



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 304

ISSN: 1205-9161

ISBN: 978-0-662-08289-7

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Comment les familles et les personnes seules réagissent-elles aux licenciements? Un éclairage canadien

par René Morissette et Yuri Ostrovsky

Analyse des entreprises et du marché du travail
Immeuble R.-H.-Coats, pièce 24-I, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa K1A0T6

Téléphone: 1-800-263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Comment les familles et les personnes seules réagissent-elles aux licenciements? Un éclairage canadien

par René Morissette et Yuri Ostrovsky

N° 11F0019 No. 304
ISSN : 1205-9161
ISBN : 978-0-662-08289-7

Statistique Canada
Analyse des entreprises et du marché du travail
24-I, immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1-800-263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Février 2008

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue de préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0019MIE, no. 304).

Note de reconnaissance :

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de service à la clientèle :

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

Table des matières

Résumé	4
Sommaire exécutif	5
I. Introduction	6
II. Recherches antérieures	8
III. Données et concepts	9
IV. Méthodes	12
V. Données descriptives	14
V.1 Trajectoires de revenu des familles	14
V.2 Trajectoires de revenu des personnes seules	16
VI. Résultats de régression	16
VI.1 Familles	16
VI.2 Licenciements donnant lieu à une perte de participation aux régimes de pension agréés	17
VI.3 Personnes seules	18
VII. Chocs en revenu relatif par licenciement	19
VIII. Conclusion	20
Annexe	35
Bibliographie	37

Résumé

À l'aide d'un vaste ensemble de données longitudinales canadiennes, nous examinons si, en réaction au licenciement que subissent les maris, les gains des femmes et des adolescents augmentent. Dans le cas des adolescents, nous ne relevons pour ainsi dire aucun indice d'un « effet de travailleur supplémentaire », mais nous constatons que, dans le cas des familles sans enfants en âge de travailler, les gains des épouses compensent au cinquième environ la perte de revenu du travail des époux cinq ans après leur licenciement.

Nous comparons aussi les pertes correspondantes à long terme des maris et des hommes seuls. Le premier de ces groupes peut être géographiquement moins mobile que le second, mais nous pouvons voir que l'un et l'autre essuient à long terme à peu près les mêmes pertes de revenu du travail. On doit ajouter que les pertes de revenu (avant et après impôt) sont très semblables d'un groupe à l'autre. Toutefois, comme les hommes seuls ont un revenu bien moindre avant leur licenciement, le choc en revenu *relatif* est bien plus grand pour eux que pour les maris licenciés (et leur famille).

Mots clés : perte d'emplois; licenciements; instabilité du revenu; offre de travail; perturbations des gains; prestations d'assurance-emploi; régime fiscal

Sommaire exécutif

Les gens réagissent-ils à un licenciement qui touche la famille en accroissant leur revenu du travail et, si oui, quelle est l'ampleur de cette réaction? Comme ce qui se produit au niveau de la famille influe au plus haut point sur le bien-être des personnes, il est essentiel, pour comprendre à fond les conséquences des chocs de revenu du travail sur le plan du bien-être, de voir dans quelle mesure les membres de la famille stabilisent le revenu collectif en cas de licenciement. Il reste que, bien qu'une abondance de données empiriques ait montré qu'une perte d'emploi se solde à long terme par une perte individuelle de revenu du travail, relativement peu d'études ont été consacrées à ces questions.

Notre propos est double. En premier lieu, nous livrerons des données récentes sur l'augmentation éventuelle des gains des épouses et des adolescents en réaction au licenciement des époux. Nous employons à cette fin un vaste ensemble de données longitudinales canadiennes pour la période de 1987 à 2001. Ce fonds d'information s'appuie sur les dossiers fiscaux et renferme donc des indications plutôt précises sur les gains annuels des maris, des femmes et des adolescents; il livre également une information décrivant fidèlement les prestations d'assurance-emploi (AE) qui vont aux membres de la famille et l'impôt sur le revenu que versent ceux-ci, d'où la possibilité pour nous de juger si les gains des épouses et des adolescents stabilisent, en cas de licenciement de l'époux, le revenu familial plus que ne le font les prestations d'AE et le régime fiscal.

En second lieu, nous désirons comparer les pertes à long terme de revenu du travail des maris licenciés à celles des personnes seules. Nous estimons ainsi les conséquences des licenciements sur un type de ménages de plus en plus important où on ne peut compter sur la présence d'un second soutien. Ce faisant, nous comparons en ordre de grandeur les pertes de revenu (avant et après impôt) des familles où le mari a été licencié, d'une part, et des hommes seuls, d'autre part. Nous pouvons donc chiffrer l'ampleur des chocs en revenu relatif pour les deux groupes dans une perspective à long terme.

Résumons nos principales conclusions. Premièrement, nous ne relevons pour ainsi dire pas d'indices d'une augmentation des gains des jeunes en réaction au licenciement de leur père, ni d'un « effet de travailleur supplémentaire » chez les épouses au Canada dans l'ensemble. Nous constatons toutefois que, dans le cas des familles sans enfants en âge de travailler, les gains de la femme se sont élevés dans les années 1990 à la suite du licenciement du mari. Nos estimations relatives à ce groupe de familles impliquent que, cinq ans après le licenciement de l'époux, l'accroissement du revenu du travail de l'épouse compensait à 22 % environ la perte de revenu d'emploi essuyée par celui-ci.

Deuxièmement, nous montrons que les maris et les hommes seuls licenciés subissent à peu près les mêmes pertes de revenu du travail à long terme. Autre constatation : les familles où le mari est licencié ont une même perte de revenu avant et après impôt si on les compare aux hommes seuls. Il reste que, comme ces derniers jouissent d'un revenu bien moindre après impôt avant d'être licenciés, ils finissent par subir en revenu *relatif* un bien plus grand choc que les familles où l'époux est licencié. Ce fait donne à penser que l'instabilité de revenu créée par le licenciement d'hommes d'âge adulte est bien plus accentuée dans le cas des hommes seuls que dans celui des familles victimes de licenciement du mari.

I. Introduction

Les gens réagissent-ils à un licenciement qui touche la famille en accroissant leur revenu du travail et, si oui, quelle est l'ampleur de cette réaction? Comme ce qui se produit au niveau de la famille détermine au plus haut point le bien-être des personnes, il est essentiel, pour comprendre à fond les conséquences des chocs de revenu du travail sur le plan du bien-être, de voir dans quelle mesure les membres de la famille stabilisent le revenu collectif en cas de licenciement. Il reste que, bien qu'une abondance de données empiriques ait montré qu'une perte d'emploi se solde à long terme par une perte individuelle de revenu du travail (Ruhm, 1991; Jacobson, LaLonde et Sullivan, 1993; Stevens, 1997; Morissette, Zhang et Frenette, 2007), relativement peu d'études ont été consacrées à ces questions.

Une exception digne de mention est Stephens (2002) qui chiffre la réaction en offre de travail des épouses à la perte d'emploi des époux. S'appuyant sur des données américaines (de la Panel Study of Income Dynamics [PSID, ou étude par panel sur la dynamique du revenu]) pour la période de 1968 à 1992, cet auteur laisse entendre que, cinq ans après la perte d'emploi, l'augmentation des heures de travail de l'épouse compense à 30 % environ la perte de revenu du travail de l'époux.

Ces chiffres répandent un nouvel éclairage sur le degré de compensation, par l'augmentation de l'offre de travail des épouses, du recul salarial des époux ayant perdu leur emploi dans les années 1970 et 1980 aux États-Unis, mais on ignore si ces données sont généralisables et valent aussi pour d'autres pays industrialisés ou d'autres périodes. Il y a tout lieu de croire en particulier que ces données pourraient surestimer le degré actuel de progression salariale des épouses en réaction au licenciement des époux.

Une des raisons serait que le comportement d'offre de travail des femmes a nettement évolué au cours des deux dernières décennies. Des données récentes semblent indiquer que cette offre est devenue bien moins sensible au salaire tant des épouses que des époux dans les années 1990 que dans les années 1980 (Blau et Kahn, 2005). Comme les femmes ont proportionnellement été de plus en plus nombreuses à entrer sur le marché du travail et à se mettre à travailler à plein temps dans les deux dernières décennies, moins d'entre elles sont aujourd'hui capables d'augmenter leurs heures de travail à la limite extensive (en entrant sur le marché du travail) ou intensive (en accroissant leurs heures une fois en activité sur le marché du travail) en réaction à une perte de revenu du travail chez les maris. Moins d'entre elles pourraient donc être en mesure d'accroître leur offre de travail en réaction à la perte d'emploi du mari. Comme les risques de divorce se sont largement accrues au cours des trois dernières décennies et que l'attitude des femmes a aussi changé à l'égard de la famille et du travail, un certain nombre de femmes pourraient être enclines à adopter dans ce domaine un comportement qui demeure relativement indépendant des résultats professionnels du mari. Tous ces facteurs font voir que les femmes auraient moins réagi dans leur offre de travail à la perte d'emploi du mari dans les années 1990 que dans les années 1970 et 1980. Si la progression salariale des femmes ces quelques dernières décennies n'est pas là pour compenser cette éventuelle réaction réduite en offre de travail, l'implication serait que leurs gains annuels auraient moins compensé la perte de revenu du travail par licenciement du mari dans les années 1990 que dans les années 1970 et 1980.

À l'inverse, on peut concevoir que les familles s'adaptent de nos jours au licenciement dont sont victimes les époux non seulement par un changement d'offre de travail des épouses, mais aussi par un accroissement des heures de travail des enfants en âge de travailler. Comme une proportion croissante de jeunes ont retardé leur départ du foyer familial ces dernières années (Card et Lemieux, 1997), les familles pourraient *a priori* réagir au licenciement de l'époux en partie par une augmentation du revenu du travail des jeunes. Précisons cependant que, comme bien des adolescents et des jeunes adultes sont aux études à plein temps et ne peuvent se consacrer outre mesure au travail rémunéré, on ne sait au juste s'ils vont travailler davantage dans une telle situation. Il faudra pousser la recherche à ce sujet.

Si l'évolution de l'offre de travail des femmes et de la situation des jeunes dans le ménage est venue peut-être modifier la réaction des familles au licenciement, l'ample montée en proportion de la population non mariée dans les deux dernières décennies a accru l'importance relative des ménages où on ne peut compter sur un quelconque « effet de travailleur supplémentaire ». En 2005, 34 % de toutes les unités familiales au pays étaient formées de personnes seules comparativement à 27 % seulement en 1980¹. Cette évolution de la structure familiale soulève une question de taille : comment les pertes de revenu du travail des personnes seules se comparent-elles à celles des gens mariés ?

Il pourrait y avoir des différences pour un certain nombre de raisons. Comme les personnes seules sont sans doute géographiquement plus mobiles que les gens mariés, elles pourraient plus fréquemment, après la perte d'un emploi, tirer parti d'offres d'emploi favorables sur d'autres marchés du travail locaux. Leurs pertes de revenu du travail seraient alors inférieures à celles des gens mariés après une perte d'emploi. Un autre facteur serait que, ayant moins en patrimoine ou richesse que les seconds, les premiers pourraient se mettre plus intensément en quête d'un nouvel emploi après un licenciement. De la sorte, les personnes seules pourraient écourter leur période de chômage et donc atténuer leur perte de revenu du travail à court terme. Par ailleurs, elles pourraient être tentées d'accepter des offres salariales inférieures, ce qui alourdirait à long terme cette perte de revenu du travail par rapport à celles qu'essuient les gens mariés déplacés.

Et même si la perte salariale à long terme des gens mariés et de personnes seules était la même et qu'aucun « effet de travailleur supplémentaire » n'était observé dans le cas des familles, la seule présence d'un second soutien dans bien des familles indiquerait que, en revenu relatif, les chocs causés par un licenciement seraient bien moindres pour les familles que pour les personnes seules. Il s'ensuivrait la possibilité que la perte d'un emploi accentue l'instabilité du revenu bien plus dans le cas des personnes seules que dans celui des familles. Bien que, dans des études récentes, on se soit demandé si les pertes d'emplois pourraient en partie expliquer que l'instabilité du revenu du travail se soit aggravée comme phénomène aux États-Unis (Stevens, 2001), la question de savoir si les chocs provoqués par un licenciement entraînent des chocs en revenu relatif — et donc un accroissement de l'instabilité du revenu — d'une ampleur qui varie selon les types de ménages n'a guère reçu d'attention.

