

# AC

*Le revenu  
et le niveau de vie  
en période de chômage*

par Martin Browning



Développement des  
ressources humaines Canada

Human Resources  
Development Canada

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

Canada

Octobre 1995

Also available in English.

IN-AH-222F-10-95

AC

*Le revenu et le niveau  
de vie en période de  
chômage*

**par Martin Browning**  
Université McMaster

Assurance-chômage,  
répartition du revenu et  
niveaux de vie

## **Remerciements**

Le présent document est le vingt-troisième d'une série de publications parrainée par Développement des ressources humaines Canada. Nous remercions Peter Kuhn, Stephen Jones et Ging Wong des commentaires qu'ils nous ont apportés, ainsi que Tom Crossley et Arthur Sweetman de leur précieuse contribution à la recherche. Le contenu de ce document demeure toutefois la seule responsabilité des auteurs et ne reflète pas nécessairement le point de vue de DRHC.

## **Série d'évaluations de l'assurance-chômage**

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

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

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

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

I. H. Midgley  
*Directeur général,  
Évaluation*

Ging Wong  
*Directeur,  
Programmes d'assurance*





## *Table des matières*

Résumé .....	7
Introduction .....	9
1. Comment le chômage influe sur le revenu et le niveau de vie .....	11
2. Comment un changement dans les prestations et l'admissibilité influe sur le revenu .....	19
3. Comment un changement de revenu influe sur les dépenses du ménage .....	26
4. Conclusion .....	35
Annexe A — Méthodes économétriques d'analyse des données : I .....	37
Annexe B — Méthodes économétriques d'analyse des données : II .....	40
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage .....	42

## Liste des tableaux

Tableau 1	Caractéristique démographique des répondants . . . . .	12
Tableau 2	Répartition selon le sexe et la cohorte . . . . .	13
Tableau 3	Femmes qui touchent ou qui ne touchent pas de prestations, par cohorte . . . . .	13
Tableau 4	Hommes qui touchent ou qui ne touchent pas de prestations, par cohorte . . . . .	13
Tableau 5	Revenu avant le chômage pour tous les répondants. . . . .	15
Tableau 6A	Revenu avant le chômage : effets cohorte sur les répondants qui touchent des prestations . . . . .	16
Tableau 6B	Revenu avant le chômage : effets cohorte sur les répondants qui ne touchent pas de prestations . . . . .	16
Tableau 7	Activité professionnelle du conjoint avant le chômage . . . . .	17
Tableau 8	Consommation avant le chômage pour tous les répondants . . .	17
Tableau 9	Consommation avant le chômage : effets cohorte . . . . .	18
Tableau 10	Revenu personnel des répondants . . . . .	19
Tableau 11	Prestations et revenu : effets cohorte . . . . .	20
Tableau 12	Revenu personnel total de l'ensemble des prestataires d'a.-c. en pourcentage des prestations d'a.-c. . . . .	21
Tableau 13	Revenu personnel par rapport à la rémunération avant la période de chômage : effet cohorte et effet prestations . . . . .	21
Tableau 14	Revenu du ménage à la première interview . . . . .	23
Tableau 15	Revenu personnel par rapport au revenu du ménage . . . . .	24
Tableau 16	Revenu du ménage et revenu personnel : effet cohorte et effet prestations . . . . .	24
Tableau 17	Consommation au moment de la première interview . . . . .	27
Tableau 18	Consommation : effet cohorte et effet prestations . . . . .	29
Tableau 19	Effets linéaires sur la consommation . . . . .	32
Tableau 20	Consommation totale par rapport au revenu avant la période de chômage . . . . .	34



## Résumé

En avril 1993, deux importantes modifications ont été apportées au régime d'assurance-chômage du Canada en vertu de la loi C-113 : 1) les personnes qui démissionnent sans raison valable ne sont plus admissibles aux prestations; 2) le taux de remplacement a été réduit, passant de 60 à 57 p. 100. Évidemment, il se peut que ces changements aient eu des effets sur le bien-être matériel des personnes qui ont dû cesser de travailler depuis lors. La présente étude analyse la relation entre le niveau de prestations et le revenu et le niveau de vie. Notre analyse retient seulement les personnes qui n'avaient pas terminé leur première période de chômage la première fois qu'elles ont été interviewées dans le cadre de l'Enquête sur les Canadiens sans emploi; en d'autres termes, l'analyse couvre une période d'environ six mois, soit les trois mois précédant l'adoption de la loi C-113 et les trois mois subséquents.

