibles aux prestations; c'est le cas uniquement de ceux qui quittent sans « motif valable ». Il s'agit là d'un concept mal défini; à l'heure actuelle, il existe quatorze motifs valables, dont le dernier se lit comme suit : « toute autre circonstance raisonnable prévue par règlement » (DRHC, 1996, projet de loi C-21 / p. 12).

3. *Considérations théoriques*

Dans notre analyse empirique (ci-après), nous évaluons la cohérence des preuves à l'aide de trois simples comptes rendus portant sur l'incidence qu'ont les pénalités imposées aux départs volontaires sur le comportement des entreprises et des travailleurs lors d'une cessation d'emploi. Ces comptes rendus sont : un scénario de « réétiquetage pur » dans lequel les pénalités n'ont pas d'effets réels mais modifient les raisons invoquées pour justifier les cessations d'emploi; un scénario d'« effet inhibiteur » dans lequel ces pénalités réduisent le nombre total de cessations d'emploi; et un modèle simpliste de « réaction nulle » dans lequel le nombre total des cessations d'emploi et la nature de celles-ci demeurent inchangées, et où l'on observe simultanément une diminution du nombre de prestataires de l'assurance-emploi parmi les travailleurs et les travailleuses qui quittent leur emploi ou qui sont renvoyés. Dans la partie restante de la présente section, nous analysons des modèles théoriques du processus de cessation d'emploi qui sont susceptibles de donner lieu aux trois scénarios précités.

A. Modèles qui suscitent un « réétiquetage pur »

Une interprétation courante de la vision des marchés du travail fondée sur un roulement efficace de la main-d'œuvre (p. ex., Becker et coll., 1977; Burdett, 1978; Jovanovic, 1979; et Mortensen, 1988) veut qu'il n'y a pas de différence significative entre les départs volontaires et les mises à pied. Le modèle de McLaughlin (1991) est peut-être le plus digne de mention dans cette catégorie, étant donné qu'il développe des études antérieures. Il interprète notamment l'étiquette du départ volontaire ou du renvoi comme un résumé des conditions du marché du travail sous-jacentes à une cessation d'emploi en particulier, mais avance que l'étiquette n'a pas de conséquences sur le plan économique. Le roulement de la main-d'œuvre est efficace et maximise la richesse commune face à des à-coups économiques, étant donné que des révisions salariales ou des paiements parallèles peuvent toujours être utilisés pour prévenir des cessations d'emploi inefficaces. Un départ survient lorsqu'une révision salariale à la hausse, demandée par un travailleur en raison de l'existence d'une offre extérieure, est refusée par l'employeur. De façon similaire, une mise à pied a lieu lorsqu'un travailleur refuse d'accepter une révision salariale à la baisse demandée par l'employeur.

Il est intéressant de noter que, dans tous ces modèles, il n'y pas de coûts ni de gains financiers liés au réétiquetage des cessations d'emploi : en l'absence de prestations de l'assurance-emploi, une entreprise ou un travailleur qui choisit

*Cette étude accorde
une place
fondamentale à la
compréhension,
lorsque cela est
possible, des
diverses réponses
aux modifications
de la politique, en
fonction du sexe et
de l'âge.*

de changer l'étiquette rattachée officiellement à une cessation d'emploi n'encourt pas de coûts ni n'obtient d'avantages. Si ces modèles sont pris à la lettre, l'introduction d'un gain pécuniaire associé au réétiquetage, par l'entremise du régime d'assurance-emploi, devrait entraîner la disparition complète des départs volontaires au sein de l'économie³. En outre, il ne devrait pas y avoir de changement dans le comportement des entreprises et des travailleurs concernant les cessations d'emploi, en réaction à des pénalités d'assurance-emploi imposée aux départs volontaires⁴. Les modèles de « réétiquetage pur » prédisent également que de telles pénalités n'auront pas d'incidence sur les dépenses gouvernementales consacrées à l'assurance-emploi, puisque les travailleurs qui quittent leur emploi vont continuer à demander des prestations sous l'étiquette « mise à pied » après le changement de politique.

B. Modèles qui comportent un effet inhibiteur sur les cessations d'emploi

Dans tout modèle où l'on restreint la possibilité qu'ont les travailleurs de réétiqueter leur cessation d'emploi, les pénalités d'assurance-emploi imposées aux départs volontaires vont accroître les coûts associés aux départs demandés par les employés et devraient mener à une réduction du nombre total de cessations d'emploi. Dans la présente sous-section, nous attirons l'attention sur trois grandes catégories de facteurs susceptibles de limiter l'étendue d'un tel réétiquetage. Un de ces facteurs est le suivant : si l'information asymétrique est importante sur les marchés du travail, les « étiquettes » rattachées aux cessations d'emploi pourraient véhiculer des renseignements utiles à d'autres entreprises ou à d'autres travailleurs; elles auraient ainsi une valeur en elles-mêmes. Un exemple de cette catégorie de modèles est l'hypothèse de Gibbons et Katz (1991) dite des « mises à pied et des citrons », dans laquelle un travailleur préférerait que sa cessation d'emploi soit associée à une mise à pied massive plutôt qu'individuelle, en raison du signal négatif quant à la qualité du travailleur qui est véhiculé par la catégorie de la mise à pied individuelle.

³ McLaughlin (1991, p.11) ne veut pas évidemment que l'on prenne son modèle au pied de la lettre, mais en abordant les conséquences d'une rotation efficace de la main-d'œuvre sur l'assurance-emploi, il avance l'idée d'un encouragement, pour les personnes qui quittent volontairement leur emploi, à être « réétiquetées » afin de devenir admissibles aux prestations de l'assurance-emploi. Des paiements parallèles, ou des arrangements quelconques, sont proposés comme mécanisme par lequel le travailleur pourrait entraîner l'employeur à accepter d'effectuer un réétiquetage.

⁴ Plus précisément, si l'on compare un monde dans lequel toutes les cessations d'emploi sont traitées de la même façon par le régime d'assurance-emploi avec un monde où seulement les mises à pied sont admissibles aux prestations de l'assurance-emploi, des contrats de travail efficaces devraient donner lieu à des modèles de cessation d'emploi identiques dans les deux mondes. La seule différence entre ces deux mondes sera que dans le deuxième, toutes les cessations d'emploi seront désignées comme des départs volontaires, puisqu'il n'est pas rentable, ni pour l'entreprise, ni pour le travailleur, de renoncer aux prestations de l'assurance-emploi. Il peut être également utile de noter que *les deux mondes connaîtraient davantage de cessations d'emploi qu'un monde où il n'y a aucune assurance-emploi.*

De manière analogue à l'hypothèse de Gibbons et Katz, on peut facilement concevoir un modèle « signalisateur » dans lequel les travailleurs préfèrent que d'autres entreprises sachent qu'ils ont quitté leur emploi volontairement et qu'ils n'ont pas été mis à pied (car cela envoie un signal indiquant une plus grande habileté). Dans le même ordre d'idées, les entreprises peuvent ne pas être intéressées à avoir la réputation de mettre à pied facilement leurs employés. Dans ces deux cas, les parties peuvent avoir un intérêt à prévenir le réétiquetage des cessations d'emploi (« mise à pied » au lieu de « départ volontaire ») même s'il existe un gain financier lié à l'assurance-emploi qui est associé à un tel comportement⁵.

Les travailleurs ou les entreprises peuvent refuser d'acquiescer au « réétiquetage » de cessations d'emploi en raison de la valeur de « signal » des étiquettes.

Un deuxième modèle dans lequel le réétiquetage pourrait être restreint est celui qui comporte certaines rigidités salariales *ex post* (comme dans Hashimoto et Yu, 1980, ou Hall et Lazear, 1984), ainsi que certaines restrictions touchant la capacité des entreprises et des employés à prendre des engagements contractuels. Supposons, par exemple, que les entreprises et les travailleurs s'entendent, *ex ante*, sur un salaire réel de w malgré l'existence d'une incertitude quant à la productivité future interne et externe du travailleur (désignées par θ^i and θ^e respectivement). Concentrons-nous sur une travailleuse dont la meilleure option extérieure comprend à tout le moins la possibilité d'une période de chômage, et appelons son option externe $\theta^e + AE$ dans le cas où elle serait mise à pied et θ^e si elle quitte son emploi (les personnes qui quittent volontairement leur emploi ne sont pas admissibles aux prestations de l'assurance-emploi). Supposons *ex post* que $\theta^e + UI > \theta^i > w > \theta^e$. Dans une telle situation, la richesse combinée de la firme et de la travailleuse est maximisée par la dissolution du lien unissant la firme à l'employée et par la désignation de la cessation d'emploi par le terme « mise à pied ». Cependant, les entreprises qui font face à ce genre de situation seront réticentes à mettre à pied la travailleuse, à moins qu'on leur garantisse une part suffisamment importante de la valeur de la prestation de l'assurance-emploi pour couvrir la perte de $(\theta^i - w)$ et tout coût lié à des transactions. En l'absence d'un tel paiement parallèle, l'entreprise peut réaliser un bénéfice en gardant son employée au salaire w , et celle-ci ne peut pas tirer avantage d'un départ, compte tenu de ce salaire et de la pénalité d'assurance-emploi prévue dans le cas des départs volontaires. Par conséquent, à moins que des firmes puissent s'engager préalablement et de façon crédible à redésigner toutes les cessations d'emploi (en les appelant des mises à pied), l'introduction de pénalités

⁵ Évidemment, dans certains milieux, l'argument pourrait aller dans la direction opposée : les travailleurs pourraient hésiter à laisser étiqueter leur cessation d'emploi comme un départ volontaire car cela signale un attachement à la main-d'œuvre moindre que ce qui est attendu. Les principaux points de cet argument sont les suivants : avec l'envoi de signaux, il y a d'autres facteurs que l'admissibilité aux prestations de l'assurance-emploi qui ont une incidence sur l'étiquetage optimal des cessations d'emploi; en outre, la présence de ces autres considérations est susceptible de réduire le nombre « extrême » de réétiquetages qui est prédit par le modèle fondé purement sur des cessations d'emploi efficaces.

imposées aux départs volontaires va inciter certains travailleurs à garder leur emploi alors qu'ils envisageaient de le quitter.