Notre propos est double. Vu l'évolution de l'offre de travail des femmes et de la situation des jeunes dans le ménage que nous avons évoquée, nous voudrions d'abord présenter des données récentes sur l'éventuelle augmentation des gains des épouses et des enfants en âge de travailler en réaction au licenciement des époux. Nous utiliserons à cette fin un vaste ensemble de données

1. Ces chiffres sont tirés du tableau 202-0401 de CANSIM.

longitudinales canadiennes pour la période de 1987 à 2001. Ce fonds d'information s'appuie sur les dossiers fiscaux et renferme donc des indications assez précises sur les gains annuels des maris, des femmes et des adolescents; il livre également une information décrivant fidèlement les prestations d'assurance-emploi qui vont aux membres de la famille et l'impôt sur le revenu que versent ceux-ci, d'où la possibilité pour nous d'évaluer les pertes de revenu (avant et après impôt) que subissent les familles à la suite d'un licenciement.

En second lieu, nous désirons comparer les pertes à long terme de *revenu du travail* des maris licenciés à ceux des personnes seules. Nous estimons ainsi les conséquences des licenciements sur un type de ménages de plus en plus important où on ne peut compter sur la présence d'un second soutien. Ce faisant, nous comparons en ordre de grandeur les pertes de *revenu* (avant et après impôt) des familles où le mari a été licencié, d'une part, et des hommes seuls, d'autre part. Nous pouvons donc chiffrer l'ampleur des chocs en revenu relatif pour les deux groupes dans une perspective à long terme.

Résumons nos principales conclusions. D'abord, nous ne relevons pour ainsi dire pas d'indices d'une augmentation des gains des jeunes en réaction au licenciement de leur père, ni d'un « effet de travailleur supplémentaire » chez les épouses au Canada dans l'ensemble. Nous constatons toutefois que, dans le cas des familles sans enfants en âge de travailler, les gains de la femme ont augmenté dans les années 1990 à la suite du licenciement du mari. Nos estimations relatives à ce groupe de familles impliquent que, cinq ans après le licenciement de l'époux, l'accroissement du revenu du travail de l'épouse compensait à 22 % en gros la perte de revenu d'emploi essuyée par celui-ci.

En second lieu, nous montrons que les maris et les hommes seuls licenciés subissent à peu près les mêmes pertes de revenu du travail à long terme. Nous constatons également que les familles où le mari est licencié ont une même perte de revenu avant et après impôt si on les compare aux hommes seuls. Il reste que, comme ces derniers jouissent d'un revenu bien moindre après impôt avant d'être licenciés, ils finissent par subir en revenu relatif un bien plus grand choc que les familles où l'époux est licencié. Ainsi, on a l'impression que l'instabilité du revenu créée par le licenciement d'hommes d'âge adulte est bien plus accentuée dans le cas des hommes seuls que dans celui des familles victimes de licenciement du mari.

II. Recherches antérieures

Depuis le début des années 1990, maintes études se sont attachées à l'ampleur des pertes de revenu du travail par perte d'emploi (voir les recensions dans Fallick, 1996, et Kletzer, 1998). À l'aide de données administratives pour la Pennsylvanie, Jacobson, LaLonde et Sullivan (1993) indiquent que de telles pertes chez les travailleurs d'âge mûr ayant occupé longtemps leur l'emploi ont perduré bien après l'époque où ils ont été licenciés. Les gains diminuent bien avant la perte de l'emploi et chutent lorsque celle-ci se produit. Même plusieurs années après, les travailleurs déplacés déclarent des gains trimestriels inférieurs du quart environ à leur revenu du travail avant cette perte. Pis encore, il paraît fort probable que leurs gains ne reviennent jamais aux niveaux attendus. Ruhm (1991) et Stevens (1997) analysent aussi les pertes de revenu du travail chez les travailleurs déplacés à l'aide des données de la Panel Study of Income Dynamics (PSID, ou étude par panel sur la dynamique du revenu). Si Ruhm (1991) constate que, quatre ans

après la perte de l'emploi, les gains hebdomadaires de ces travailleurs sont inférieurs dans une proportion de 10 % à 13 % à ceux de leurs homologues ayant gardé leur emploi, Stevens (1997) parle, lui, de gains annuels inférieurs d'environ 9 % aux valeurs attendues six ans et plus après la perte de l'emploi². Eliason et Storrie (2006) relèvent aussi des pertes à long terme de revenu du travail à la suite d'une perte d'emploi. Dans toutes les études énumérées, on ne tente nullement de distinguer les pertes des maris et des hommes non mariés déplacés dans une perspective à long terme.

Comme les gens qui sont mis en chômage à la suite de licenciements collectifs subissent des pertes importantes et persistantes de revenu du travail, une grande question est de savoir si les divers membres de la famille, plus particulièrement le conjoint des maris ayant perdu leur emploi, adaptent leur offre de travail de manière à atténuer les répercussions de la perte salariale de l'époux. Dans les études du passé qui faisaient appel à des données transversales, on n'a pu constater d'« effet de travailleur supplémentaire » empiriquement important (Heckman et MaCurdy, 1980; Cullen et Gruber, 2000), mais Stephens (2002) recourt, lui, aux données longitudinales de la PSID pour découvrir que, cinq ans après la perte d'emploi du mari, la femme a nettement accru ses heures de travail, compensant ainsi à 30 % la perte salariale du conjoint³.

Comme des transferts de l'État tels que les prestations d'assurance-emploi (AE) sont généralement fournis pour une période limitée (50 semaines, par exemple) et que d'autres tels que les prestations d'aide sociale sont ordinairement disponibles une fois épuisés les droits à prestations d'AE, la constatation que les gains des femmes ne compensent qu'en partie la perte de gains des maris semble indiquer que la perte de l'emploi de l'époux fait baisser le revenu familial à plus long terme⁴. Comme le régime fiscal vient atténuer les variations de revenu que connaissent les familles (Kniesner et Ziliak, 2002), il reste cependant à déterminer dans quelle mesure le revenu familial disponible diminue par chômage du mari. On peut toutefois concevoir que d'autres membres de la famille adaptent partiellement leur offre de travail à ce chômage (Jenkins, 2000, p. 552). Ce sera une autre voie possible pour combattre les conséquences fâcheuses du chômage du mari sur le revenu familial.

III. Données et concepts

Nous utilisons la Banque de données administratives longitudinales (DAL) de Statistique Canada et la Banque de données administratives de l'assurance-emploi (DAAE) de Ressources humaines et Développement social Canada (RHDSO). La DAL représente un échantillon aléatoire à 20 % des déclarants fiscaux au Canada. On y retrouve un grand nombre de variables de revenu et de population : revenu du travail (revenu d'emploi), revenu du travail indépendant, prestations

-
2. Jacobson, LaLonde et Sullivan (1993) posent que les travailleurs déplacés ont occupé celui-ci au moins six ans chez leur employeur, mais Ruhm (1991) et Stevens (1997) n'imposent pas une telle restriction.
 3. Stephens (2002) indique aussi que l'ordre de grandeur de cette nouvelle offre de travail des épouses dépend de l'ampleur de la perte de revenu du travail des époux : plus le mari perd, plus augmentent les heures de travail de la femme.
 4. C'est ce que Stephens (2001) constate à l'aide des données de la Panel Study of Income Dynamics.

d'assurance-emploi (AE), cotisations aux régimes de pension agréés, âge, état matrimonial, sexe, composition de la famille, etc⁵.

Cette base d'information offre de nombreux avantages. Premièrement, comme elle tire ses données des déclarations de revenus des particuliers, elle décrit assez fidèlement les gains annuels des époux, des épouses et des autres membres de la famille pendant la période de 1982 à 2004. Deuxièmement, elle renseigne sur les transferts gouvernementaux et le revenu après impôt et permet donc d'évaluer la fonction de stabilisation que jouent le régime d'AE et le régime fiscal. Troisièmement, comme elle porte sur une période relativement longue, elle se prête à une analyse des gains des maris, des femmes et des adolescents plusieurs années avant et après le licenciement des premiers, satisfaisant ainsi à une condition importante de toute méthode sûre d'estimation de l'incidence de programmes ou d'événements (Jacobson, Lalonde et Sullivan, 1993).

Comme la plupart des ensembles de données administratives, la DAL informe peu sur les caractéristiques démographiques des familles. Elle décrit l'âge, le sexe, l'état matrimonial et la province de résidence des particuliers, mais elle ne dit rien des heures de travail, des niveaux de scolarité ni des professions. Pour résoudre au mieux le problème de l'hétérogénéité inobservée des profils âge-gains des travailleurs (entre les niveaux de scolarité, disons), nous employons des modèles à effets fixes permettant d'inclure des valeurs à l'origine propres aux divers travailleurs.

Pour reconnaître les licenciements, nous couplons la DAL et les fichiers des dossiers d'AE comprenant des variables choisies provenant de la DAAE développée par RHDSC. Les dossiers d'AE renferment des données sur tous les demandeurs de ce régime (plutôt que sur les seuls prestataires) de 1987 à 2001 et offrent une ventilation par type de prestations et motif de cessation selon le Relevé d'emploi (RE).

Dans notre comparaison entre l'ensemble en couplage DAL-DAAE et les données du Fichier longitudinal des travailleurs (FLT) produit par Statistique Canada, nous pouvons recenser de 91 % à 100 % des licenciements inscrits au FLT (tableau A.1). C'est la confirmation que l'ensemble DAL-DAAE donne une assez bonne couverture des licenciements qui ont eu lieu pendant les années 1990. À la différence de ces bases de données en couplage, le FLT livre aussi une information permettant de distinguer les licenciements à titre permanent et à titre temporaire⁶. Il indique que, pendant la décennie 1990, environ 55 % des licenciements observés revêtaient un caractère définitif et le reste, un caractère provisoire. Ainsi, les pertes de gains et de revenu que nous décrivons à l'aide des données DAL-DAAE ont pour origine un mélange de licenciements permanents et temporaires. On verra plus loin que nous présentons aussi des

5. On relie les déclarants aux conjoints (en union de droit ou en union libre) par le numéro d'assurance sociale (NAS) de ceux-ci dans la déclaration de revenus ou à la suite d'un appariement par le nom, l'adresse, l'âge, le sexe et l'état matrimonial. Une fois sélectionnés, les gens sont dans l'échantillon toutes les fois qu'ils figurent au fichier T1 des familles (TIFF). Le fonds d'information Banque de données administratives longitudinales est représentatif en base transversale, c'est-à-dire que l'échantillon de chaque année est représentatif de toute la population au TIFF ayant un NAS. Pour maintenir la représentativité de l'échantillon, on sélectionne en partie chaque année les particuliers présents au TIFF pour la première fois depuis 1982.

6. Il y a licenciement permanent lorsqu'un travailleur cesse de travailler pour son employeur dans l'année t et ne revient chez cet employeur ni cette année-là ni l'année suivante $t+1$. Dans les autres cas, le licenciement est considéré comme temporaire.

analyses distinctes pour un sous-ensemble de licenciements permanents, ceux qui donnent lieu à une perte de participation à un régime de pension agréé (RPA).

Notre premier échantillon est formé des familles où le mari était âgé de 25 à 40 ans en 1987. Nous recourons à cette contrainte d'âge pour nous assurer que les maris sont âgés de 54 ans au plus en 2001, dernière année que nous faisons intervenir dans nos analyses multivariées. Pour que nous disposions d'au moins trois observations exploitables, il faut que les couples soient présents dans l'échantillon au moins trois ans (1987, 1988 et 1989). Nous n'avons pas de données sur les licenciements avant 1987 et, par conséquent, les résultats de nos estimations ont pour base la période de 1987 à 2001. Nous excluons néanmoins les maris prestataires de l'AE de 1982 à 1986, car c'est là la meilleure façon d'éviter la « contamination » des licenciements ayant précédé 1987.