Les renseignements qui ont servi à l'analyse empirique sont tirés de l'Enquête sur les Canadiens sans emploi. Bien que l'ensemble statistique fasse principalement état de la situation des chômeurs durant la période précédant l'adoption de la loi C-113 et par la suite, l'étude va au-delà de l'évaluation de l'incidence de cette loi. Elle vise à faire la lumière sur les conséquences de la réduction du taux de prestations sur les moyens d'existence des prestataires dans un contexte plus général.

Les résultats de l'analyse empirique confirment que le taux de prestations d'assurance-chômage a une incidence marquée sur le revenu personnel net des prestataires. Lorsque le taux de prestations est de 60 p. 100, le revenu personnel net des prestataires représente 68 p. 100 de la rémunération avant la cessation d'emploi chez les hommes, et 61 p. 100 chez les femmes. Lorsque le taux de prestations est de 57 p. 100, la proportion passe à 63 p. 100 chez les femmes et à 59 p. 100 chez les hommes. On arrive à la même conclusion après avoir soumis les données à un test économétrique pour en déterminer la signification statistique.

Les femmes sont plus touchées que les hommes par la réduction des prestations d'assurance-chômage. En général, dans la catégorie «autres sources», les hommes ont un revenu supérieur; de plus, ils sont assujettis à un taux marginal d'imposition plus élevé. Par conséquent, une réduction des prestations a moins de répercussions sur le revenu personnel et celui du ménage. Pour mieux décrire les conséquences d'une telle diminution sur les prestataires, on peut effectuer d'autres calculs au moyen des équations estimées : une réduction de 5 p. 100 des prestations (p. ex. si le taux de prestations passe de 60 à 57 p. 100) se traduirait par une baisse d'environ 3,5 p. 100 du rapport du revenu actuel du ménage au revenu avant la période de chômage.

En ce qui a trait à la consommation, l'analyse empirique a montré qu'une réduction du taux de prestations d'assurance-chômage entraîne généralement une baisse de la consommation chez les prestataires. D'après la présente étude, si le taux de prestations passait de 60 à 50 p. 100, la consommation du ménage diminuerait de 3 à 6 p. 100. Cette réduction est observée dans les trois catégories de dépenses (aliments consommés à la maison, aliments consommés à l'extérieur et habillement) et pour la consommation totale.

*Les résultats de l'analyse empirique confirment que le taux de prestations d'assurance-chômage a une incidence marquée sur le revenu personnel net des prestataires.*

Comme prévu, les effets de la réduction des prestations d'assurance-chômage varient selon le ménage. La baisse du niveau de vie est plus marquée chez les réitérants (c'est-à-dire chez les personnes qui ont présenté trois demandes de prestations au cours des cinq dernières années) que chez les personnes qui ont rarement recours au régime. Les ménages qui comptent au moins une personne en chômage pendant six mois ou plus sont plus susceptibles de souffrir d'une réduction des prestations dans les cas suivants : i) la personne sans travail est le principal soutien de famille; ii) le chômeur est un réitérant.



## Introduction

En avril 1993, en vertu de la loi C-113, deux importantes modifications ont été apportées au régime d'assurance-chômage du Canada :

- les personnes qui démissionnaient sans raison n'étaient plus admissibles aux prestations;
- le rapport des prestations à la rémunération assurable, ou taux de remplacement, passait de 60 à 57 p. 100.