Enfin, les théories économiques présentées jusqu'ici comprennent seulement deux types d'acteurs : les entreprises et les travailleurs. Or, l'environnement qui est considéré compte bien sûr d'autres acteurs, notamment le ministère responsable du régime d'assurance-emploi et l'organe législatif canadien qui a voté les projets de loi qui nous intéressent dans la présente étude. Un but déclaré de ces deux projets de loi est de réduire les coûts liés au fonctionnement du régime d'assurance-emploi. Par conséquent, ces acteurs supplémentaires ont intérêt à ce qu'il n'y ait pas de réétiquetage massif. Les montants que certains modèles fondés sur le renouvellement efficace du personnel appellent euphémiquement des « paiements parallèles » sont considérés comme des pots-de-vin par ceux qui ont rédigé les projets de loi, dans le cas de certaines des formes sous lesquelles ils sont utilisés. Bien qu'il soit difficile de vérifier s'il y a eu du réétiquetage, grâce à l'adoption du projet de loi C-21 et à la présence d'inspecteurs chargés par DRHC de déceler, entre autres, toute fausse déclaration, il y a au moins des pénalités qui pourraient être suffisantes pour prévenir le réétiquetage.

C. Modèles qui ne suscitent aucune réaction

Bien qu'il soit difficile d'imaginer un modèle économique plausible dans lequel une modification importante de l'admissibilité (aux prestations de l'assurance-emploi) des personnes qui quittent volontairement leur emploi n'a aucun effet sur le nombre de cessations d'emploi désignées comme « départs volontaires », un certain nombre de facteurs pourraient limiter la réaction des entreprises et des travailleurs à l'égard de la législation, à un point tel que cette réaction ne puisse être décelée dans les statistiques nationales sur les cessations d'emploi. Abstraction faite des facteurs mentionnés dans la section précédente, il se peut que les personnes qui quittent volontairement leur emploi aient davantage tendance que d'autres travailleurs à passer directement d'un emploi à un autre, sans traverser une période de chômage. Dans la mesure où certaines de ces personnes sont sûres de ne pas avoir à traverser une telle période, elles devraient être à l'abri des effets des pénalités imposées aux départs volontaires, de sorte qu'un réétiquetage devient inutile. Un autre facteur serait la combinaison d'une bonne application des dispositions de DRHC relatives aux « fausses déclarations » et un nombre relativement faible de travailleurs qui hésitent entre quitter leur emploi et rester dans l'entreprise. Par conséquent, malgré le fait qu'un tel comportement peut être difficile à expliquer de manière logique, il est important de tenir compte de cette possibilité dans notre analyse des données.

4. Questions relatives à l'identification

Bien que les notions d'effet inhibiteur et de réétiquetage soient, à toute première vue, très intuitives, il est utile à ce stade-ci de formuler une définition un peu plus claire. Dans la présente étude, nous affirmons qu'un réétiquetage de départs volontaires a eu lieu en réaction à un changement de la politique relative à l'assurance-emploi qui pénalise les départs volontaires si, après le changement de politique, il y a des mises à pied qui *auraient* été étiquetées comme départs volontaires si le changement en question n'avait pas eu lieu. Cette définition attire l'attention sur deux aspects importants du réétiquetage. Premièrement, étant donné qu'on ne voit pratiquement jamais deux fois la même cessation d'emploi avec des étiquettes différentes, et qu'on ne relève pas non plus une quelconque étiquette « vraie » dans le cas des cessations d'emploi, le réétiquetage doit être défini par une analyse factuelle opposée. (De façon similaire, l'effet inhibiteur est défini comme le nombre de travailleurs qui n'ont pas quitté leur emploi mais qui l'*auraient* quitté sous l'ancien régime). Deuxièmement, on remarque que le taux de départs volontaires (c'est-à-dire le rapport entre les cessations d'emploi étiquetées comme départs volontaires et les emplois existant dans la période antérieure) peut chuter en raison du réétiquetage et (ou) de l'effet inhibiteur.

Étant donné qu'on ne voit jamais deux fois la même cessation d'emploi, les changements doivent être inférés d'une analyse factuelle opposée.

Afin de voir comment on pourrait distinguer de manière empirique les conséquences du réétiquetage et de l'effet inhibiteur, il est instructif de considérer un simple modèle formel. Pour ce faire, prenons la population de personnes occupant un emploi au début d'un mois donné, E_t , et supposons que E_t est déterminé par un processus dynamique exprimé ainsi :

$$E_t = h(X_t, u_t) \quad (1)$$

où X_t est un vecteur de variables macroéconomiques et saisonnières, et u_t un à-coup aléatoire. Supposons également que chaque membre, i , de cette population a un vecteur de caractéristiques personnelles x_{it} .

Considérons aussi le mappage $g: (x_{it}, X_t, P_t, e_t) \rightarrow \{R, DV, MT\}$ où les résultats sont les suivants : (R) le travailleur reste au sein de l'entreprise jusqu'à la fin du mois; (DV) le travailleur quitte volontairement son emploi; ou (MT) le travailleur est mis à pied pour des raisons économiques, c'est-à-dire un « manque de travail ». Il est à noter que ce mappage peut être modifié, outre par le regroupement des variables macroéconomiques et saisonnières, par

une variable relative à la politique en matière d'assurance-emploi (P_t) et par un terme d'écart e_t , qui peut être corrélé avec u_t ⁶.

En outre, il faut tenir compte du fait qu'entre deux périodes quelconques, et pour toute valeur de x , la fonction g peut soit attribuer la même étiquette à la valeur x en question au cours des deux périodes, soit changer l'étiquette qui lui est attribuée, et ce d'une manière parmi six possibles (de R à DV, de DV à R, de R à MT, de MT à R, de DV à MT et de MT à DV). Maintenant, en gardant X inchangé à une valeur donnée et en modifiant le niveau P , exprimons comme suit la fraction nette de la population active occupée qui permute entre les trois états :

Mouvement net de :	Concept :	Notation :
DV à MT	« Réétiquetage comme MT »	D_s
MT à DV	« Réétiquetage comme DV »	D_v
MT à R	« Inhibition des MT »	I_s
DV à R	« Inhibition des DV »	I_v

où D_s , D_v , I_s and I_v sont tous définis d'après des variables réelles positives⁷. Par conséquent, le changement de politique en matière d'assurance-emploi peut, en principe, inciter des travailleurs et des entreprises qui se séparent à réétiqueter la cessation d'emploi, et il peut aussi inciter à rester les travailleurs qui auraient quitté (s'il n'y avait pas eu de changement de politique). Les changements de politique peuvent avoir des effets opposés selon la valeur de x_{it} , mais ce n'est que la variation nette qui peut être observée.

Supposons maintenant que les fonctions g et h décrites précédemment sont telles que la fraction de la population active occupée qui est attribuée à chacune des trois étiquettes pour un mois donné peut être exprimée de la manière suivante :

$$\mathbf{MT}_t / \mathbf{E}_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1 \mathbf{X}_t + \mathbf{d}_1 \mathbf{P}_t + \mathbf{v}_{1t} \quad (2)$$

$$\mathbf{DV}_t / \mathbf{E}_t = \mathbf{a}_2 + \mathbf{b}_2 \mathbf{X}_t + \mathbf{d}_2 \mathbf{P}_t + \mathbf{v}_{2t} \quad (3)$$

$$\mathbf{R}_t / \mathbf{E}_t = \mathbf{a}_3 + \mathbf{b}_3 \mathbf{X}_t + \mathbf{d}_3 \mathbf{P}_t + \mathbf{v}_{3t} \quad (4)$$

où les « v » représentent des termes d'écart. Il est à noter que par l'identité $R + DV + MT = E$, l'équation (4) devient redondante. Les coefficients d_1 et

⁶ Il est à noter également que e_t pourrait ne pas être distribuée de manière indépendante et identique. Par exemple, cette variable pourrait être autocorrélée.