Pour mettre l'accent sur les familles qui comptent surtout sur le travail rémunéré pour leur revenu du travail, nous écartons les couples dont le revenu du travail indépendant combiné était de plus de 500 \$ (dollars de 1992) ou de 595 \$ (dollars de 2002) en valeur absolue pour toute année comprise dans la période de 1982 à 2001. De même, nous excluons les familles ayant un revenu combiné de plus de 200 000 \$ (dollars de 1992) ou de 238 000 \$ (dollars de 2002), ainsi que celles qui habitaient en dehors des 10 provinces canadiennes. Les couples devaient être mariés durant la période de 1987 jusqu'à l'année (inclusivement) où l'époux avait été licencié (ou 1989 s'il l'avait été avant cette année-là).

Notre variable des licenciements vise le premier licenciement dont a été victime le mari pendant la période de 1987 à 2001. Après le premier licenciement, les couples demeurent présents dans l'échantillon tant qu'ils figurent à la DAL comme couples mariés, la durée maximale de présence étant alors de cinq ans. Si le premier licenciement a lieu après 1987, il faut également que les couples aient des valeurs positives de gains avant et pendant l'année de licenciement. Si le mari a été licencié en 1992 par exemple, il doit présenter une valeur positive de gains et être marié durant la période de 1987 à 1992. On suit alors les couples cinq autres années (jusqu'en 1997) ou jusqu'à la dissolution du mariage si elle se produit avant 1997, et ce, que le mari ait subi ou non d'autres licenciements ou ait eu des valeurs positives de gains après 1992.

Les familles où le mari a été licencié une année quelconque durant la période de 1987 à 2001 constituent notre « groupe de traitement ». Notre « groupe témoin » comprend les familles où le mari a présenté une valeur positive de gains de 1987 à 2001, est demeuré marié pendant cette même période et n'a pas été licencié une année durant cette même période.

Nous avons constitué de la même manière l'échantillon de personnes seules (hommes et femmes seuls). Les restrictions de revenu total, de revenu du travail indépendant et de prestations d'AE dans la période de 1982 à 2001 sont les mêmes pour elles que pour les hommes mariés.

Notre échantillon final de couples mariés est formé d'environ 60 500 familles et de 806 800 observations d'années-familles. L'échantillon d'hommes seuls compte 4 700 personnes et 52 100 observations d'années-personnes. Enfin, l'échantillon de femmes seules est constitué de 6 100 femmes et de 76 200 observations d'années-personnes.

Enfin, nous nous appuyons sur l'idée que la perte de participation à un RPA qui coïncide avec un licenciement indique probablement que ce licenciement est permanent. Notre « perte de pension » comme variable indicatrice (M_i) prend la valeur de 0 si on réunit les deux critères suivants : (1) les cotisations du mari à un RPA sont d'une valeur positive dans l'année qui précède le licenciement; (2) elles sont d'une valeur nulle dans l'année qui suit le licenciement. Dans tout autre cas, le travailleur licencié « n'a pas perdu sa pension » ($M_i=1$). Une telle définition nous permet de faire de la « perte de RPA » une catégorie de référence dans nos analyses multivariées⁷.

Tout au long de notre exposé, nous employons les termes « maris » et « femmes » pour parler des hommes et des femmes qui sont soit en union de droit (mariage), soit en union libre. Toutes nos estimations des pertes de gains et de revenu se présentent en dollars de 2002 avec l'Indice des prix à la consommation comme indice de déflation.

IV. Méthodes

Pour juger de l'incidence du licenciement du mari sur le revenu familial, nous nous reportons au cadre méthodologique appliqué par Jacobson, LaLonde et Sullivan (1993) et Stevens (1997). Il s'agit d'estimer une réaction du revenu au licenciement sous une forme réduite. Nous employons l'estimateur robuste de matrice des variances asymptotiques pour tenir compte de l'hétéroscédasticité et de la corrélation sériale sous une forme arbitraire (Wooldridge, 2002, p. 275).

En particulier, nous spécifions les trajectoires de gains des maris par des modèles à effets fixes :

$$(1) \quad y_{it}^h = \alpha_i + \gamma_t + X_{it}B_1 + \sum_{k=a}^b D_{it}^k \delta_k + \varepsilon_{it},$$

où y_{it}^h désigne les gains annuels du mari i dans l'année t , où X_{it} comprend un terme quadratique pour l'âge des maris, le nombre d'enfants de 15 ans et plus et des variables fictives de région et où γ_t est un vecteur d'effets d'année, D_{it}^k un vecteur de variables fictives prenant la valeur de 1 si le mari i est licencié k années avant l'année t ($D_{it}^k=0$ dans le cas contraire), α_i un vecteur d'effets fixes par personne et ε_{it} un terme d'erreur.

De même, nous spécifions les trajectoires de gains des épouses de la manière suivante :

$$(2) \quad y_{it}^w = \phi_i + \vartheta_t + Z_{it}B_2 + \sum_{k=a}^b D_{it}^k \eta_k + v_{it},$$

où y_{it}^w désigne les gains annuels de la femme i dans l'année t et où Z_{it} est un vecteur des caractéristiques observables des épouses (le même que pour X_{it} sauf que le terme quadratique est pour l'âge de la femme), ϑ_t un vecteur d'effets d'année, D_{it}^k un vecteur de variables fictives prenant la valeur de 1 si le mari i est licencié k années avant l'année t ($D_{it}^k = 0$ dans le cas contraire), ϕ_i un vecteur d'effets fixes par personne et v_{it} un terme d'erreur. Comme dans Stephens (2002), l'équation (2) laisse les gains des femmes réagir au chômage du mari avant et après la mise en chômage de celui-ci.

7. On trouvera au tableau A.2 les tailles d'échantillon des divers groupes de familles et de personnes seules.

On spécifie de même les gains des autres membres de la famille y_{it}^o :

$$(3) \quad y_{it}^o = \mu_i + \kappa_t + X_{it} B_3 + \sum_{k=a}^b D_{it}^k \lambda_k + u_{it},$$

où X_{it} est le même qu'à l'équation (1). Si l'équation (2) permet d'inclure un « effet de travailleur supplémentaire » par la variation des gains des épouses, l'équation (3) laisse les autres membres de la famille changer leur offre de travail en réaction au chômage de l'époux.

Si on suppose que le revenu de placements est à caractère exogène, on peut se servir des équations (1) à (3) pour estimer sous forme réduite le revenu familial tant avant qu'après impôt⁸ :

$$(4) \quad y_{it}^f = \Omega_i + \Psi_t + X_{it} B_4 + \sum_{k=a}^b D_{it}^k \Theta_k + \tau_{it},$$

où y_{it}^f désigne le revenu familial avant (ou après) impôt et où Θ_k mesure l'incidence du licenciement du mari sur le revenu familial. Par définition, Θ_k donne, outre la contribution des transferts gouvernementaux et de l'impôt sur le revenu des particuliers, l'incidence sur le revenu familial des maris (δ_k), des femmes (η_k) et des autres membres de la famille (λ_k) avant et après le licenciement de l'époux. La variable de l'âge du mari dans X_{it} est une variable substitutive pour l'« âge de la famille ».

Comme les gains des travailleurs déplacés commencent à rétrécir nettement au moins trois ans avant la perte d'emploi (Jacobson, LaLonde et Sullivan, 1993 p. 687), nous spécifions $a = -3$. Pour laisser le licenciement du mari influencer sur le revenu familial sur plusieurs années, nous spécifions $b = 5$. Ainsi, nous laissons le licenciement du mari agir sur le revenu familial jusqu'à trois ans avant la perte d'emploi et jusqu'à cinq ans après.

Dans les modèles qui précèdent, nous ne prévoyons pas que certaines familles n'aient pas d'enfants en âge de travailler (âgés de 15 ans et plus) qui soient en mesure de changer leur offre de travail en réaction au licenciement de leur père. Pour considérer les différences de réaction des familles avec et sans enfants de 15 ans et plus, nous envisageons deux autres échantillons, l'un où des enfants de 15 ans et plus sont présents dans la famille à un certain moment dans la période d'observation de cette dernière et l'autre où des enfants de 15 ans et plus ne sont jamais présents. Dans les modèles correspondant au premier de ces échantillons, le jeu de variables explicatives est le même que dans (1) à (4); dans les modèles correspondant au second, X_{it} ne comprend pas une variable pour les enfants de 15 ans et plus et l'équation (3) ne fait pas l'objet d'une estimation.

8. Le revenu familial avant impôt comprend les gains indiqués sur le feuillet T4, le revenu autre d'emploi, le revenu sous forme de pensions et de rentes, les allocations et autres prestations familiales, les prestations d'assurance-emploi, les dividendes, les intérêts et autre revenu de placements, le revenu net tiré de sociétés en commandite, le revenu locatif, les pensions et autres prestations alimentaires, le revenu sous d'autres formes, les crédits d'impôt remboursables des provinces, le crédit d'impôt et la prestation fiscale pour enfants et les crédits de la taxe sur les produits et services et de la taxe de vente fédérale.

Les gains des femmes et des hommes seuls sont modélisés comme pour les hommes mariés sauf exclusion évidente des enfants de X_{it} à l'équation (1) :

$$(5) \quad y^s_{it} = \alpha_i^s + \gamma_t^s + X_{it}^s B_1^s + \sum_{k=a}^b D_{it}^{sk} \delta_k^s + \varepsilon_{it}^s.$$

La correction est semblable à l'équation (4).

Outre les modèles qui précèdent, nous estimons des modèles où le jeu de variables explicatives comprend des termes d'interaction avec une variable « perte de pension » de substitution dans le cas des licenciements permanents. Ainsi, l'équation (1) prend la forme

$$(6) \quad y^h_{it} = \alpha_i + \gamma_t + X_{it} B_1 + \sum_{k=a}^b D_{it}^k \delta_k + \sum_{k=a}^b (M_i D_{it}^k) \omega_k + \varepsilon_{it},$$

et les autres équations sont corrigées en conséquence. À noter que $M_i=1$ si les maris ne perdent pas leur participation à un régime de pension agréé (RPA). Ainsi, δ_k indique les pertes de revenu de ceux qui ont dû renoncer à leur régime de retraite à la suite du licenciement (variable substitutive des variations de cotisations aux RPA), alors que le sens et la valeur de ω_k indiqueront la diminution (ou l'augmentation) de la perte de revenu pour ceux qui « n'ont pas perdu leur pension ».

V. *Données descriptives*

V.1 *Trajectoires de revenu des familles*

Le tableau 1 et la figure 1 illustrent les différences de dynamique de revenu entre les familles où le mari a été victime de licenciement et où il ne l'a pas été. La partie supérieure décrit la dynamique de revenu d'une famille moyenne où le mari a été licencié en 1992 après avoir présenté des valeurs positives de gains et n'avoir subi aucun licenciement pendant la période de 1987 à 1991. La partie inférieure fait de même pour les autres familles, c'est-à-dire celles où le mari n'a pas subi de licenciement et a présenté des valeurs positives de gains tout au long de la période de 1987 à 2001⁹.

Plusieurs points sont à noter. Premièrement, même dans les années précédant le licenciement, les gains des maris licenciés sont bien moindres que ceux des autres maris, d'où l'impression que les premiers pourraient être moins qualifiés que les seconds.

Deuxièmement, les gains des maris licenciés diminuent (dans une proportion approximative de 4 %), comme le montrent aussi des études antérieures (Jacobson, LaLonde et Sullivan, 1993; Stevens, 1997), dans l'année précédant le licenciement et diminuent de 15 % encore (ils tombent de 47 200 \$ à 39 900 \$) l'année même du licenciement¹⁰. Cette perte salariale du mari subsiste

9. Les données des tableaux 1 et 2 et des figures 1 et 2 sont celles d'un échantillon permanent « non compensé » dont l'élaboration est définie à la section III.

10. Tous les chiffres sont arrondis à la centaine la plus proche par souci de confidentialité.

l'année qui suit celle du licenciement; les gains ne sont plus que de 35 200 \$ en 1993 et, entre les années $t-1$ et $t+1$, la perte totale est d'environ 12 000 \$ ou le quart des gains de 1991.

Troisièmement, bien que les gains des maris se rétablissent quelque peu dans les années qui suivent le licenciement, même cinq ans après ils restent inférieurs aux gains antérieurs au licenciement. Comme on ne tient pas compte dans une telle comparaison de la croissance salariale dont auraient bénéficié les maris licenciés s'ils n'avaient pas été victimes de licenciement, on peut penser que la perte de revenu du travail que connaissent les intéressés s'étend au moins sur une période de cinq ans, ce qui s'accorde avec les résultats de Morissette, Zhang et Frenette (2007).