L'objet de la présente étude est de mesurer les effets de ces modifications sur le revenu et le bien-être matériel des personnes qui ont cessé de travailler après avril 1993. Les données nécessaires à l'analyse empirique sont tirées de l'Enquête sur les Canadiens sans emploi et des dossiers administratifs.

Pour l'analyse, nous avons retenu uniquement les personnes dont la première période de chômage était en cours la première fois qu'elles ont été interviewées dans le cadre de l'Enquête. L'échantillon est divisé en deux cohortes : les personnes qui ont cessé de travailler entre le 31 janvier et le 13 mars 1993, donc avant les modifications législatives, et les personnes qui ont cessé de travailler entre le 25 avril et le 5 juin 1993, donc assujetties aux nouvelles dispositions.

Cette étude distingue le revenu du bien-être matériel, parce qu'une baisse momentanée du revenu n'entraîne pas forcément une baisse du niveau de vie du ménage. À court terme, le ménage peut avoir le même niveau de vie en puisant dans ses ressources financières ou en empruntant. À l'opposé, certains membres du ménage peuvent accroître leur revenu en occupant un autre emploi ou en augmentant le nombre d'heures de travail dans leur emploi du moment. Même si le ménage juge nécessaire de réduire ses dépenses totales à court terme, il se peut que la diminution du bien-être matériel soit faible. Sans en modifier le montant total, le ménage peut répartir différemment ses dépenses entre les biens et services de sorte que le bien-être matériel demeure à peu près constant.

L'Enquête sur les Canadiens sans emploi, conçue pour compléter les données administratives existantes, a été effectuée auprès des personnes qui cessent de travailler. Les renseignements obtenus sont particulièrement pertinents dans l'optique de l'évaluation des conséquences de la loi C-113. En effet, deux cohortes de travailleurs sont étudiées : dans la première, la cessation d'emploi est survenue entre le 31 janvier et le 13 mars 1993; dans la deuxième, entre le 25 avril et le 5 juin 1993. On obtient ainsi un ensemble statistique quasi-expérimental qui peut être utilisé pour évaluer l'incidence des modifications apportées au régime.

Pour recueillir des renseignements sur le revenu, nous avons utilisé, outre les résultats de l'Enquête, des données fiscales, soit le salaire brut de l'année d'imposition 1992, ainsi que des données administratives, soit la rémunération assurable. En ce qui a trait à l'Enquête, les renseignements sur le revenu sont tirés des réponses aux questions suivantes : « Quel a été, le mois dernier, votre revenu personnel total, après déductions? » et « Quel a été, le mois dernier, le revenu total de votre ménage, après déductions? » Pour la consommation, nous nous sommes servis des réponses aux quelques questions de l'Enquête, portant très précisément sur la consommation. Les questions ont été formulées de manière à mesurer l'ensemble des dépenses des ménages, y compris celles qui sont liées au logement.

*Cette étude distingue le revenu du bien-être matériel, parce qu'une baisse momentanée du revenu n'entraîne pas forcément une baisse du niveau de vie du ménage.*

L'étude vise à établir la relation entre les prestations d'assurance-chômage et le revenu et la relation entre le niveau des prestations et le niveau de vie. Il a fallu pour cela classer dans trois groupes les chômeurs qui ont participé à l'Enquête sur les Canadiens sans emploi :

- les personnes qui ne touchaient pas de prestations;
- le groupe « de référence », c'est-à-dire les prestataires assujettis aux taux de remplacement de 60 p. 100;
- le groupe « à prestations réduites », c'est-à-dire les prestataires assujettis au taux de remplacement de 57 p. 100. L'analyse porte sur le revenu personnel, le revenu du ménage, la consommation totale du ménage et les habitudes de consommation.