⁷ Il est également possible d'avoir un « encouragement » à utiliser les motifs « départ volontaire » et « manque de travail ». Nous limitons cet encouragement à zéro, étant donné que les changements en question ne peuvent être interprétés comme favorisant des cessations d'emploi.

d_2 sont liés aux effets du réétiquetage et de l'inhibition de la manière suivante :

$$d_1 = D_s - D_v - I_s, \text{ et} \quad (5)$$

$$d_2 = -(D_s - D_v) - I_v. \quad (6)$$

Les équations (5) et (6) indiquent ce qui suit. Premièrement, si, outre les paramètres estimés d_1 et d_2 , nous n'avons aucune autre information préalable sur l'importance de I_s , I_v , D_s ou D_v , aucun de ces effets n'est identifié. Une certaine identification peut être réalisée si on présume que la valeur de I_s et D_v est zéro. Or, cela semble plausible. Nous ne voyons aucune raison évidente pour laquelle les changements, examinés ici, qui touchent les prestations versées aux personnes qui quittent volontairement leur emploi feraient hésiter les entreprises à mettre à pied des travailleurs⁸. En outre, il n'y a plus de raison évidente pour laquelle des travailleurs mis à pied accepteraient d'être étiquetés comme employés ayant quitté volontairement leur emploi et de perdre ainsi leur admissibilité aux prestations de l'assurance-emploi. Compte tenu de ces restrictions, les divers scénarios qui ont été décrits dans la section précédente ont des conséquences distinctes pour d_1 et d_2 , et certaines d'entre elles peuvent être vérifiées les unes par rapport aux autres. Ces modèles sont, tour à tour, les suivants :

A. Modèle simpliste ne suscitant aucune réaction

Il n'y a pas de réponse comportementale aux changements de politique :
 $d_1 = d_2 = 0$.

B. Modèle de « réétiquetage pur » ou de cessations d'emploi efficaces

En l'absence d'un effet inhibiteur sur les départs volontaires (c.-à.-d. $I_v = 0$), les équations (5) et (6) laissent supposer que nous devrions considérer $d_1 = -d_2 > 0$. Les mises à pied devraient augmenter, et cette augmentation devrait correspondre à la diminution du nombre de départs volontaires, en réaction au changement de politique.

C. Modèle d'« effet inhibiteur pur »

S'il n'y a pas de réétiquetage net (c.-à.-d. si $D_s = 0$), le coefficient de la variable factice dans l'équation des mises à pied, d_1 , est égal à zéro, et le coefficient de la variable factice dans l'équation des départs volontaires, d_2 , est égal à la négative de l'effet inhibiteur touchant les départs volontaires.

⁸ Le projet de loi C-113 a réduit le coefficient de remplacement du revenu des prestations, qui est passé, dans le cas des départs non volontaires, de 60 à 57 p. 100. Cette réduction pourrait avoir eu un effet négatif sur le taux d'acceptation des demandes de prestations de l'assurance-emploi dans le cas des départs non volontaires, mais il est peu probable qu'elle ait eu une incidence sur les mises à pied effectuées par les entreprises.

D. Inhibition et réétiquetage combinés

S'il y a aussi bien du réétiquetage que de l'inhibition de départs volontaires, alors d_1 identifie le réétiquetage et $d_1 + d_2$ mesure l'effet inhibiteur.

5. *Données et statistiques descriptives*

Dans la présente étude, nous utilisons des séries chronologiques mensuelles sur les cessations d'emploi fondées sur les données contenues dans les RE de DRHC⁹. Les principaux avantages de l'utilisation des données des RE dans notre étude résident dans le fait que ces informations sont recueillies sous forme d'un échantillon aléatoire de 10 p. 100 de l'ensemble des cessations d'emploi qui sont déclarées et qu'elles classent les individus en fonction des mêmes motifs de cessation d'emploi que ceux utilisés pour administrer le régime d'assurance-emploi. Pour la durée de la période étudiée, les catégories figurant sur le RE sont les suivantes : manque de travail, grève ou lock-out, retour aux études, maladie ou blessure, départ volontaire, grossesse ou adoption, retraite, travail partagé, formation d'apprentis, âge de 65 ans, renvoi, congé autorisé et autres. Un RE doit être rempli chaque fois qu'un travailleur cesse de travailler pour le compte d'un employeur, et ce formulaire est un élément préalable au versement de prestations de l'assurance-emploi. Étant donné que les travailleurs renvoyés étaient également pénalisés par les projets de loi C-21 et C-113, il pourrait aussi être intéressant de se pencher sur cette catégorie de cessation d'emploi. Cependant, nous pouvons le faire ici seulement d'une manière très limitée, car les renvois n'ont pas été inclus comme raison distincte de cessation d'emploi avant 1990¹⁰. Auparavant, ils faisaient partie de la catégorie « autres ». Afin de rendre compte en partie de l'hétérogénéité du marché du travail, les données sont réparties d'après le sexe et dans deux groupes d'âge (15-24 ans et 25-54 ans). Malheureusement, dans les extraits de données à notre disposition, aucune distinction ne peut être effectuée d'après le caractère temporaire ou permanent des mises à pied, ni par secteur de marché ou région. Les RE sont également analysés d'après le Profil vectoriel (PV) administratif relatif à l'assurance-emploi, afin de déterminer la fraction de cessations d'emploi qui aboutissent à une demande de prestations acceptée. Aucune des séries n'a été désaisonnalisée avant notre analyse.

Des statistiques descriptives de base concernant les données des RE sont présentées dans les tableaux 1 et 2, par période d'application de la politique en matière d'assurance-emploi, c'est-à-dire : la période de référence 1, avant l'adoption du projet de loi C-21, de janvier 1980 à octobre 1990; la période 2, au cours de laquelle il y a eu une inadmissibilité partielle pendant qu'était en vigueur le projet de loi C-21, de novembre 1990 à mars 1993; et la période

Nous avons constaté clairement que les personnes ayant quitté volontairement leur emploi, ainsi que celles renvoyées pour un motif valable, étaient dans de nombreux cas devenues inadmissibles aux prestations en raison de la législation.

⁹ Les auteurs tiennent à remercier Ging Wong, Carol Guest et Anne Routhier de DRHC pour avoir fourni les données administratives et mis celles-ci généreusement à notre disposition.

¹⁰ Lorsqu'on examine les données, en commençant par l'année 1990, il semble qu'il se soit écoulé près d'un an entre le moment où des renvois ont été signalés pour la première fois et celui où ils ont atteint un niveau stable.

Bien que nous ayons observé une incidence faible ou nulle de l'inadmissibilité partielle sur le comportement des travailleurs et des travailleuses en matière de cessation d'emploi, nous avons constaté que la subséquente suppression complète de l'admissibilité des personnes qui quittent volontairement leur emploi (sans motif valable) réduit bel et bien la propension à avoir recours à ce type de cessation d'emploi chez les travailleurs âgés de 15 à 24 ans, ainsi que chez les travailleuses des deux groupes d'âge qui ont été étudiés (15-24 ans et 25-54 ans).

3, commençant après l'introduction de l'inadmissibilité totale en vertu du projet de loi C-113, au mois d'avril 1993, et s'étendant sur neuf mois dans le cas du taux tiré du Profil vectoriel et sur quinze mois dans celui des données tirées des RE¹¹. Les statistiques descriptives portent sur le taux cumulatif de cessations d'emploi (C/E), qui comprend les 13 motifs relatifs aux cessations d'emploi, sur le taux de départs volontaires (DV/E), sur un groupe mixte comprenant les catégories « autres » et « renvoi » (A-R), ainsi que sur le taux de mises à pied (MT/E). L'emploi (E) est le nombre d'emplois par groupe d'âge enregistré par l'Enquête sur la population active (EPA) de Statistique Canada.