Quatrièmement, l'évolution des gains des épouses n'accrédite guère, du moins dans le cas de la cohorte examinée au tableau 1 et à la figure 1, la thèse de l'existence d'un « effet de travailleur supplémentaire ». Ces gains féminins ne semblent pas s'écarter de leur tendance à long terme avant que n'ait lieu le licenciement du mari (figure 1). Comme nous le montrerons, cette conclusion ne vaut pas dans nos analyses à plusieurs variables pour les familles sans enfants en âge de travailler.

Cinquièmement et comme on pouvait s'y attendre, les prestations d'assurance-emploi (AE) des familles où le mari est licencié augmentent fortement en 1992 et en 1993 et retombent près des niveaux antérieurs au licenciement dans les années qui suivent, ce qui montre bien la fonction de stabilisation temporaire de ce régime.

Sixièmement, si les gains des maris licenciés ont carrément diminué de 12 000 \$ de 1991 à 1993, le revenu du travail des épouses, les gains des autres membres de la famille et les prestations d'AE ont franchement augmenté, eux, de 6 000 \$ dans cette même période. Ainsi, le revenu familial avant impôt n'a diminué que de la moitié des gains des maris¹¹.

Septièmement, même si le revenu familial avant impôt s'est appauvri de 5 500 \$ de 1991 à 1993, la perte après impôt n'a été que de 3 400 \$ pendant cette période. En réalité, les prestations d'AE stabilisent le revenu familial à court terme seulement, mais le régime fiscal est stabilisateur, lui, dans toutes les années qui précèdent et suivent le licenciement.

Disons enfin que, si le revenu du travail des maris licenciés a été en baisse de 400 \$ de 1991 à 1997, leur revenu familial après impôt a été en hausse de 4 300 \$ dans la même période, passant de 56 300 \$ à 60 600 \$. Ensemble, ces résultats semblent indiquer que, à court terme comme à plus long terme, la perte de revenu familial après impôt qu'essuient les familles à cause du licenciement du mari diffère nettement de la perte de revenu du travail des époux même si l'effet de travailleur supplémentaire par les conjoints ne joue pas. Nous approfondissons la question à la prochaine section.

11. Le revenu familial avant impôt a diminué de 5 500 \$, indice que les autres sources de revenu, en provenance du marché ou non, se sont aussi élevées de 500 \$.

V.2 *Trajectoires de revenu des personnes seules*

Les pertes de revenu du travail que subissent les hommes seuls paraissent avoir plus de conséquences à long terme (tableau 2 et figure 2A). Les gains moyens des hommes seuls licenciés en 1992 tombent de 41 000 \$ en 1990 à 38 600 \$ en 1991, à 33 000 \$ en 1992 et enfin à 29 200 \$ en 1993. De l'année $t-1$ à l'année $t+1$, le recul est du quart environ et ressemble au recul salarial des maris licenciés. Toutefois, les hommes seuls rétablissent leurs gains bien plus lentement après le licenciement dont ils sont victimes. Si les gains des hommes mariés finissent par revenir aux niveaux antérieurs au licenciement, la courbe correspondante des hommes seuls est plate pour l'essentiel dans cette période qui suit le licenciement. À noter cependant que les données du tableau 2 et de la figure 2A viennent de l'échantillon permanent non compensé qui est décrit à la section III et ne rendent donc pas compte des trajectoires de gains du *même groupe* de personnes seules dans un suivi sur *toute* la période de 1987 à 2001. Elles n'en dégagent pas moins utilement les tendances propres à une cohorte (celle des hommes seuls licenciés en 1992) qui est utilisée par la suite avec d'autres dans nos analyses multivariées.

Disons enfin que les femmes seules licenciées ont rétabli plus rapidement leurs gains que les hommes seuls (tableau 2 et figure 2B). En 1991, les gains moyens des femmes ayant perdu leur emploi en 1992 étaient de 8 700 \$ inférieurs à ceux des hommes et, en 2001, ils les dépassaient largement. De même, le revenu moyen avant (et après) impôt des femmes excédait déjà en 1998 le revenu correspondant en 1991, alors que, chez les hommes, il ne revenait jamais aux niveaux antérieurs au licenciement.

VI. *Résultats de régression*

VI.1 *Familles*

Le tableau 3 présente les résultats de régression pour les équations (1) à (4) estimées sur l'échantillon de familles. Comme nous l'avons indiqué, ce dernier comprend les familles qui n'ont pas (à un certain moment dans la période d'observation) d'enfants de 15 ans et plus et celles qui en ont.

Les résultats à la première colonne du tableau 3 s'accordent avec ceux de plusieurs études où on a chiffré les pertes de revenu du travail des travailleurs déplacés : les pertes de revenu d'emploi des maris victimes de licenciement sont importantes et perdurent même cinq ans après le licenciement. Dans l'année même de licenciement, les intéressés doivent essayer une perte salariale d'environ 13 100 \$. Le chiffre correspondant cinq ans après le licenciement est d'environ 12 300 \$ (figure 3).

La deuxième colonne du tableau 3 n'indique en rien — du moins globalement — que les épouses accroissent leurs gains annuels en réaction au licenciement des époux. À en juger en fait par les estimations présentées, les années suivant le licenciement du mari sont une période de décroissance des gains du conjoint. Une explication possible est que la montée du chômage par licenciement est susceptible d'influer négativement sur les gains tant des maris que des femmes (en diminuant le nombre annuel d'heures de travail des deux) sur des marchés du travail locaux qui sont particulièrement en proie au marasme. On pourrait observer — pour l'exprimer

autrement — un effet de travailleur supplémentaire seulement pour certains types de familles, comme nous le verrons.

La troisième colonne du tableau 3 indique que les gains des enfants de 15 ans et plus changent très peu à la suite du licenciement de leur père. Il serait donc de peu de conséquence d'oublier les enfants en âge de travailler dans une analyse de la réaction des familles au licenciement.

L'année même du licenciement des maris et l'année qui suit, la perte de revenu avant impôt des familles est d'au moins 5 000 \$ inférieure à la perte de revenu du travail du mari. On peut constater au tableau 1 que cette différence s'explique principalement par la forte augmentation des prestations d'assurance-emploi (AE) dans cette période.

Collectivement, le régime d'AE et le régime fiscal tendent à nettement atténuer les pertes de revenu des familles où le mari est licencié. Ainsi, la perte de revenu après impôt de ces familles pour l'année même du licenciement est d'environ 3 500 \$; c'est bien moins que la perte d'environ 13 100 \$ que subit le mari licencié. Les chiffres correspondants pour l'année qui suit sont 7 500 \$ et 16 700 \$ respectivement. De même, la perte du mari sera de 12 300 \$ cinq ans après le licenciement et celle de la famille, de 6 400 \$, la moitié environ.

On observe des tendances qualitatives semblables au tableau 4 et à la figure 4 lorsqu'on met l'accent sur les familles ayant des enfants de 15 ans et plus.

En revanche, le tableau 5 fait voir un « effet de travailleur supplémentaire » pour le sous-échantillon de familles sans enfants de 15 ans et plus. Un an après le licenciement du mari, les gains annuels de son conjoint s'accroissent d'environ 900 \$. Ils s'élèvent les années qui suivent et, la cinquième année après le licenciement, la hausse est approximativement de 2 700 \$ correspondant à 22 % de la perte de gains de 12 200 \$ du mari (figure 5).

Dans l'ensemble, les résultats aux tableaux 3 à 5 mettent en évidence la fonction essentielle de stabilisation qu'exercent le régime fiscal et le régime d'AE en réaction au licenciement. Grâce à ces deux mécanismes, les familles canadiennes ont des pertes de revenu après impôt qui sont bien inférieures à la perte de revenu du travail que doit essuyer le mari victime de licenciement. Ces chiffres écartent la possibilité que les enfants de 15 ans et plus soient appelés à jouer un grand rôle dans l'atténuation des pertes de revenu d'emploi subies par leur père. Enfin, les estimations présentées n'excluent pas qu'un effet de travailleur supplémentaire se manifeste, du moins pour certains groupes de familles.

VI.2 Licenciements donnant lieu à une perte de participation aux régimes de pension agréés

Jusqu'ici, nous avons regroupé dans nos analyses les données relatives aux licenciements tant temporaires que permanents. Comme les études consacrées au phénomène du déplacement des travailleurs ont généralement pour objet les pertes d'emplois, c'est-à-dire les licenciements à titre définitif, et que les licenciements permanents devraient causer une plus grande perte de revenu du travail que les licenciements temporaires, il serait bon d'examiner ce que sont les pertes de revenu des familles victimes de licenciements permanents.

Les données de la Banque de données administratives longitudinale et la Banque de données administratives de l'assurance-emploi ne permettent pas de distinguer les licenciements à titre provisoire et à titre définitif, mais il est possible de cerner les licenciements qui donnent lieu à une perte de participation aux régimes de pension agréés (RPA). Comme il est relativement rare que les employeurs mettent fin à des régimes de retraite (Ippolito et Thompson, 2000), on peut supposer à bon droit que la plupart des travailleurs en perte de participation à un RPA après un licenciement ont perdu leur emploi à jamais chez leur employeur du moment. Il reste que, comme les salaires et la participation aux régimes de retraite sont en corrélation positive (Even et MacPherson, 1990), les pertes de revenu du travail subies par les maris en perte de participation à des RPA dépasseront probablement les pertes subies en moyenne par les maris en licenciement permanent.

Le tableau 6 le confirme. Cinq ans après le licenciement, les maris en perte de participation à des RPA avaient subi une perte de revenu du travail qui variait de 16 000 \$ à 17 300 \$ et qui était donc de 4 400 \$ à 5 600 \$ supérieure en valeur absolue à la perte essuyée par leurs homologues licenciés comme eux, mais n'ayant pas dû renoncer à un RPA¹². C'est ainsi que la perte de revenu après impôt du premier groupe de familles l'emportait généralement sur celle du second.

Dans le cas des familles à mari licencié et sans enfants de 15 ans et plus, les gains annuels des épouses étaient en hausse de 3 800 \$ cinq ans après la perte de participation des époux et d'environ 2 500 \$ cinq ans après le licenciement sans perte de participation. Dans l'un et l'autre cas, l'augmentation des gains annuels des conjoints compensait généralement dans une proportion de 22 % à 24 % la diminution à long terme des gains des maris. Là encore, on est porté à penser qu'un « effet de travailleur supplémentaire » joue pour ce groupe de familles, c'est-à-dire celles qui n'ont pas d'enfants de 15 ans et plus.

VI.3 Personnes seules

Les pertes de revenu du travail des personnes seules pourraient différer de celles des maris pour diverses raisons. Comme les personnes seules seront sans doute géographiquement plus mobiles que les maris, elles pourront tirer parti plus fréquemment après la perte de leur travail d'offres d'emploi favorables sur d'autres marchés du travail locaux. Leurs pertes de revenu du travail pourraient donc être moindres que pour les maris après un licenciement. Ajoutons que, comme les personnes seules ont moins en patrimoine ou richesse que les gens mariés, elles pourraient se mettre plus intensément en quête d'un nouvel emploi après un licenciement. De la sorte, les personnes seules pourraient écourter leur période de chômage et donc atténuer leur perte de revenu du travail à court terme. Par ailleurs, elles pourraient être tentées d'accepter des offres salariales inférieures, ce qui alourdirait à long terme cette perte de revenu du travail par rapport à celles qu'essuient les gens mariés déplacés.

Le tableau 7 décrit les pertes de gains et de revenu des femmes et des hommes seuls victimes de licenciement. Comme pour les familles, les pertes de revenu avant impôt que subissent ces gens

12. Le groupe de référence pour la perte de participation à un régime de pension agréé (RPA) comprend les familles où le mari a perdu cette participation par licenciement. Pour dégager la perte de revenu dans le cas des familles où le mari a été licencié mais sans perdre son RPA, il faut additionner le coefficient estimé pour le groupe de référence et le terme d'interaction (la mention est « $t+5$ * Absence de perte de participation à un régime de pension agréé » au tableau 6).

sont, l'année même du licenciement et l'année suivante, bien inférieures à leurs pertes de revenu du travail (figures 6 et 7). C'est en grande partie qu'ils auront eu droit à des prestations d'AE pendant cette période. Cinq ans après le licenciement, les pertes de revenu après impôt diffèrent nettement des pertes de revenu du travail.