L'étude est fondée sur des statistiques descriptives et sur une analyse de régression (entre autres la méthode des moindres carrés ordinaires et l'analyse par méthode des probits). Dans les équations économétriques, nous avons accordé une attention spéciale à la cohérence conceptuelle et logique. Cela était particulièrement important pour l'analyse empirique du niveau de vie pendant la période de chômage. Les données de l'Enquête portent uniquement sur les aliments consommés à la maison, les aliments consommés à l'extérieur, l'habillement et la consommation totale. Comme ces trois catégories de dépenses font partie de la consommation totale mais ne la représentent pas toute entière, cela pose un problème technique. Dans la présente étude, nous avons procédé à un examen détaillé des avantages et des inconvénients de trois démarches qui peuvent convenir à l'analyse empirique. Il s'agit des démarches suivantes :

- la méthode directe, qui fait appel aux méthodes de régression (dont la technique de régression normale et l'analyse par la méthode des probits) pour mesurer directement les répercussions des changements apportés à la loi sur les trois catégories de dépenses et sur la consommation totale;
- la méthode d'analyse par facteurs, qui applique une technique spéciale d'« analyse factorielle » aux données sur la consommation pour construire une mesure du « total prévu des achats de biens et de services de consommation »;
- la méthode structurelle, qui allie les deux méthodes précédentes.

La première section du rapport jette les bases de l'analyse et fait état de certaines théories qui doivent être prises en compte à cet égard. Elle décrit également certaines caractéristiques de l'échantillon utilisé.

Dans la deuxième section, nous nous penchons sur les effets de modifications au niveau des prestations et à l'admissibilité, comme celles qui sont entrées en vigueur en avril 1993, sur le revenu personnel et sur le revenu des ménages. La troisième section vise plus particulièrement à montrer dans quelle mesure une modification des dispositions législatives relatives au régime d'assurance-chômage peut influencer sur les dépenses des ménages.

À la quatrième section, nous livrons nos conclusions sur la variation du revenu et du bien-être matériel des chômeurs canadiens advenant que les prestations soient réduites ou qu'ils n'en touchent pas. Les annexes A et B décrivent plus en détail certaines de nos méthodes.

# 1. Comment le chômage influe sur le revenu et le niveau de vie



Dans la présente étude, nous allons voir dans quelle mesure une période de chômage influe sur le revenu personnel, sur le revenu du ménage et sur le niveau de vie. Ce faisant, nous tiendrons compte de ce qui suit :

- **la capacité d'un ménage de maintenir un certain niveau de bien-être matériel**, qui, dans une large mesure, est tributaire de ses avoirs, de ses dettes, de son revenu actuel et des diverses formes de crédit à sa disposition;
- **du niveau réel de bien-être matériel du ménage**, déterminé par le type d'habitation et les biens qu'il possédait avant qu'un des membres ne cesse de travailler, ainsi que par les achats effectués après la perte d'emploi, tout particulièrement de biens non durables tels que les aliments.

Il est capital de distinguer ces deux concepts. Si elle est momentanée, une baisse notable du revenu d'un particulier n'entraîne pas forcément une réduction marquée du bien-être matériel du ménage. Cependant, pour éviter une telle diminution, il importe que le ménage puisse puiser dans ses économies ou recourir au crédit pour répondre à ses besoins, ou encore qu'un autre membre du ménage puisse accroître son revenu en occupant un autre emploi ou en augmentant le nombre d'heures de travail dans son emploi du moment.

Même si un ménage doit réduire ses dépenses pendant un certain temps, il peut continuer à avoir le même niveau de bien-être matériel en diminuant ses achats de biens durables, par exemple l'habillement et les meubles, pour mettre l'accent sur ses besoins plus immédiats. Par exemple, en reportant l'achat d'un manteau d'hiver, une personne peut dépenser moins que prévu; toutefois, dans la mesure où son vieux manteau est presque aussi chaud et a la même utilité qu'un manteau neuf, le niveau de bien-être matériel de la personne demeure en grande partie inchangé à court terme.