D'après le tableau 1, il est clair que le taux de cessation d'emploi des jeunes travailleurs de sexe masculin est presque le double de celui des hommes dans la force de l'âge, le nombre total de cessations d'emploi correspondant, en moyenne, à un peu plus de 7 p. 100 de l'emploi existant au cours de chaque mois. Dans le cas des femmes, l'écart n'est pas aussi grand, et les taux sont légèrement plus bas, à savoir 5,5 p. 100 pour le groupe 15-24 ans, et 3,5 p. 100 pour celui des 25-54 ans. Il est difficile de tirer des conclusions sur la façon dont les taux varient d'une période à l'autre à partir des chiffres bruts de ce tableau parce que le début de la période 2 est très près du commencement de la récession de 1991-1992, et que les diverses périodes couvrent des mois différents. Ces taux sont donc « contaminés » par des fluctuations cycliques et saisonnières qui sont assez importantes. Ces données nous permettent néanmoins d'avoir une idée de l'ordre de grandeur des variations en question. Environ 1,5 à 2 p. 100 des travailleurs et travailleuses âgés de 15 à 24 ans quittent leur emploi chaque mois, comparativement à 0,5 à 0,8 p. 100 dans le cas des travailleurs et travailleuses âgés de 25 à 54 ans. On observe un écart similaire, mais moins prononcé, dans le groupe « autres et renvoi » : environ 1,4 à 1,5 p. 100 des travailleurs et travailleuses plus jeunes (15-24 ans) sont mis à pied chaque mois, mais le taux dans le cas du deuxième groupe (25-54 ans) n'est que de 0,7 à 0,8 p. 100. Par contraste avec les catégories « départ volontaire » et « autres et renvoi » dont il a été question jusqu'ici, lorsqu'on observe des écarts plus importants entre les groupes d'âge qu'entre les sexes, la différence la plus marquée dans le cas du taux de mises à pied (manque de travail ou MT) est liée au sexe. En effet, les hommes présentent un taux de mises à pied beaucoup plus élevé que les femmes. Celui des femmes se situe entre 1,3 et 1,4 p. 100, tandis que celui des hommes est de 2 à 3 p. 100. Ces chiffres reflètent probablement des différences existant entre les secteurs dans lesquels travaillent les hommes et les femmes. Les écarts-types dans le cas de la série des 15-24 ans sont aussi uniformément plus importants que

¹¹ Bien que l'ensemble de données se soit prolongé jusqu'en 1995 lorsque notre échantillon a été prélevé, cela prend du temps avant que les fichiers soient « remplis » en raison des décalages dans la collecte et l'entrée des données des RE. Cela prend encore plus de temps pour obtenir la fiabilité des données correspondantes relatives aux demandes de prestations. Étant donné qu'il serait facile d'interpréter erronément les décalages présents dans le processus de collecte des données comme des baisses du nombre de cessations d'emploi, nous avons choisi avec prudence les dates de fin des séries.

ceux de la série des 25-54 ans, pour les deux sexes. Ce fait semble attribuable tant à la taille plus petite de l'échantillon étudié qu'à l'instabilité intrinsèque du comportement des jeunes travailleurs et travailleuses sur le marché du travail.

Aux données des RE correspondent des statistiques mensuelles sur le nombre de demandes de prestations, réparties par motif de cessation d'emploi lorsque le mois au cours duquel a été présentée la demande correspond au mois où a eu lieu la cessation d'emploi. Notre définition du taux d'acceptation des demandes de prestations de l'assurance-emploi est simplement la fraction de RE qui donne droit à des prestations¹². Le tableau 2 illustre les taux d'acceptation dans le cas des départs volontaires, par période. On voit que le taux diminue de manière significative d'une période à l'autre, mais comme dans le cas des taux de cessation d'emploi, des facteurs saisonniers et cycliques rendent toute inférence difficile. Contrairement à ce qui est observé dans le cas des taux de cessation d'emploi, la différence la plus marquée entre les taux d'acceptation des demandes a rapport à l'âge et non au sexe, le taux le plus faible étant enregistré par les travailleurs et travailleuses plus jeunes qui ont quitté volontairement leur emploi.

¹² Pour une analyse des diverses définitions du taux d'acceptation des demandes, voir Storer et Van Audenrode (1995). Une question connexe est que plusieurs RE peuvent être réunis pour présenter une demande unique (c'est-à-dire qu'une demande peut être fondée sur plusieurs emplois distincts). Si une demande est fondée sur, disons, deux RE, le numérateur et le dénominateur de notre taux d'acceptation sont tous deux multipliés par deux. La grandeur que nous avons utilisée est la fraction de cessations d'emploi (de RE) qui sont utilisées pour établir tout droit à des prestations.

6. Cadre statistique

Afin d'évaluer les effets des politiques et d'extraire les effets de confusion potentiels qu'ont les facteurs cycliques et saisonniers sur la nature des cessations d'emploi, nous avons élaboré un ensemble de régressions de séries chronologiques à l'aide des variables du côté droit suivantes : variables saisonnières factices, caractéristiques de facteurs conjoncturels regroupés et variables factices relatives aux différentes politiques d'assurance-emploi qui touchent l'admissibilité aux prestations. En créant ces modèles, nous avons constaté que les caractéristiques du cycle conjoncturel que nous connaissons sont étroitement liées à la variable dépendante. (Les taux de chômage, par exemple, sont clairement touchés par le nombre et la nature des cessations d'emploi). C'est pourquoi nous avons utilisé uniquement des variables de cycle conjoncturel retardées, et non pas contemporaines, afin d'éviter un biais de simultanéité. Les données utilisées comme variables indépendantes sont l'Indice de l'offre d'emploi (IOE) de Statistique Canada (toujours divisé par dix) et le taux de chômage selon le groupe d'âge tiré de l'Enquête sur la population active (EPA).

Toutes les séries chronologiques qui ont été utilisées ont été testées à l'aide de tests de Dickey-Fuller augmentés et de dispositions de Phillips-Perron pour l'autocorrélation, afin de déterminer s'il y avait des racines unitaires à la fréquence nulle. Nous avons inclus également un ensemble de variables factices pour tenir compte des fluctuations saisonnières. Comme l'indiquent Davidson et MacKinnon (1993, p. 705), étant donné que ces variables mensuelles factices sont non stochastiques et du même ordre que la constante, leur inclusion ne modifie pas la distribution asymptotique des variables à tester. La plupart des séries rejettent fortement l'hypothèse nulle d'une racine unitaire, même si une des séries RE présente un critère de test qui est très proche de la valeur critique au niveau de 10 p. 100, mais qui ne peut rejeter l'hypothèse nulle. Cela n'est pas inattendu, compte tenu du grand nombre de séries qui ont été testées. Toutes ces séries sont considérées comme stationnaires¹³.

Afin de permettre aux personnes de réagir d'une façon non instantanée aux fluctuations conjoncturelles et aux changements de politique, et pour tenir compte de l'autocorrélation dans les résidus, nous avons inclus des variables dépendantes retardées qui peuvent être interprétées comme des effets d'adaptation partielle. Compte tenu de toutes ces considérations, nous avons choisi un modèle retardé à distribution autorégressive de la forme suivante :

Nous nous sommes efforcés dans l'analyse de contrôler les changements du cycle économique et les effets saisonniers afin qu'ils ne soient pas confondus avec les effets du changement de politique.

¹³ Cela est cohérent avec les constatations de Lee et Siklos (1991) qui ne relèvent pas de racines unitaires dans le taux de chômage trimestriel brut au Canada, et ce ni à la fréquence nulle, ni à la fréquence saisonnière.

$$y_t = a + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i} + \sum_{j=12}^q b_j y_{t-j} + \sum_{k=1}^r c_k x_{t-k} + \sum_{l=12}^s c_l x_{t-l} + \sum_{n=1}^{11} m_n \quad (7)$$

$$+ d_1 t + d_2 P_2 + d_3 P_3 + u_t,$$

où : $u_t \sim IID(0, \sigma^2)$

comme base pour tester le modèle final. Outre les tests T et F, nous avons utilisé les critères d'information d' Akaike (1973) et de Schwarz (1978) pour le choix du modèle. Nous n'avons jamais vérifié si p ou r était plus grand que 3, ni si q ou s était plus grand que 15, dans le cas de la variable dépendante retardée (y) ou de la variable du cycle économique (x). L'utilisation de variables factices plutôt que de différences saisonnières est abordée par Harvey (1981). L'approche utilisant la variable de la politique est ce que Mills (1990, chap. 12 et 13) appelle l'analyse de l'intervention; chaque indicateur de politique a la valeur de u dans son intervalle de politique et la valeur de zéro ailleurs. Les sommations de j et l, commençant à 12, dans l'équation (7), saisissent le caractère mensuel de nos données et permettent une flexibilité maximale dans la réduction de l'ensemble de paramètres¹⁴. Par contraste, afin de faciliter des comparaisons, nous avons voulu utiliser la même spécification dans toutes les équations similaires, lorsque cela était possible, et inclure ainsi des variables de cycle économique au-delà du nombre minimal dans le cas de certaines régressions.

Une tendance temporelle linéaire (t) est maintenue dans toutes les régressions. Comme on peut le prévoir, compte tenu de la corrélation partielle potentiellement élevée entre une fonction en escalier et une tendance temporelle, l'inclusion de t a une incidence sur la variable de la politique. Bien que les critères d' Akaike et de Schwarz rejettent la tendance dans le cas de certaines séries, celle-ci est conservée dans toutes les régressions afin de faciliter les comparaisons.