Les pertes de revenu d'emploi des hommes seuls sont-elles moindres que les pertes correspondantes des maris en valeur absolue? Tel n'est pas nécessairement le cas. Il suffit de comparer les tableaux 3 et 7 pour se rendre compte que, si les hommes seuls ont à subir, un an après le licenciement, une perte de revenu du travail inférieure à celle des maris (15 500 \$ contre 16 700 \$), le contraire est vrai cinq ans après le licenciement (13 700 \$ contre 12 300 \$). En revanche, les pertes de revenu d'emploi des femmes seules sont toujours inférieures à celles des maris en valeur absolue.

Qui plus est, la perte de revenu après impôt des hommes seuls cinq ans après le licenciement (7 700 \$) n'est pas inférieure à la perte correspondante des familles où le mari a été licencié (6 400 \$). Joint à la constatation que les hommes seuls licenciés n'ont pas le même revenu après impôt que ces familles avant le licenciement, ce fait semble indiquer que, en revenu relatif, les chocs sont plus grands pour ces hommes que pour ces familles.

Le tableau 8 reprend le tableau 6 pour les femmes et les hommes seuls. Il confirme que les personnes seules qui perdent leur participation à un RPA par licenciement perdent nettement plus de leurs gains et de leur revenu que les autres personnes seules dans la même situation.

VII. Chocs en revenu relatif par licenciement

Les chiffres présentés aux tableaux 1 à 8 décrivent les pertes de gains et de revenu que subissent les familles et les personnes seules en valeur absolue à cause de licenciements. Il serait intéressant de savoir si, en revenu relatif, ces chocs varient en importance selon les unités familiales. Ainsi, les tableaux 1 et 2 indiquent que, quatre ans après le licenciement, les hommes seuls licenciés en 1992 gagnaient bien moins (38 800 \$) que les maris (49 400 \$). Comme les pertes de revenu du travail des deux groupes ne différaient pas autant en valeur absolue (tableaux 3 et 7), on a l'impression que, en revenu du travail relatif, le choc est plus grand pour les hommes seuls que pour les maris.

Le tableau 9 le confirme. Si on divise les pertes de revenu d'emploi aux tableaux 3 et 7 par une moyenne pondérée des gains de diverses cohortes sur une période de trois ans précédant les licenciements (années $t-2$, $t-3$ et $t-4$), on peut voir que, en revenu du travail relatif, les pertes des hommes seuls sont toujours supérieures à celles des maris¹³. Ainsi, la perte de revenu d'emploi cinq ans après le licenciement représente 39 % des gains avant licenciement des hommes seuls et 27 % de ceux des maris.

En valeur relative (rapports établis entre les deux groupes), les différences de choc subi en revenu relatif entre les deux groupes sont encore plus marquées (tableau 10). Des années $t+1$ à $t+5$

13. Le dénominateur est une moyenne (en pondération par la taille des diverses cohortes de maris et d'hommes seuls licenciés durant la période de 1987 à 2001) des gains moyens des années $t-2$, $t-3$ et $t-4$, l'année t étant celle du licenciement. Il est de 46 200 \$ pour les maris et de 34 700 \$ pour les hommes seuls.

(première année et cinquième année après le licenciement), la perte en revenu relatif après impôt des familles où le mari a été licencié est en moyenne de 10 %. Pour les hommes seuls, le pourcentage correspondant est cependant de 23 %; c'est plus du double. La raison en est que le revenu après impôt s'établissait en moyenne à 68 200 \$ dans les familles avant que le mari ne soit licencié. C'est là plus du double du revenu correspondant de 32 700 \$ des hommes seuls. On est donc porté à croire que les licenciements que subissent les travailleurs masculins d'âge adulte accroissent l'instabilité du revenu bien plus chez les hommes seuls que dans les familles où le mari a été licencié.

VIII. Conclusion

Comment les familles et les personnes seules réagissent-elles aux licenciements? La réponse dépend du type de famille considéré. Les familles sans enfants en âge de travailler semblent s'adapter en partie au licenciement du mari par une augmentation du revenu du travail du conjoint, ce qui donne à penser que, dans ce cas, les épouses accroissent leur offre de travail en réaction au licenciement des époux. Cinq ans après le licenciement du mari, les gains majorés de la femme compensent environ au cinquième la perte de revenu du travail du mari. Ainsi, un effet de travailleur supplémentaire se manifesterait, du moins dans un certain nombre de familles canadiennes. L'ampleur de la réaction observée chez les épouses est quelque peu moindre que celle que constate Stephens (2002). On ne s'en étonnera pas, puisque a) notre définition comprend à la fois les licenciements temporaires et les licenciements permanents et b) que la réaction des épouses est moins marquée aux licenciements temporaires qu'aux licenciements permanents des époux¹⁴.

Les enfants de 15 ans et plus ne jouent pas un grand rôle dans l'atténuation des pertes de revenu du travail de leur père après son licenciement. C'est ce qu'on pouvait attendre dans une large mesure, puisqu'un grand nombre d'adolescents et de jeunes adultes sont toujours aux études à plein temps et n'auront sans doute guère de temps à consacrer au travail rémunéré.

Bien que devant être géographiquement plus mobiles que les maris, les hommes seuls ne s'en tirent généralement pas mieux que les premiers après un licenciement. En fait, leur perte en revenu du travail relatif est invariablement supérieure dans les cinq ans qui suivent le licenciement. Il faut aussi dire que, en revenu (après impôt) relatif, le choc est bien plus grand pour eux.

Enfin, nos résultats mettent en évidence la fonction primordiale de stabilisation du régime d'assurance-emploi et du régime fiscal dans l'atténuation des pertes de revenu subies par les personnes seules et les familles où le mari est licencié. Ces deux mécanismes de stabilisation réduisent à court terme les pertes de revenu après impôt et le régime fiscal fait de même les années qui suivent. C'est ainsi que les pertes de revenu après impôt des familles et des personnes seules deviennent bien moindres que les pertes individuelles de revenu du travail des travailleurs victimes de licenciement.

14. En revanche, Stephens (2002) s'attache à la réaction en offre de travail des épouses en cas de déplacement du mari. Dans ce cas, il y a déplacement si a) des établissements ferment ou des employeurs déménagent ou que b) des travailleurs sont licenciés ou renvoyés. L'échantillon de travailleurs déplacés qu'utilise Stephens (2002) devrait donc permettre de mesurer surtout des licenciements permanents.

Tableau 1
Revenu familial (en dollars de 2002) après licenciement du mari, 1987 à 2001

Année	Gains des maris	Gains des femmes	Gains des autres membres de la famille	Prestations d'assurance-emploi de la famille	Revenu familial avant impôt	Revenu familial après impôt
Familles où le mari a été licencié en 1992 (sans licenciement et avec des valeurs positives de gains de 1987 à 1991)						
1987	47 700	16 200	200	1 000	67 900	53 800
1988	49 400	16 800	300	1 100	70 800	56 300
1989	49 300	17 500	600	1 300	72 000	57 000
1990	49 200	17 800	700	1 300	72 700	57 100
1991	47 200	17 800	900	1 800	71 500	56 300
1992	39 900	19 000	1 000	4 100	71 500	57 200
1993	35 200	19 900	1 300	5 300	66 000	52 900
1994	40 500	20 100	1 700	3 000	69 500	55 600
1995	43 800	20 800	2 000	2 000	72 600	57 600
1996	44 900	20 900	2 500	1 800	74 200	58 700
1997	46 800	21 700	3 300	1 300	77 000	60 600
1998	48 400	22 500	4 200	1 300	80 400	63 400
1999	49 500	23 100	5 300	1 100	83 100	65 800
2000	49 900	24 400	6 800	1 200	87 400	69 600
2001	49 700	24 300	8 400	1 300	88 200	71 800
Familles où le mari a présenté des valeurs positives de gains et n'a pas fait l'objet de licenciement de 1987 à 2001						
1987	53 700	18 000	100	900	75 800	59 300
1988	55 300	18 800	200	900	78 400	61 600
1989	56 600	19 600	400	800	80 600	62 700
1990	57 500	20 600	600	800	82 800	63 700
1991	57 200	20 700	700	900	82 600	63 600
1992	58 600	21 900	900	900	85 500	66 000
1993	58 700	22 400	1 200	800	85 800	66 100
1994	60 200	23 200	1 600	700	88 600	68 000
1995	60 400	23 700	2 200	600	90 100	69 100
1996	60 900	24 200	2 700	500	91 700	70 300
1997	62 100	24 900	3 500	500	94 200	71 900
1998	64 100	26 100	4 600	400	99 000	75 800
1999	64 900	27 100	5 700	400	102 100	78 400
2000	65 900	28 400	7 100	400	106 500	82 100
2001	66 300	28 400	8 500	400	108 900	86 200

Sources: Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau 2
Revenu (en dollars de 2002) des personnes seules après un licenciement, 1987 à 2001

Année	Gains individuels		Prestations d'assurance-emploi		Revenu avant impôt		Revenu après impôt	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Personnes seules licenciées en 1992, sans licenciement et avec des valeurs positives de gains de 1987 à 1991								
1987	37 800	32 200	500	400	39 700	33 600	30 900	26 700
1988	38 800	33 900	700	200	41 000	35 100	32 000	28 200
1989	40 400	32 700	300	600	44 400	34 600	33 900	27 700
1990	41 000	30 100	400	1 400	42 900	33 000	33 000	26 200
1991	38 600	29 900	1 000	1 200	41 400	32 900	31 800	26 200
1992	33 000	26 200	2 700	2 900	42 300	32 900	33 100	26 800
1993	29 200	20 100	4 300	4 700	35 900	27 000	28 100	22 000
1994	32 700	24 900	2 000	1 900	36 600	28 200	28 700	22 500
1995	31 500	27 800	900	1 000	35 000	30 300	27 400	24 500
1996	29 600	28 900	1 200	800	33 400	31 300	26 300	24 900
1997	29 500	29 500	500	800	32 500	31 500	25 600	25 100
1998	31 100	31 700	500	500	34 500	33 400	27 300	26 800
1999	31 100	33 300	900	700	34 300	35 200	26 900	28 000
2000	31 400	33 800	500	600	36 100	35 800	28 500	28 300
2001	29 500	33 700	600	600	33 000	35 500	27 000	29 100
Personnes seules présentant des valeurs positives de gains et qui n'ont pas fait l'objet de licenciement de 1987 à 2001								
1987	46 000	42 400	70	60	47 800	44 000	36 700	34 200
1988	46 900	43 400	80	70	48 900	45 000	37 700	35 200
1989	48 000	44 300	80	60	50 300	46 100	38 400	35 700
1990	48 900	45 900	70	70	51 600	47 800	39 000	36 700
1991	48 800	46 100	60	70	51 200	47 900	38 600	36 700
1992	50 400	47 800	70	80	52 200	49 200	39 600	37 700
1993	50 100	47 800	40	60	51 800	49 100	39 300	37 500
1994	51 000	48 300	30	70	52 600	49 700	39 700	38 000
1995	51 000	48 200	40	60	53 000	50 000	39 900	38 100
1996	50 700	48 300	30	50	52 900	50 000	39 800	38 100
1997	51 300	48 600	40	40	53 500	50 200	40 000	38 200
1998	52 700	49 800	40	40	54 900	51 300	41 200	39 200
1999	53 500	50 500	30	30	56 500	52 200	42 500	39 900
2000	55 000	52 200	40	40	58 400	54 600	43 800	41 800
2001	54 600	50 900	90	50	57 800	53 600	44 900	42 200

Sources: Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau 3
Pertes de revenu (en dollars de 2002) après licenciement du mari, ensemble des familles

Indicateurs de licenciement du mari	Gains annuels			Revenu familial avant impôt	Revenu familial après impôt
	Maris	Femmes	Autres membres de la famille		
3 ans avant	-2 018 *** (123)	-398 *** (90)	111 ** (43)	-1 297 *** (162)	-720 *** (117)
2 ans avant	-3 287 *** (123)	-661 *** (88)	128 ** (43)	-2 270 *** (159)	-1 322 *** (117)
1 an avant	-5 518 *** (128)	-932 *** (87)	142 ** (45)	-3 743 *** (164)	-2 212 *** (121)
Année du licenciement	-13 117 *** (135)	-991 *** (86)	166 *** (46)	-6 316 *** (203)	-3 510 *** (152)
1 an après	-16 690 *** (150)	-936 *** (90)	223 *** (48)	-11 511 *** (178)	-7 454 *** (131)
2 ans après	-14 009 *** (146)	-1 268 *** (95)	214 *** (51)	-11 130 *** (183)	-7 113 *** (134)
3 ans après	-13 053 *** (150)	-1 359 *** (102)	248 *** (57)	-10 566 *** (190)	-6 712 *** (139)
4 ans après	-12 708 *** (156)	-1 446 *** (109)	295 *** (63)	-10 388 *** (201)	-6 562 *** (147)
5 ans après	-12 283 *** (171)	-1 386 *** (119)	350 *** (73)	-10 148 *** (224)	-6399 *** (163)

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Nota : Toutes les régressions comprennent les effets d'années et les variables supplémentaires de contrôle définies dans les équations (1) à (4). Voir les détails dans le texte. Les erreurs-types robustes en hétéroscédasticité figurent entre parenthèses.