Nous avons vérifié de manière approfondie s'il y avait de l'autocorrélation, car en présence de variables dépendantes retardées, celle-ci entraînerait de l'incohérence si elle était présente. Nous avons effectué un certain nombre de tests de Breusch (1978) - Godfrey (1978) à l'aide de régressions artificielles;

¹⁴ Une spécification parcimonieuse courante de la structure de décalage de la variable dépendante ou indépendante est la suivante : $(1-B)^p(1-B^{12})$, où B est l'opérateur de décalage. Notre spécification saisit cette intuition, mais nous permet aussi de laisser tomber des décalages (l'interaction des décalages du premier terme avec B^{12}) s'ils sont rejetés par nos critères d'information. Il est important de garder des degrés de liberté dans cette application, car nos séries sont relativement courtes.

les tests pour les résidus échelonnés une et 12 fois sont présentés dans le cas de chaque équation. Les tests Lemieux-MacLeod (LM) de Breusch-Pagan (1980) permettant de vérifier l'existence d'une autocorrélation (non indiqués) de divers ordres ont également été utilisés. Bien qu'un faible nombre de ces critères utilisés pour des tests sont significatifs au niveau de 10 p. 100, on considère cela normal, étant donné que 24 décalages ont été testés dans le cas de chaque régression. Nous sommes convaincus qu'il n'y a pas d'autocorrélation. Cependant, les tests ont révélé de l'hétéroscédasticité dans de nombreuses régressions. Des estimations des termes d'écart cohérentes sur le plan de l'hétéroscédasticité ont donc été utilisées tout au long de l'étude, puisque les séries sont suffisamment brèves pour nous faire hésiter à effectuer une modélisation directe de l'hétéroscédasticité.

Dans les équations comportant des variables dépendantes retardées, on peut interpréter les variables indépendantes comme ayant aussi bien des effets à long terme qu'un effet à court terme (p. ex., Johnston, 1984, p. 350). L'effet à court terme est le coefficient de la variable. En raison du caractère autorégressif de l'équation, l'équilibre à long terme est atteint de manière asymptotique. Cependant, la spécification est restrictive par le fait que toutes les variables du côté droit sont assujetties au même processus d'adaptation. En outre, les variables relatives à la politique touchent relativement peu d'observations, et elles sont moins nombreuses et moins significatives que les variables du cycle économique. L'importance des effets à long terme des variables relatives aux politiques doit donc être considérée avec précaution.

7. Résultats

A. Taux d'acceptation des demandes relatifs aux personnes qui ont quitté volontairement leur emploi

Afin d'établir que la législation a eu une incidence sur la propension des personnes qui quittent leur emploi à demander des prestations de l'assurance-emploi, nous avons d'abord examiné les taux d'acceptation des demandes relatifs à ce groupe de personnes. Les quatre régressions sont toutes clairement autorégressives, mais les critères de spécification rejettent les retards annuels. Comme on peut le constater d'après les tests de Breusch-Godfrey, il n'y a pas d'autocorrélation des résidus. Il est intéressant de noter qu'il semble y avoir, en ce qui a trait au taux d'acceptation des demandes, une tendance décroissante indépendante des changements de politique, sauf dans le cas du groupe des hommes dans la force de l'âge. Dans la deuxième période relative aux politiques, les quatre groupes connaissent tous une diminution modérée mais significative du taux d'acceptation des demandes. Par contraste, la baisse enregistrée durant la troisième période est assez importante par rapport à la première, ce qui ne paraît pas inattendu compte tenu du changement beaucoup plus radical de la politique relative à l'assurance-emploi. Ces dernières baisses sont assez marquées, compte tenu des niveaux que donne le tableau 2, mais comme on l'a fait remarquer précédemment, les personnes qui quittent volontairement leur emploi sont loin d'avoir toutes perdu leur admissibilité aux prestations. Bien que les deux groupes plus âgés commencent à un taux d'acceptation des demandes plus élevé dans la période 1, le coefficient relatif aux variables factices de la période 3 indique, dans le cas des deux groupes des 25-54 ans, une baisse d'un peu plus de 7 p. 100, ce qui est assez considérable. Il faut se rappeler qu'il s'agit là uniquement des effets à court terme. Les effets à long terme sont beaucoup plus importants et correspondent aux coefficients relatifs aux périodes divisés par la somme des coefficients relatifs aux variables dépendantes retardées.

B. Régressions relatives aux taux de cessation d'emploi selon le motif de la cessation

Les tableaux 4 (hommes) et 5 (femmes) présentent les régressions relatives au taux de cessation d'emploi. Afin d'enlever l'autocorrélation des résidus, il faut, pour ces données, un modèle autorégressif plus complexe que dans le cas des taux d'acceptation des demandes. Les tableaux présentent quatre régressions pour chaque groupe d'âge et chacun des sexes. La première régression est celle du taux de départs volontaires (DV / E), qui est essentiel pour notre analyse. Viennent ensuite les deux groupes au sein desquels on

s'attend à ce qu'il se fasse du réétiquetage. Il y a d'abord la catégorie « autres et renvoi », qui, évidemment, est un regroupement problématique puisqu'il comprend à la fois une étiquette inadmissible aux prestations ainsi qu'une étiquette dont nous nous attendons le plus qu'elle puisse faire l'objet d'un réétiquetage. Cette combinaison est un mal nécessaire car, comme nous l'avons mentionné précédemment, ces deux catégories ont été séparées seulement en 1990. Malgré cela, un effet pourrait être dominant, ou alors il pourrait y avoir du réétiquetage au sein du groupe des personnes qui quittent volontairement leur emploi et pas dans celui des personnes congédiées; c'est pourquoi la régression est incluse. Nous accordons une plus grande attention à cette question dans la prochaine sous-section. La catégorie de cessation d'emploi « manque de travail » (mise à pied) est indiquée dans la colonne suivante; dans ce groupe également, on peut s'attendre à du réétiquetage. Il faut se rappeler que les mises à pied, tant temporaires que permanentes, sont subsumées dans ce groupe puisqu'elles ne peuvent être identifiées de manière distincte dans nos données. Enfin, il y a le taux global de cessations d'emploi (C/E); ce taux rend compte de tous les types de cessation d'emploi.

Si on examine les coefficients relatifs aux variables des politiques, les hommes âgés de 25 à 54 ans, dans le tableau 4, ne présentent aucune réaction aux changements de politique. Outre le fait que les coefficients sont insignifiants, les estimations ponctuelles sont également très faibles. Dans le cas des hommes âgés de 15 à 24 ans, la variable factice pour la période 3 dans la régression relative aux départs volontaires est légèrement significative (valeur prédictive de 0,75) et d'une importance modérée, ce qui laisse penser que la propension de ces travailleurs à quitter volontairement leur emploi est réduite par la législation. Cependant, aucun des coefficients des politiques relatifs aux autres régressions de ce groupe n'est significatif. Toutefois, l'estimation ponctuelle dans la régression relative au nombre total de cessations d'emploi (C/E) est importante et négative, comme c'est prévisible lorsqu'il y a une réduction du taux de départs volontaires sans qu'il y ait de réétiquetage, mais l'écart-type est également assez important, de sorte qu'on ne peut pas dire grand-chose avec certitude.

Dans le tableau 5, les deux groupes féminins présentent des coefficients de variables factices de la période 3 très significatifs dans le cas des régressions relatives aux départs volontaires qui ont une importance appréciable sur le plan économique. De plus, le taux global de cessations d'emploi (C/E) pour les jeunes femmes présente, dans le cas de la période 3, un coefficient négatif qui est très grand du point de vue économique et qui est statistiquement significatif. Cela laisse penser qu'un effet inhibiteur est très probable en ce qui concerne ce groupe.

Pour aucun des trois groupes sur les quatre qui présentent une réduction du taux de départs volontaires n'observe-t-on une augmentation du taux de

mises à pied, ni du taux relatif à la catégorie « autres et renvoi » comme ce devrait être le cas pour que l'hypothèse du réétiquetage soit crédible. En fait, les estimations ponctuelles ne sont même pas positives, mais plutôt faibles et négatives de manière insignifiante. Dans l'ensemble, le modèle simpliste de « réaction nulle » semble fonctionner assez bien dans le cas des hommes dans la force de l'âge, tandis que les femmes des deux groupes d'âge, ainsi que les hommes du groupe plus jeune, semblent dissuadés de quitter par l'inadmissibilité totale.