Sources: Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau 4
Pertes de revenu (en dollars de 2002) après licenciement du mari, familles avec enfants de 15 ans et plus

Indicateurs de licenciement du mari	Gains annuels			Revenu familial avant impôt	Revenu familial après impôt
	Maris	Femmes	Autres membres de la famille		
3 ans avant	-2 318 *** (155)	-333 *** (102)	170 * (67)	-1 345 *** (204)	-715 *** (148)
2 ans avant	-3 566 *** (160)	-496 *** (98)	163 * (69)	-2 376 *** (196)	-1 332 *** (147)
1 an avant	-5 652 *** (169)	-816 *** (101)	131 (74)	-3 642 *** (214)	-2 114 *** (162)
Année du licenciement	-13 629 *** (184)	-932 *** (102)	105 (76)	-5 768 *** (284)	-2 982 *** (218)
1 an après	-17 545 *** (207)	-1 079 *** (107)	105 (79)	-12 257 *** (234)	-8 017 *** (175)
2 ans après	-14 541 *** (198)	-1 391 *** (113)	-32 (85)	-11 978 *** (239)	-7 776 *** (179)
3 ans après	-13 608 *** (202)	-1 549 *** (121)	-100 (96)	-111 756 *** (249)	-7 659 *** (187)
4 ans après	-13 095 *** (210)	-1 895 *** (132)	-80 (108)	-11 844 *** (264)	-7 727 *** (197)
5 ans après	-12 498 *** (235)	-2 001 *** (144)	-21 (129)	-11 729 *** (298)	-7 729 *** (223)

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Nota : Toutes les régressions comprennent les effets d'années et les variables supplémentaires de contrôle définies dans les équations (1) à (4). Voir les détails dans le texte. Les erreurs-types robustes en hétéroscédasticité figurent entre parenthèses. Sources: Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau 5
Pertes de revenu (en dollars de 2002) après licenciement du mari, familles sans enfants de 15 ans et plus

Indicateurs de licenciement du mari	Gains annuels		Revenu familial avant impôt	Revenu familial après impôt
	Maris	Femmes		
3 ans avant	-1 322 *** (203)	-411 ** (175)	-1 040 *** (273)	-626 *** (194)
2 ans avant	-2 662 *** (200)	-457 *** (170)	-1 742 *** (280)	-1 103 *** (200)
1 an avant	-5 087 *** (205)	-216 (167)	-3 221 *** (277)	-1 983 *** (198)
Année du licenciement	-12 318 *** (215)	247 (167)	-5 927 *** (321)	-3 517 *** (229)
1 an après	-15 649 *** (236)	919 *** (174)	-9 667 *** (313)	-6 333 *** (223)
2 ans après	-13 375 *** (238)	1 192 *** (187)	-8 942 *** (328)	-5 766 *** (231)
3 ans après	-12 445 *** (245)	1 688 *** (200)	-7 823 *** (343)	-4 980 *** (241)
4 ans après	-12 303 *** (254)	2 247 *** (211)	-7 213 *** (365)	-4 534 *** (255)
5 ans après	-12 158 *** (274)	2 695 *** (227)	-6 843 *** (401)	-4 247 *** (280)

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Nota : Toutes les régressions comprennent les effets d'années et les variables supplémentaires de contrôle définies dans les équations (1) à (4). Voir les détails dans le texte. Les erreurs-types robustes en hétéroscédasticité figurent entre parenthèses.

Sources: Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau 6
Pertes de revenu (en dollars de 2002) cinq ans après un licenciement donnant lieu à une
perte de participation à un régime de pension agréé

	Gains annuels			Revenu familial avant impôt	Revenu familial après impôt
	Maris	Femmes	Autres membres de la famille		
Ensemble des familles					
5 ans après la perte de régime de pension agréé	-16 901 *** (528)	-425 (326)	406 * (199)	-11 351 *** (645)	-7 420 *** (473)
t+5 * Absence de perte de régime de pension agréé	5 397 *** (554)	-1 106 ** (345)	-65 (210)	1 379 * (674)	1 170 * (495)
Familles avec enfants de 15 ans et plus					
5 ans après la perte de régime de pension agréé	-17 291 *** (763)	-1 302 *** (374)	233 (353)	-12 447 *** (912)	-8 250 *** (681)
t+5 * Absence de perte de régime de pension agréé	5 614 *** (798)	-806 * (400)	-295 (377)	802 (959)	580 (716)
Familles sans enfants de 15 ans et plus					
5 ans après la perte de régime de pension agréé	-15 984 *** (760)	3 788 *** (614)	-9 056 *** (969)	-6 172 *** (685)
t+5 * Absence de perte de régime de pension agréé	4 447 *** (795)	-1 253 * (637)	2 572 ** (982)	2 236 ** (696)

... n'ayant pas lieu de figurer

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Nota : Toutes les régressions comprennent les effets d'années et les variables supplémentaires de contrôle définies dans les équations (1) à (4). Voir les détails dans le texte. Les erreurs-types robustes en hétéroscédasticité figurent entre parenthèses. Le groupe de référence pour les familles où le mari est licencié est formé des familles où le mari a perdu sa participation à un régime de pension agréé du fait de ce licenciement.

Sources: Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau 7**Pertes de revenu (en dollars de 2002) après licenciement, femmes et hommes seuls**

Indicateurs de licenciement	Gains annuels		Revenu avant impôt		Revenu après impôt	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
3 ans avant	-1 417 *** (379)	-2 050 *** (311)	-944 * (438)	-1 350 *** (299)	-704 * (287)	-896 *** (225)
2 ans avant	-2 753 *** (376)	-3 591 *** (320)	-1 893 *** (392)	-2 311 *** (328)	-1 260 *** (278)	-1 641 *** (251)
1 an avant	-5 342 *** (380)	-6 086 *** (327)	-3 562 *** (409)	-3 952 *** (339)	-2 377 *** (292)	-2 692 *** (265)
Année du licenciement	-12 183 *** (392)	-11 414 *** (328)	-6 613 *** (447)	-5 966 *** (410)	-4 313 *** (337)	-3 818 *** (322)
1 an après	-15 516 *** (445)	-13 280 *** (349)	-10 724 *** (442)	-9 183 *** (345)	-7 563 *** (323)	-6 482 *** (268)
2 ans après	-13 613 *** (445)	-10 831 *** (355)	-10 456 *** (460)	-8 647 *** (363)	-7 313 *** (331)	-6 135 *** (269)
3 ans après	-13 911 *** (471)	-9 911 *** (365)	-11 012 *** (474)	-7 921 *** (369)	-7 665 *** (348)	-5 528 *** (277)
4 ans après	-13 941 *** (513)	-9 430 *** (395)	-11 112 *** (515)	-7 407 *** (406)	-7 800 *** (372)	-5 147 *** (298)
5 ans après	-13 681 *** (583)	-9 518 *** (435)	-11 145 *** (585)	-7 462 *** (434)	-7 712 *** (423)	-5 131 *** (326)

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Nota : Toutes les régressions comprennent les effets d'années et les variables supplémentaires de contrôle définies à l'équation 5. Voir les détails dans le texte. Les erreurs-types robustes en hétéroscédasticité figurent entre parenthèses.

Sources: Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau 8
Pertes de revenu (en dollars de 2002) cinq ans après un licenciement donnant lieu à une
perte de participation à un régime de pension agréé, personnes seules

	Gains annuels	Revenu avant impôt	Revenu après impôt
Hommes seuls			
5 ans après la perte de régime de RPA ¹	-19 652 *** (1 527)	-15 621 *** (1 517)	-11 458 *** (1 135)
t+5 * Absence de perte de RPA	7 199 *** (1 623)	5 303 *** (1 604)	4 432 *** (1 192)
Femmes seules			
5 ans après la perte de RPA	-13 904 *** (1 148)	-10 709 *** (1 326)	-7 739 *** (986)
t+5 * Absence de perte de RPA	5 311 *** (1 224)	3 864 ** (1 381)	3 103 ** (1 030)

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

1. Régime de pension agréé.

Nota : Toutes les régressions comprennent les effets d'année et des variables supplémentaires de contrôle définies dans les équations (1) à (4). Voir les détails dans le texte. Les erreurs-types robustes en hétéroscédasticité figurent entre parenthèses. Le groupe de référence pour les personnes seules licenciées est formé des gens en perte de participation à un régime de pension agréé du fait de ce licenciement.

Sources: Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau 9**Choc en revenu du travail relatif que subissent les maris et les hommes seuls**

	Pertes de revenu du travail		Pertes de revenu du travail relatif	
	Maris	Hommes seuls	Maris	Hommes seuls
	dollars de 2002		pourcentage	
Année du licenciement	-13 117	-12 183	28,4	35,1
1 an après	-16 690	-15 516	36,1	44,7
2 ans après	-14 009	-13 613	30,3	39,2
3 ans après	-13 053	-13 911	28,3	40,1
4 ans après	-12 708	-13 941	27,5	40,2
5 ans après	-12 283	-13 681	26,6	39,4

Nota : Les chiffres des deux premières colonnes (pertes de revenu du travail) viennent des tableaux 3 et 7. On obtient les pertes de revenu du travail relatif en prenant au dénominateur une moyenne pondérée du revenu du travail dans une période de 3 ans précédant le licenciement (années $t-2$, $t-3$ et $t-4$) pour les diverses cohortes en licenciement de 1987 à 2001.

Sources: Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau 10**Choc en revenu relatif que subissent les maris et les hommes seuls**

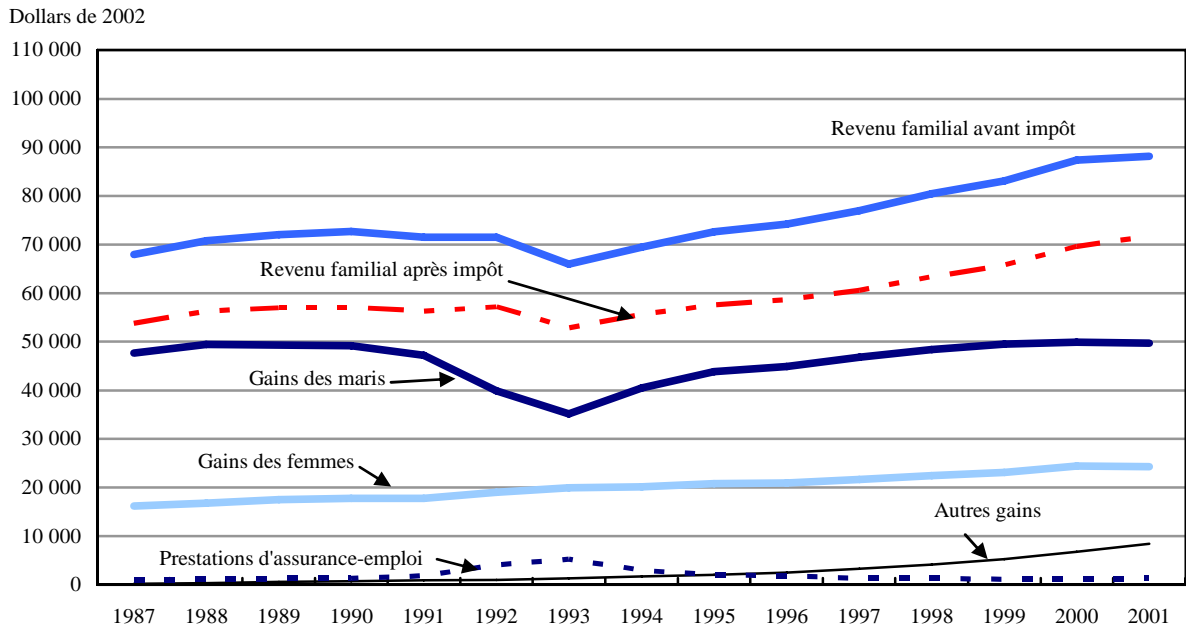
	Pertes de revenu après impôt		Pertes de revenu relatif après impôt	
	Maris	Hommes seuls	Maris	Hommes seuls
	dollars de 2002		pourcentage	
Année du licenciement	-3 510	-4 313	5,1	13,2
1 an après	-7 454	-7 563	10,9	23,1
2 ans après	-7 113	-7 313	10,4	22,4
3 ans après	-6 712	-7 665	9,8	23,4
4 ans après	-6 562	-7 800	9,6	23,9
5 ans après	-6 399	-7 712	9,4	23,6

Nota : Les chiffres des deux premières colonnes (pertes de revenu après impôt) viennent des tableaux 3 et 7. On obtient les pertes de revenu relatif en prenant au dénominateur une moyenne pondérée du revenu dans une période de 3 ans précédant le licenciement (années $t-2$, $t-3$ et $t-4$) pour les diverses cohortes en licenciement de 1987 à 2001.

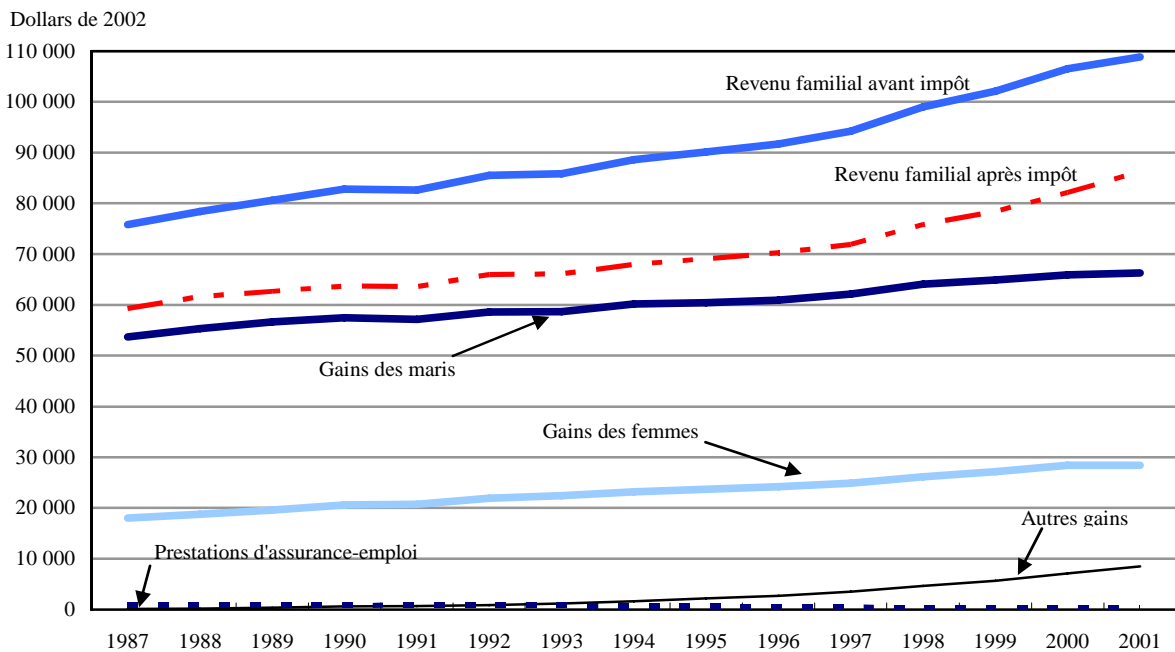
Sources: Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Figure 1
Revenu familial après licenciement du mari, 1987 à 2001

A) Familles où le mari a été licencié en 1992 (sans licenciement et avec des valeurs positives de gains pendant la période de 1987 à 1991)



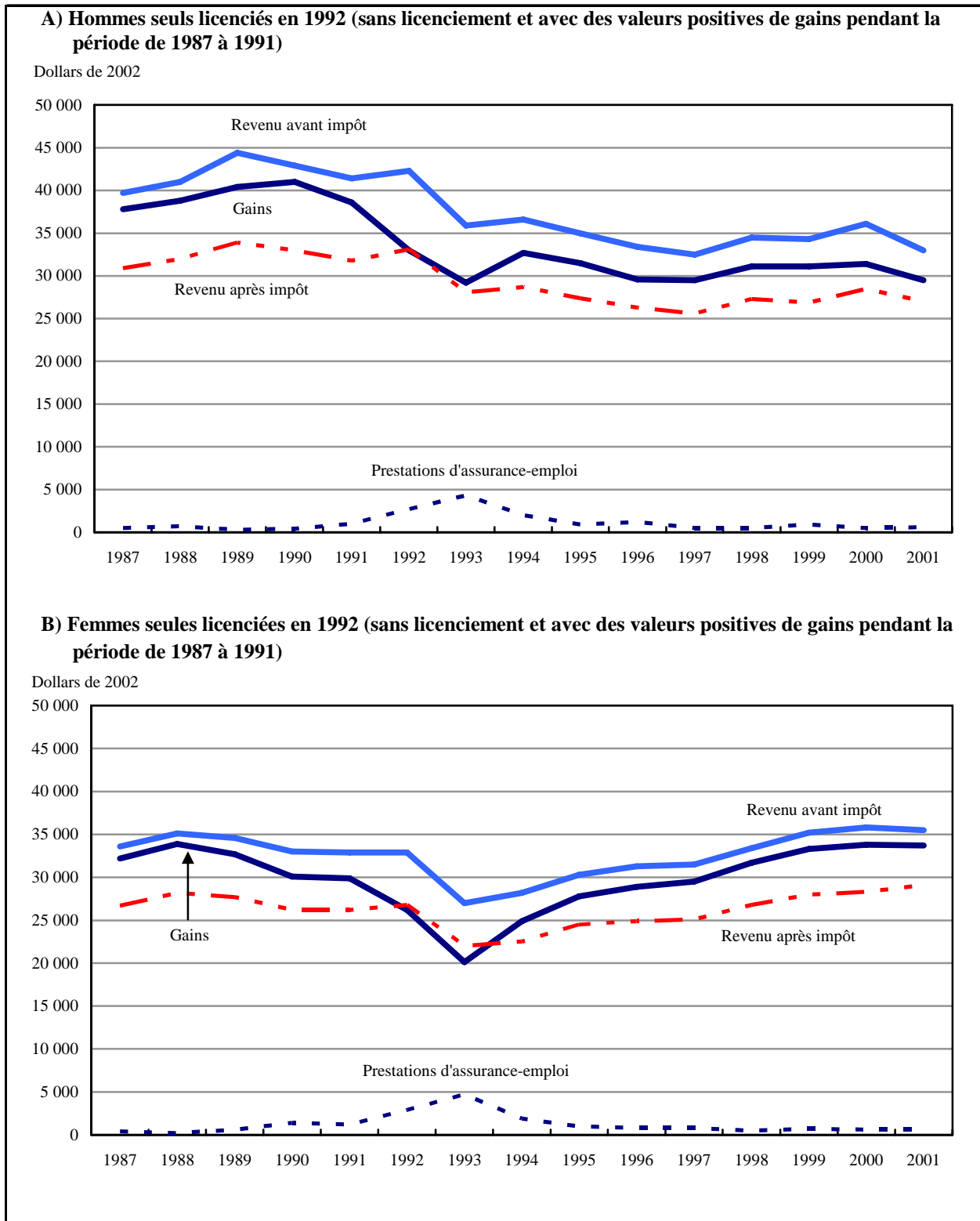
B) Familles où le mari a présenté des valeurs positives de gains et n'a pas fait l'objet de licenciement pendant la période de 1987 à 2001



Nota : Il s'agit de licenciements tant permanents que temporaires.

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Figure 2
Revenu des personnes seules après licenciement, 1987 à 2001

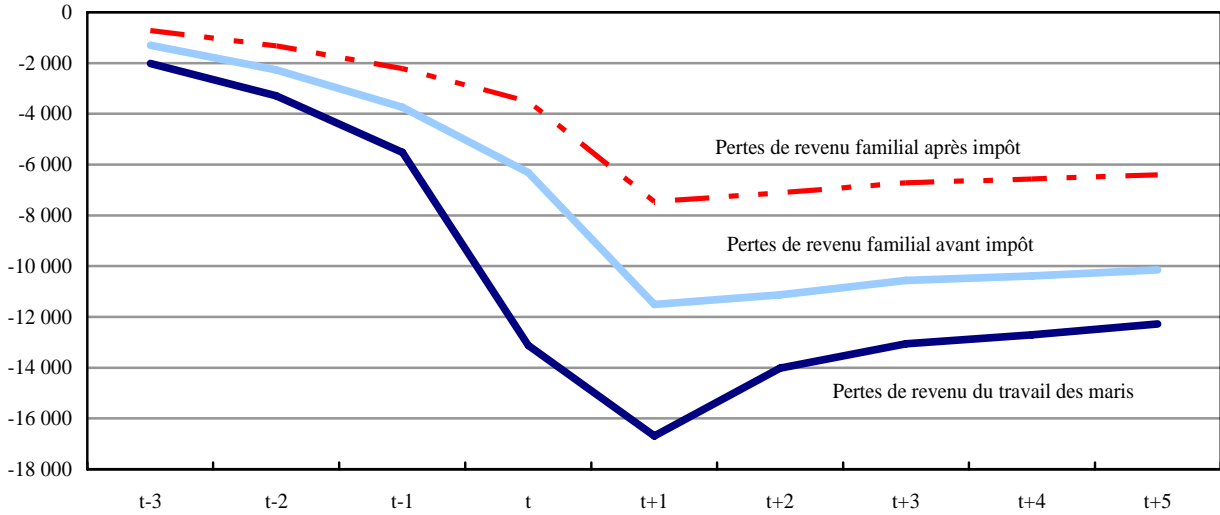


Nota : Il s'agit des licenciements tant permanents que temporaires.