C. Les catégories de cessation d'emploi « autres » et « renvoi »

Avant 1990, la catégorie « renvoi » faisait partie de la catégorie « autres ». Malheureusement, la séparation de ces deux catégories est survenue à un moment trop rapproché de l'introduction de l'inadmissibilité partielle pour qu'on puisse l'analyser de manière utile par rapport au changement de politique en question. Cependant, une simple comparaison avant-après est possible concernant l'inadmissibilité totale. Les taux de cessations d'emploi sont indiqués dans le tableau 6 et les taux d'acceptation des demandes, dans le tableau 7. Nous souhaitons fortement utiliser tous les 15 mois de données qui étaient disponibles pour la période ayant suivi le changement de politique, dans le cas des taux de cessations d'emploi. Cependant, les facteurs saisonniers et cycliques sont assez importants. Heureusement, la conjoncture économique a été remarquablement stable avant et après l'introduction de l'inadmissibilité totale. Les fluctuations saisonnières sont prises en compte en faisant correspondre les mois, c'est-à-dire en s'assurant que les mêmes mois sont étudiés tant pour les groupes « avant » que pour les groupes « après ». Deux échantillons « avant » sont possibles; les deux incluent évidemment la période comprise entre avril 1992 et mars 1993. Le problème avait trait à la façon de faire correspondre la deuxième séquence avril-juin et donc le total requis de 15 mois. Une possibilité (Avant 1) consiste à utiliser la période avril-juin de 1992; l'autre consiste à compter deux fois ces mêmes mois en 1993 (Avant 2). La première période présente l'avantage de ne pas introduire deux fois les mêmes erreurs, tandis que la deuxième est une période dont la conjoncture économique est plus semblable à celle de la période qui a suivi le changement de politique. On remarquera la similitude existant entre les périodes en ce qui a trait au taux de chômage et à l'IOE. Quelle que soit la spécification que l'on préfère, chacune d'elles donne des résultats très semblables dans le cas des catégories « renvoi » et « autres ». Aucun des écarts relatifs au nombre de cessations d'emploi pour les diverses périodes n'est significatif; en effet, il n'y a pratiquement pas de variation dans le cas des deux catégories.

À la différence des taux de cessations d'emploi, il y a seulement neuf mois de données sur les demandes de prestations pour la période, de sorte que nous

avons utilisé uniquement les mois correspondants de la période qui a précédé l'adoption de projet de loi. Les deux groupes montrent une diminution du taux d'acceptation des demandes dans le cas des personnes qui sont renvoyées, comme le montre le tableau 7. Cela laisse penser que les incitatifs pécuniaires pour susciter un changement de comportement existent bel et bien, même si 34 p. 100 des personnes âgées de 25 à 54 ans et 16 p. 100 de celles âgées de 15 à 24 ans continuent de recevoir des prestations après l'introduction de l'inadmissibilité totale. Par contraste, le taux d'acceptation des demandes dans la catégorie « autres » est remarquablement constant tout au long des périodes 2 et 3. Ces tableaux fournissent des preuves qui vont à l'encontre de l'hypothèse d'un réétiquetage dans le cas des personnes faisant partie du groupe « renvoi motivé », lesquelles subissent de toute évidence une perte pécuniaire en raison de la législation relative à l'assurance-emploi. Ou bien l'étiquette a une valeur en elle-même qui l'emporte sur les coûts liés au réétiquetage, ou alors les contraintes institutionnelles sont suffisantes pour prévenir la conclusion d'arrangements parallèles. La stabilité du groupe « autres » renforce davantage la conclusion qui a été avancée dans la sous-section précédente, à savoir que le groupe des personnes qui ont quitté volontairement leur emploi ne fait pas l'objet d'un réétiquetage vers la catégorie « autres » après l'introduction de l'inadmissibilité totale aux prestations de l'assurance-emploi (c'est-à-dire dans la période 3), où l'on observe une baisse significative du nombre de départs volontaires. Il s'agit là d'un argument solide, car si les entreprises s'inquiètent de pénalités éventuelles, on peut dire que c'est la catégorie « autres » et non la catégorie « manque de travail » qui serait la moins problématique à utiliser pour réétiqueter les travailleurs.

8. Récapitulation

Dans la présente étude, nous avons essayé d'utiliser de récentes modifications législatives qui ont réduit (projet de loi C-21) puis supprimé (projet de loi C-113) l'admissibilité aux prestations de l'assurance-emploi des personnes qui quittent volontairement leur emploi ou qui sont renvoyées pour un motif valable, afin d'éclaircir quelque peu les hypothèses économiques relatives aux cessations d'emploi. Nous avons également voulu déterminer l'incidence de la législation sur le total des dépenses liées au régime d'assurance-emploi. Nous avons constaté clairement que les personnes ayant quitté volontairement leur emploi, ainsi que celles renvoyées pour un motif valable, étaient, dans de nombreux cas, devenues inadmissibles aux prestations d'assurance-emploi en raison de la législation. Bien que nous ayons observé une incidence faible ou nulle de la première modification législative (inadmissibilité partielle) sur le comportement des travailleurs et des travailleuses en matière de cessation d'emploi, nous avons constaté que la subséquente suppression complète de l'admissibilité des personnes qui quittent volontairement leur emploi (sans motif valable) réduit bel et bien la propension à avoir recours à ce type de cessation d'emploi chez les travailleurs âgés de 15 à 24 ans, ainsi que chez les travailleuses des deux groupes d'âge qui ont été étudiés (15-24 ans et 25-54 ans)¹⁵. Cependant, dans aucun cas n'avons-nous décelé une hausse concomitante du nombre de cessations d'emploi enregistrées sous d'autres catégories (admissibles aux prestations) comme ce devrait être le cas si les travailleurs et les entreprises réétiquetaient simplement les cessations d'emploi en réaction à la législation en question.

Nous en arrivons donc à la conclusion que la réaction des travailleurs et des entreprises à l'introduction d'asymétries très marquées dans le traitement, par le régime d'assurance-emploi, des départs volontaires et des renvois, comparativement aux autres types de cessation d'emploi, est adéquatement décrite, dans le cas des hommes âgés de 25 à 54 ans, par un modèle simpliste de « réaction nulle », dans lequel le comportement en matière de cessation d'emploi demeure inchangé et où les personnes qui quittent volontairement leur emploi subissent des pertes réelles en ce qui a trait aux prestations de l'assurance-emploi. Concernant d'autres groupes démographiques, un modèle fondé purement sur un effet inhibiteur, dans lequel certains travailleurs gardent leur emploi au lieu de quitter, et où il n'y a pas de réétiquetage, suffit pour rendre compte des types de réaction que nous avons observés. Dans l'ensemble, nous considérons que les résultats que nous avons obtenus ne permettent pas de renforcer beaucoup la vision du marché du travail fondée sur des « cessations d'emploi efficaces ». Cependant, le fait que l'étiquetage

Dans tous les cas où une réponse a été observée, il s'agit d'une inhibition de départs volontaires. Il n'y a pas de preuve de réétiquetage...

Étant donné que le nombre total de cessations d'emploi semble être réduit par la législation en question, les économies totales pour le régime d'assurance-emploi sont probablement plus importantes que ne l'indique la seule baisse du taux d'acceptation des demandes relatif aux personnes qui quittent volontairement leur emploi.

¹⁵ Cela contraste avec les constatations de Ragan (1984), dont l'échantillon de petite taille peut l'avoir empêché de séparer le signal du bruit dans ses données.

Il est particulièrement intéressant de noter que les réactions à la législation diffèrent beaucoup entre les hommes et les femmes, et entre travailleurs jeunes et moins jeunes, et qu'on ne peut pas affirmer que les modifications législatives ont eu un effet unique. La compréhension des divers effets des modifications en question sur l'ensemble de la population est, de toute évidence, une question importante.

des cessations d'emploi ne semble pas être touché en dépit de changements marqués dans les avantages pécuniaires associés aux diverses étiquettes laisse penser que, pour une raison autre que l'assurance-emploi, les étiquettes ont bel et bien de l'importance relativement au comportement des travailleurs sur le marché du travail. Concernant les effets directs des modifications législatives qui ont été étudiées ici, nous en arrivons à la conclusion suivante : étant donné que le nombre total de cessations d'emploi semble être réduit par la législation en question, les économies totales pour le régime d'assurance-emploi sont probablement plus importantes que ne l'indique la seule baisse du taux d'acceptation des demandes relatif aux personnes qui quittent volontairement leur emploi. Il en est ainsi en raison de la plus grande propension des gens qui auraient quitté leur emploi dans la période de départ (période 1) à demeurer au sein de l'entreprise pour laquelle ils travaillent. Il est particulièrement intéressant de noter que les réactions à la législation diffèrent beaucoup entre les hommes et les femmes, et entre travailleurs jeunes et moins jeunes, et qu'on ne peut pas affirmer que les modifications législatives ont eu un effet unique. La compréhension des divers effets des modifications en question sur l'ensemble de la population est, de toute évidence, une question importante.

De futures études portant sur les effets à long terme de ces modifications législatives seraient utiles, quoique difficiles, étant donné que d'autres changements touchant le régime d'assurance-emploi ont eu lieu peu de temps après la période visée par la présente étude. Il serait notamment important de connaître le rôle que joue toute acquisition de connaissances qui pourrait avoir lieu, ainsi que le moment auquel elle a lieu. En outre, même si nous n'avons pas observé de phénomène de réétiquetage au niveau de l'ensemble de la population, il est possible qu'un réétiquetage puisse avoir lieu dans des régions défavorisées du pays, où l'on connaît mieux le régime d'assurance-emploi et où l'on compte également davantage sur celui-ci. C'est pourquoi une étude qui viserait des régions économiques mieux définies serait utile; malheureusement, les données administratives ne permettent pas d'identifier l'emplacement géographique des cessations d'emploi qui n'aboutissent pas à une acceptation des demandes de prestations de l'assurance-emploi.