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Figure 3
Pertes de revenu après licenciement du mari, ensemble des familles

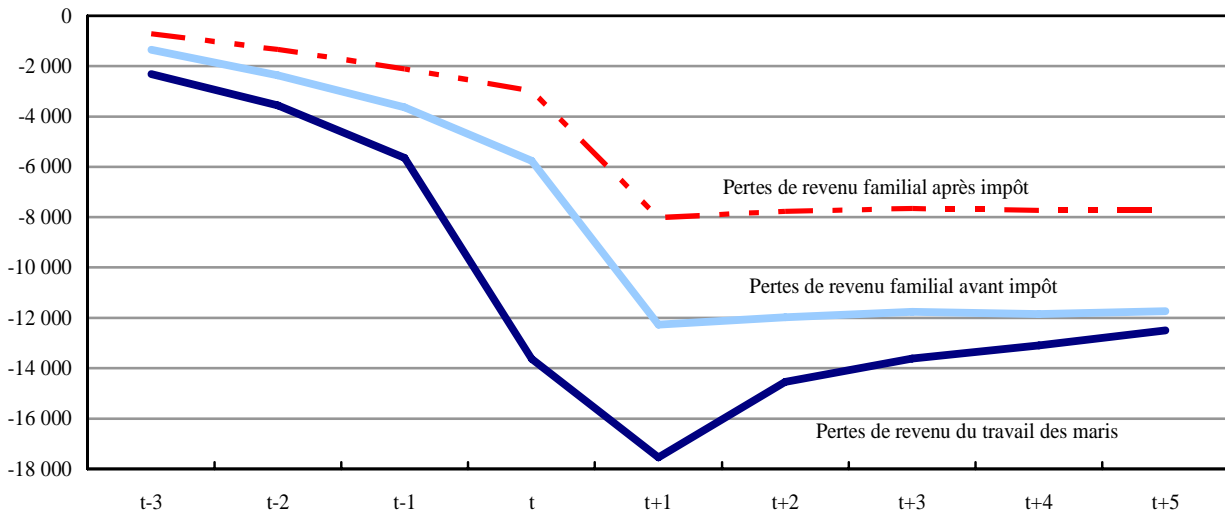
Dollars de 2002



Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Figure 4
Pertes de revenu après licenciement du mari, familles avec enfants de 15 ans et plus

Dollars de 2002



Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Figure 5
Pertes de revenu après licenciement du mari, familles sans enfants de 15 ans et plus

Dollars de 2002

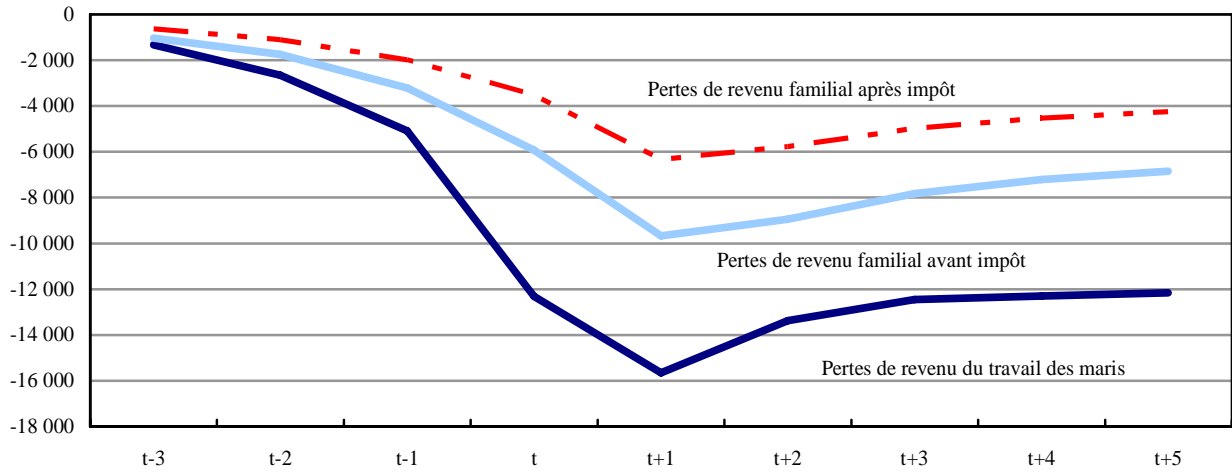
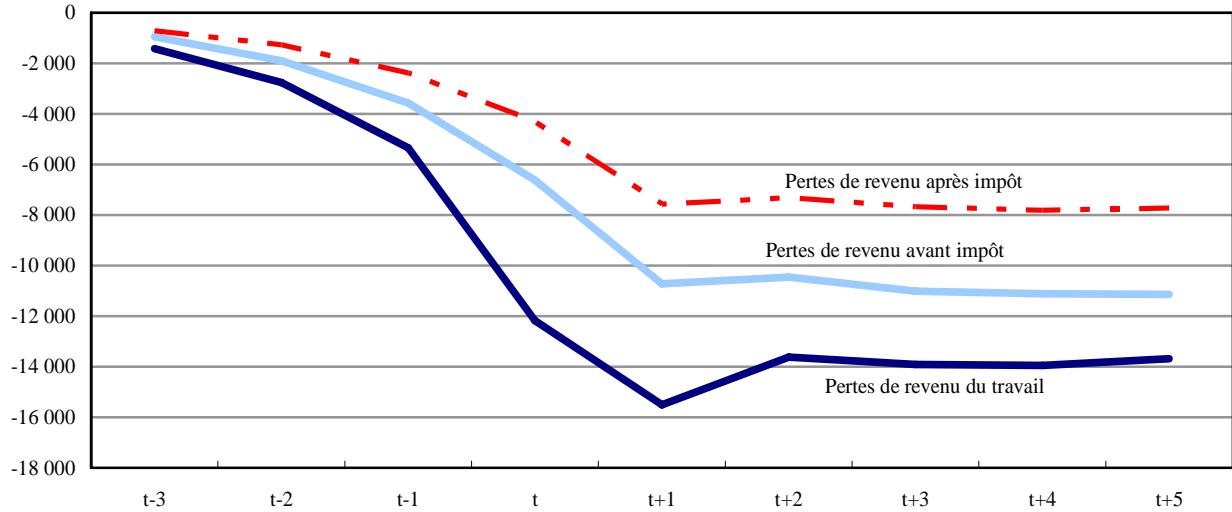


Figure 6
Pertes de revenu après licenciement, hommes seuls

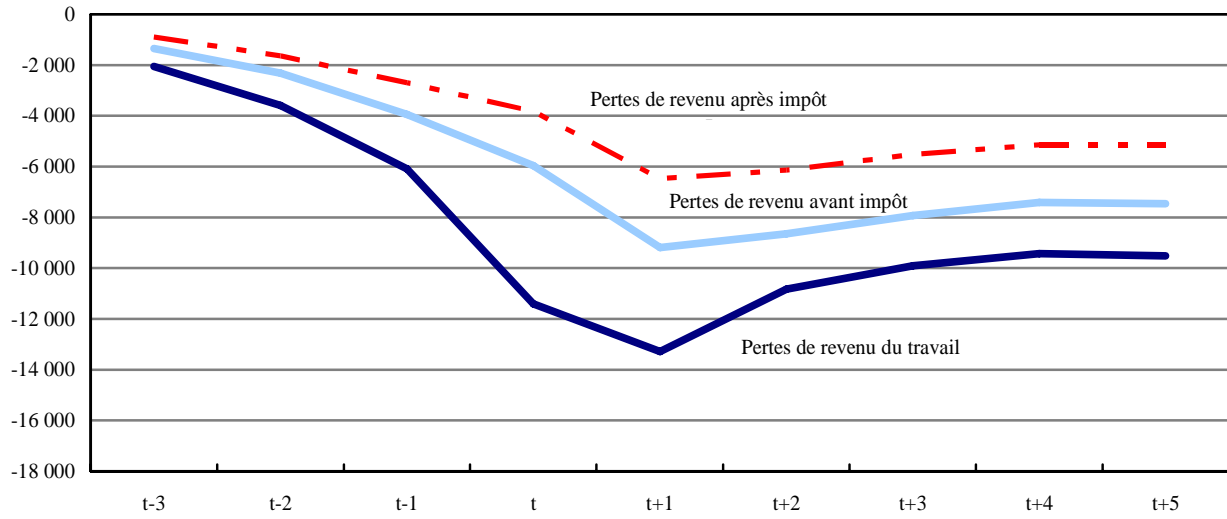
Dollars de 2002



Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Figure 7
Pertes de revenu après licenciement, femmes seules

Dollars de 2002



Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Annexe

Tableau A.1
Licenciements d'hommes de 25 à 40 ans, 1988 à 2001¹

Année	Fichier longitudinal des travailleurs			DAL-DAAE ²
	Licenciements permanents	Licenciements temporaires	Total	Total
1988	58 278	45 193	103 471	102 900
1989	61 261	55 202	116 463	116 600
1990	84 096	79 667	163 763	158 300
1991	86 152	87 962	174 114	165 400
1992	75 587	70 442	146 030	143 200
1993	66 994	59 802	126 795	123 200
1994	63 375	49 905	113 280	111 600
1995	67 776	56 349	124 125	119 100
1996	70 324	59 771	130 095	123 200
1997	80 485	66 892	147 376	134 500
1998	87 732	76 530	164 263	148 900
1999	86 333	69 538	155 871	141 900
2000	82 791	71 408	154 199	143 300
2001	103 266	88 997	192 264	181 000

1. Hommes qui n'ont pas reçu de prestations d'assurance-emploi les cinq années précédentes.

2. Banque de données administratives longitudinales et Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Sources : Statistique Canada, Fichier longitudinal des travailleurs et Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau A.2
Taille d'échantillon de divers groupes de familles

Nombre total de familles	60 500
Maris en licenciement	18 000
En perte de participation à un régime de pension agréé	2 150
Autres	15 850
Groupe témoin	42 500
Nombre de familles avec enfants de 15 ans et plus	42 200
Maris en licenciement	8 800
En perte de participation à un régime de pension agréé	1 200
Autres	7 600
Groupe témoin	33 400
Nombre de familles sans enfants de 15 ans et plus	18 300
Maris en licenciement	9 200
En perte de participation à un régime de pension agréé	1 000
Autres	8 200
Groupe témoin	9 100

Nota : Les chiffres des sous-catégories ayant été arrondis, leur somme peut ne pas correspondre au total.

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Tableau A.3
Taille d'échantillon de divers groupes de personnes seules

Nombre d'hommes seuls	4 700
En licenciement	2 300
En perte de participation à un régime de pension agréé	300
Autres	2 000
Groupe témoin	2 300
Nombre de femmes seules	6 100
En licenciement	2 200
En perte de participation à un régime de pension agréé	300
Autres	2 000
Groupe témoin	3 900

Nota : Les chiffres des sous-catégories ayant été arrondis, leur somme peut ne pas correspondre au total.

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales; Ressources humaines et Développement social Canada, Banque de données administratives de l'assurance-emploi.

Bibliographie

Blau, Francine D., et Lawrence M. Kahn. 2005. *Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000*. Document de travail du NBER n° 11230. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

Card, David, et Thomas Lemieux. 1997. *Adapting to Circumstances: The Evolution of Work, School and Living Arrangements Among North American Youth*. Document de travail du NBER n° 6142. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research.

Cullen, Julie Berrie, et Jonathan Gruber. 2000. « Does unemployment insurance crowd out spousal labor supply? » *Journal of Labor Economics*. 18, 3 : 546–572.

Eliason, Marcus, et Donald Storrie. 2006. « Lasting or latent scars? Swedish evidence on the long-term effects of job displacement ». *Journal of Labor Economics*. 24, 4 : 831–856.

Even, William E., et David A. Macpherson. 1990. « The gender gap in pensions and wages ». *The Review of Economics and Statistics*. 72, 2 : 259–265.

Fallick, Bruce C. 1996. « A review of the recent empirical literature on displaced workers ». *Industrial and Labor Relations Review*. 50, 1 : 5–16.

Heckman, James J., et Thomas E. Macurdy. 1980. « A life cycle model of female labour supply ». *Review of Economic Studies*. 47, 146 : 47–74.

Ippolito, Richard A., et John W. Thompson. 2000. « The survival rate of defined-benefit plans, 1987-1995 ». *Industrial Relations*. 39, 2 : 228–245.

Jacobson, Louis S., Robert J. LaLonde et Daniel G. Sullivan. 1993. « Earnings losses of displaced workers ». *American Economic Review*. 83, 4 : 685–709.

Jenkins, Stephen P. 2000. « Modelling household income dynamics ». *Journal of Population Economics*. 13, 4 : 529–567.

Kletzer, Lori G. 1998. « Job displacement ». *Journal of Economic Perspectives*. 12, 1 : 115–136.

Kniesner, Thomas J., et James P. Ziliak. 2002. « Tax reform and automatic stabilization ». *American Economic Review*. 92, 3 : 590–612.

Morissette, René, Xuelin Zhang et Marc Frenette. 2007. *Les pertes de gains des travailleurs déplacés : données canadiennes extraites d'une importante base de données sur les fermetures d'entreprises et les licenciements collectifs*. Direction des études analytiques : documents de recherche. Catalogue no. 11F0019MIF2007291. Ottawa: Statistique Canada.

Ruhm, Christopher J. 1991. « Are workers permanently scarred by job displacements? » *American Economic Review*. 81, 1 : 319–324.

Stephens, Melvin Jr. 2002. « Worker displacement and the added worker effect ». *Journal of Labor Economics*. 20, 3 : 504–537.

Stephens, Melvin Jr. 2001. « The long-run consumption effects of earnings shocks ». *The Review of Economics and Statistics*. 83, 1 : 28–36.

Stevens, Ann Huff. 2001. « Changes in earnings instability and job loss ». *Industrial and Labor Relations Review*. 55, 1 : 60–78.

Stevens, Ann Huff. 1997. « Persistent effects of job displacement: The importance of multiple job losses ». *Journal of Labor Economics*. 15, 1 : 165–188.

Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Mass. : MIT Press.