Tableau 1
Moyennes et écarts-types par période dans le cas des données
tirées des RE

Variable/Période	Femmes		Hommes		Pers. étudiées/ période	
	15-24	25-54	15-24	25-54		
DV/E						
(80-01/90-10)	1	2,12 (0,070)	0,88 (0,021)	2,09 (0,073)	0,73 (0,020)	130
(90-11/93-03)	2	1,79 (0,088)	0,63 (0,024)	1,62 (0,079)	0,51 (0,020)	29
(93-04/94-06)	3	1,63 (0,098)	0,52 (0,021)	1,57 (0,090)	0,49 (0,020)	15
Autres et renvoi/E						
	1	1,41 (0,046)	0,80 (0,019)	1,56 (0,041)	0,70 (0,012)	130
	2	1,46 (0,094)	0,84 (0,037)	1,58 (0,077)	0,74 (0,012)	29
	3	1,40 (0,135)	0,84 (0,065)	1,47 (0,121)	0,67 (0,026)	15
MT/E						
	1	1,44 (0,043)	1,29 (0,037)	3,06 (0,097)	2,11 (0,056)	130
	2	1,42 (0,090)	1,44 (0,088)	3,18 (0,208)	2,55 (0,148)	29
	3	1,31 (0,131)	1,36 (0,149)	2,58 (0,275)	2,05 (0,179)	15
C/E						
	1	5,69 (0,181)	3,49 (0,067)	7,45 (0,195)	3,78 (0,59)	130
	2	5,42 (0,372)	3,49 (0,133)	7,15 (0,403)	4,11 (0,157)	29
	3	5,02 (0,479)	3,24 (0,226)	6,28 (0,560)	3,42 (0,191)	15

Tableau 2
Moyennes et écarts-types par période relatifs aux taux d'acceptation des demandes de prestations

Variable/Période		Femmes		Hommes		Pers. étudiées/ période
TAD pour les DV		15-24	25-54	15-24	25-54	
(81-07/90-10)	1	24,53 (0,681)	34,87 (0,383)	27,58 (0,727)	31,73 (0,453)	112
(90-11/93-03)	2	17,33 (0,437)	30,44 (0,354)	19,70 (0,447)	27,97 (0,573)	29
(93-04/93-12)	3	10,59 (0,450)	21,43 (0,822)	12,18 (0,477)	19,51 (0,704)	9

Tableau 3
Régressions relatives aux taux d'acceptation des demandes de prestations dans le cas des personnes qui ont quitté volontairement leur emploi

	Femmes		Hommes	
	15-24	25-54	15-24	25-54
Y ₋₁	0,29*** (0,092)	0,33*** (0,074)	0,16** (0,074)	0,40*** (0,088)
Y ₋₂	0,08 (0,087)	0,18** (0,080)	0,37*** (0,088)	0,15** (0,072)
Tendance	-0,08*** (0,017)	-0,03** (0,014)	-0,04** (0,016)	-0,000 (0,014)
TC ₋₁	-0,45* (0,258)	-0,52 (0,435)	-0,11 (0,169)	-0,21 (0,515)
TC ₋₁₂	-0,02 (0,245)	0,51 (0,311)	-0,07 (0,176)	0,52 (0,373)
IOE ₋₁	-0,58*** (0,110)	-0,33*** (0,086)	-0,34*** (0,126)	-0,50*** (0,160)
IOE ₋₁₂	0,08 (0,145)	0,14 (0,122)	0,04 (0,153)	0,42** (0,220)
P2	-1,88** (0,878)	-1,71* (0,930)	-1,99* (1,193)	-2,30** (1,189)
P3	-4,69*** (1,452)	-7,05*** (1,735)	-4,80*** (1,861)	-7,37*** (2,093)
R ²	0,93	0,91	0,97	0,84
σ	1,98	1,68	1,33	1,71
B-G (2) (valeur prédic.)	1,14 (0,565)	1,33 (0,513)	2,58 (0,274)	1,67 (0,433)

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Un, 2 et 3 astérisques représentent la signification aux niveaux de 10, 5 et 1 p. 100 respectivement. Il y a 138 observations dans chaque régression. On a utilisé des écarts-types cohérents sur le plan de l'hétéroscédasticité. Les variables factices et la constante du 11^e mois ne sont pas indiquées.

Tableau 4
Taux de cessation d'emploi relatifs aux hommes, d'après les données tirées des RE

	15-24				25-54			
	DV/E	A-R/E	MT/E	C/E	DV/E	A-R/E	MT/E	C/E
Y ₋₁	0,40*** (0,087)	0,20** (0,082)	0,36*** (0,092)	0,23*** (0,089)	0,18** (0,084)	0,01 (0,072)	0,26*** (0,077)	0,12* (0,074)
Y ₋₂	0,13 (0,081)	0,24*** (0,068)	0,15** (0,074)	0,23*** (0,088)	0,17** (0,069)	0,03 (0,064)	0,18** (0,089)	0,21*** (0,080)
Y ₋₁₂	0,35*** (0,084)	0,16 (0,143)	0,29*** (0,082)	0,28** (0,133)	0,31*** (0,078)	-0,02 (0,079)	0,23** (0,089)	0,17** (0,076)
Y ₋₁₃	-0,23 (0,082)	-0,17* (0,092)	-0,17*** (0,077)	-0,21** (0,092)	-0,17** (0,077)	-0,18** (0,086)	-0,19** (0,077)	-0,23*** (0,071)
Tendance	0,02** (0,011)	-0,002* (0,001)	-0,01 (0,016)	0,05 (0,042)	0,003 (0,003)	0,001 (0,004)	-0,002 (0,015)	-0,01 (0,022)
TC ₋₁	-0,001 (0,012)	-0,01 (0,014)	-0,03 (0,019)	-0,05 (0,048)	-0,003 (0,004)	-0,01 (0,009)	-0,03 (0,027)	-0,04 (0,034)
TC ₋₁₂	-0,03** (0,014)	0,02 (0,012)	0,05** (0,024)	0,11** (0,059)	0,007* (0,004)	0,02** (0,009)	0,07*** (0,027)	0,15*** (0,039)
IOE ₋₁	0,05*** (0,013)	0,01 (0,010)	-0,06*** (0,021)	-0,01 (0,044)	0,02*** (0,004)	-0,01 (0,004)	-0,05*** (0,011)	-0,05*** (0,015)
IOE ₋₁₂	0,01 (0,013)	0,01 (0,011)	0,06** (0,026)	0,09* (0,050)	-0,003 (0,004)	0,02*** (0,005)	0,05*** (0,016)	0,09*** (0,023)
P2	-0,13 (0,118)	-0,05 (0,010)	-0,08 (0,158)	-0,32 (0,444)	-0,01 (0,029)	0,04 (0,033)	0,005 (0,112)	0,07 (0,158)
P3	-0,24* (0,135)	-0,15 (0,119)	-0,20 (0,205)	-0,77 (0,559)	-0,04 (0,034)	-0,02 (0,043)	-0,16 (0,148)	-0,28 (0,212)
R ²	0,96	0,87	0,95	0,92	0,95	0,60	0,94	0,87
σ	0,18	0,17	0,28	0,70	0,05	0,08	0,18	0,29
B-G (2) (valeur prédict.)	0,47 (0,791)	2,98 (0,225)	2,16 (0,340)	1,66 (0,435)	4,19 (0,123)	0,43 (0,806)	2,41 (0,299)	2,99 (0,224)

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Un, 2 et 3 astérisques représentent la signification aux niveaux de 10, 5 et 1 p. 100 respectivement. Il y a 138 observations dans chaque régression. On a utilisé des écarts-types cohérents sur le plan de l'hétéroscédasticité. Les variables factices et la constante du 11^e mois ne sont pas indiquées.

Tableau 5
Taux de cessation d'emploi relatifs aux femmes, d'après les données
tirées des RE

	15-24				25-54			
	DV/E	A-R/E	MT/E	C/E	DV/E	A-R/E	MT/E	C/E
Y ₋₁	0,22*** (0,087)	0,10 (0,082)	0,22*** (0,075)	0,14* (0,086)	0,13* (0,079)	0,02 (0,071)	0,24*** (0,084)	0,09 (0,073)
Y ₋₂	0,21*** (0,083)	0,20*** (0,071)	0,21*** (0,070)	0,20** (0,079)	0,23*** (0,063)	0,10 (0,076)	0,04 (0,067)	0,13** (0,068)
Y ₋₁₂	0,33*** (0,104)	0,28 (0,223)	0,35*** (0,118)	0,38** (0,192)	0,40*** (0,076)	0,27*** (0,087)	0,41*** (0,096)	27*** (0,082)
Y ₋₁₃	-0,17** (0,079)	-0,12 (0,095)	-0,23*** (0,067)	-0,17** (0,086)	-0,17** (0,086)	-0,31*** (0,072)	-0,33*** (0,074)	-0,32*** (0,070)
Tendance	0,04*** (0,011)	-0,003*** (0,001)	0,01 (0,007)	0,08** (0,034)	-0,01 (0,064)	0,001* (0,0004)	0,002 (0,007)	0,01 (0,014)
TC ₋₁	0,01 (0,021)	0,02 (0,022)	-0,01 (0,016)	0,02 (0,071)	-0,01 (0,006)	0,01 (0,009)	-0,01 (0,016)	0,01 (0,032)
TC ₋₁₂	0,07*** (0,021)	0,05*** (0,019)	0,06*** (0,020)	0,21*** (0,071)	0,02*** (0,006)	0,03*** (0,010)	0,05*** (0,016)	0,14 (0,035)
IOE ₋₁	0,04*** (0,013)	0,01 (0,011)	-0,02** (0,009)	0,02 (0,035)	0,02*** (0,004)	0,01* (0,003)	-0,02*** (0,005)	0,003 (0,010)
IOE ₋₁₂	0,02 (0,014)	0,02* (0,011)	0,03** (0,011)	0,09** (0,038)	-0,001 (0,004)	0,01*** (0,004)	0,02*** (0,007)	0,05*** (0,014)
P2	-0,18 (0,127)	-0,05 (0,105)	-0,02 (0,077)	-0,36 (0,360)	-0,03 (0,031)	0,03 (0,040)	0,01 (0,064)	0,08 (0,139)
P3	-0,39*** (0,149)	-0,19 (0,117)	-0,13 (0,099)	-0,87** (0,445)	-0,11*** (0,041)	-0,03 (0,050)	-0,07 (0,086)	-0,24 (0,181)
R ²	0,94	0,89	0,90	0,92	0,95	0,90	0,94	0,91
σ	0,20	0,18	0,16	0,65	0,06	0,07	0,12	0,26
B-G (2) (valeur prédict.)	3,92 (0,141)	2,34 (0,309)	7,22 (0,027)	2,82 (0,243)	0,83 (0,660)	0,13 (0,938)	2,82 (0,243)	0,45 (0,799)

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Un, 2 et 3 astérisques représentent la signification aux niveaux de 10, 5 et 1 p. 100 respectivement. Il y a 138 observations dans chaque régression. On a utilisés des écarts-types cohérents sur le plan de l'hétéroscédasticité. Les variables factices et la constante du 11^e mois ne sont pas indiquées.

Tableau 6
Moyennes et écarts-types relatifs aux taux de cessation d'emploi
pour les catégories « autres » et « renvoi », avant et après l'adoption
du projet de loi C-113

	15-24			25-54		
	Après	Avant 1	Avant 2	Après	Avant 1	Avant
Femmes						
Autres/E	1,12 (0,132)	1,14 (0,123)	1,14 (0,123)	0,76 (0,064)	0,79 (0,066)	0,79 (0,067)
Renvoi/E	0,28 (0,009)	0,29 (0,012)	0,29 (0,010)	0,35 (0,010)	0,37 (0,017)	0,37 (0,017)
TC	15,04 (0,246)	14,81 (0,278)	15,10 (0,263)	9,48 (0,159)	9,36 (0,168)	9,43 (0,141)
IOE	89,2 (0,857)	89,2 (1,559)	86,3 (0,300)	89,2 (0,857)	89,2 (1,559)	86,3 (0,300)
Hommes						
Autres/E	1,08 (0,119)	1,11 (0,106)	1,11 (0,107)	0,56 (0,026)	0,59 (0,024)	0,59 (0,027)
Renvoi/E	0,39 (0,008)	0,42 (0,016)	0,40 (0,014)	0,58 (0,018)	0,59 (0,021)	0,58 (0,020)
TC	20,01 (0,529)	20,10 (0,266)	20,42 (0,401)	10,16 (0,267)	10,34 (0,274)	10,62 (0,240)
IOE	89,2 (0,857)	89,2 (1,559)	86,3 (0,300)	89,2 (0,857)	89,2 (1,559)	86,3 (0,300)

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Chaque cellule représente la moyenne de 15 mois de données. Les périodes sont définies dans le texte.

Tableau 7
Taux des prestations pour les catégories « autres » et
« renvoi », avant et après l'adoption du projet de loi
C-113

	15-24		25-54	
	Après	Avant 1	Après	Avant 1
Femmes				
TP « autres »	25,67 (2,118)	25,86 (2,125)	50,44 (1,226)	49,62 (1,247)
TP « renvoi »	16,37 (0,771)	21,63 (1,260)	36,87 (0,524)	41,81 (0,867)
TC	14,88 (0,359)	15,15 (0,364)	9,65 (0,203)	9,43 (0,145)
IOE	87,11 (0,455)	85,78 (0,278)	87,11 (0,455)	85,78 (0,278)
Hommes				
TP « autres »	25,99 (1,931)	27,18 (2,243)	43,42 (0,931)	45,40 (1,509)
TP « renvoi »	15,53 (0,407)	23,80 (1,491)	32,64 (0,756)	41,94 (0,663)
TC	19,44 (0,590)	19,62 (0,452)	9,88 (0,248)	10,24 (0,269)
IOE	87,11 (0,455)	85,78 (0,278)	87,11 (0,455)	85,78 (0,278)

Nota : Les écarts-types figurent entre parenthèses. Chaque cellule représente la moyenne de 9 mois de données. Les périodes sont définies dans le texte.

Bibliographie

- Akaike, H. *Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle*. Second International Symposium on Information Theory. B.N. Petrov et F. Csaki. Budapest (éds.). Akademiai Kiado, 1973: 267-281.
- Anderson, Patricia M. *Linear Adjustment Costs and Seasonal Labour Demand: Evidence From Retail Trade Firms*. Quarterly Journal of Economics 108 (1993): 1015-1042.
- Becker, Gary, E. Landes et R. Michael. *An Economic Analysis of Marital Instability*. Journal of Political Economy 85 (1977): 1141-1187.
- Breusch, Trevor S. *Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models*, Australian Economic Papers 17 (1978): 334-355.
- Breusch, Trevor S. et Adrian R. Pagan. *The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics*. Review of Economic Studies 47 (1980): 239-254.
- Burdett, Kenneth. *A Theory of Employee Job Search and Quit Rates*. American Economic Review 68 (1978): 212-220.
- Burdett, Kenneth et R. Wright. *Unemployment Insurance and Short-Time Compensation: The Effects on Layoffs, Hours per Worker, and Wages*. Journal of Political Economy 97 (1989): 1479-1496.
- Davidson, Russell et James G. MacKinnon. Estimation and Inference in Econometrics. New York: Oxford University Press, 1993.
- Day, Kathleen. *Interprovincial Migration Flows and Local Public Goods*. Canadian Journal of Economics 25 (1992): 123-144.
- Développement des Ressources humaines Canada. Unemployment Insurance: Regular Benefits, Minister of Supply and Services Canada, 1996 (N° de cat. LU2-1994 / 1995).
- Gibbons, Robert et Larry Katz. *Layoffs and Lemons*. Journal of Labor Economics 9 (1991): 351-380.

- Godfrey, L.G. *Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables*. Econometrica 46 (1978): 1303-1310.
- Green, David et Craig Riddell. *Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis*. Mimeo, Université de la Colombie-Britannique, Septembre 1993.
- Hall, Robert et Edward Lazear. *The Excess Sensitivity of Quits and Layoffs to Demand*. Journal of Labor Economics 2 (1984): 233-257.
- Harvey, A.C. The Econometric Analysis of Time Series. Oxford: Philip Allan Publishers, 1981.
- Hashimoto, Masanori et B. Yu. *Specific Capital, Employment Contracts, and Wage Rigidity*. Bell Journal of Economics 11 (1980): 536-549.
- Johnston, John. Econometric Methods. (3^e éd.) New-York: McGraw-Hill, 1984.
- Jovanovic, Boyan. *Job Matching and the Theory of Turnover*. Journal of Political Economy 87 (1979): 972-990.
- Lee, Han Shik et Pierre L. Siklos. *Unit Roots and Seasonal Unit Roots in Macroeconomic Time Series*. Economics Letters 35 (1991): 273-277.
- McLaughlin, Kenneth. *A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover*. Journal of Political Economy 99 (1991): 1-29.
- Meyer, Bruce. *Unemployment Insurance and Unemployment Spells*. Econometrica 58 (1990): 757-782.
- Mills, Terence C. Time Series Techniques for Economists. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- Mortensen, Dale T. *Wages, Separations, and Job Tenure: On-the-Job Specific Training or Matching?* Journal of Labor Economics 6 (1988): 445-471.
- Ragan, James F., Jr. *The Voluntary Leaves Provisions of Unemployment Insurance and their Effects on Quit and Unemployment Rates*. Southern Economic Journal 51 (1984): 135-146.

Schwarz, G. *Estimating the Dimension of a Model*. Annals of Statistics 6 (1978): 461-464.

Storer, Paul et Marc A. Van Audenrode. *Take-Up of Unemployment Insurance Benefits and the Business Cycle*. Mimeo, Université du Québec à Montréal, 1995.