## Caractéristiques des répondants

Nous nous sommes servi d'un échantillon de 3 229 répondants qui, au moment de l'interview, n'avaient pas terminé leur première période de chômage. Selon ce que nous cherchions, nous avons analysé les données en fonction d'un certain nombre de variables : le sexe, le type de famille, le fait de toucher ou pas des prestations et le groupe ou la « cohorte ». Ces variables sont définies plus en détail ci-après.

### Sexe

Notre première analyse laissait entendre que les conséquences de la modification du niveau de prestations et de l'admissibilité n'étaient pas les mêmes pour les femmes que pour les hommes.

### Type de famille

En analysant les données selon le type de famille, nous avons pu déterminer dans quelle mesure la perte d'emploi influe sur le revenu personnel et sur le revenu du ménage. Dans les ménages d'une personne, il va de soi que le revenu personnel et le revenu du ménage sont identiques. Le tableau 1 montre que la situation de famille des hommes et des femmes de l'échantillon est similaire : environ 60 p. 100 d'entre eux vivent avec un conjoint, avec ou sans enfants.

*Si elle est momentanée, une baisse notable du revenu d'un particulier n'entraîne pas forcément une réduction marquée du bien-être matériel du ménage. Cependant, pour éviter une telle diminution, il importe que le ménage puisse puiser dans ses économies ou recourir au crédit pour répondre à ses besoins, ou encore qu'un autre membre du ménage puisse accroître son revenu en occupant un autre emploi ou en augmentant le nombre d'heures de travail dans son emploi du moment.*

**Tableau 1**  
**Caractéristiques démographiques des répondants**

Type de ménage	Femme	Homme
Ménage d'une personne	12,3 %	18,8 %
Couple marié	20,1 %	16,8 %
Couple marié avec enfants	39,5 %	34,6 %
Autres ménage	28,1 %	29,8 %
Total	100,0 %	100,0 %

### **Toucher ou ne pas toucher de prestations**

Pour mieux faire ressortir l'incidence générale de l'assurance-chômage sur la personne sans emploi, nous avons divisé l'échantillon en deux groupes, selon que le répondant touchait ou ne touchait pas de prestations au moment de la première interview. Nous avons ensuite comparé les deux groupes à l'aide de statistiques descriptives et de méthodes économétriques.

### **Cohorte**

Les répondants sont répartis en deux groupes ou cohortes.

#### **Cohorte 1**

##### ***Répondants qui ont cessé de travailler entre le 31 janvier et le 13 mars 1993***

La cohorte 1 englobe les répondants qui étaient admissibles aux prestations avant que la *Loi sur l'assurance-chômage* ne soit modifiée. Ils pouvaient être assujettis au taux de remplacement maximal de 60 p. 100 de la rémunération assurable. On y trouve également des personnes sans emploi qui ne touchaient pas de prestations.

#### **Cohorte 2**

##### ***Répondants qui ont cessé de travailler entre le 25 avril et le 5 juin 1993***

La cohorte 2 est constituée de répondants devenus admissibles à l'assurance-chômage après le 13 avril; le taux de remplacement maximal s'élève à 57 p. 100 de la rémunération assurable. Ce groupe comprend également des personnes sans emploi qui ne touchaient pas de prestations.

Cette répartition par cohorte nous a permis d'étudier les effets de la réduction des prestations prévue par la loi C-113 sur le revenu personnel et le revenu du ménage et sur le bien-être matériel.

Au tableau 2, on constate que, dans l'échantillon, la proportion de répondants de la cohorte 2 excède légèrement celle des répondants de la cohorte 1; de même, les hommes sont un peu plus nombreux que les femmes.

**Tableau 2**  
Répartition selon le sexe et la cohorte

Cohorte	En pourcentage		
	Femme	Homme	Total
1. A cessé de travailler avant le 13 avril 1993	21,8 %	25,9 %	47,7 %
2. A cessé de travailler après le 13 avril 1993	24,3 %	28,0 %	52,3 %

D'après les tableaux 3 et 4, la proportion d'hommes et de femmes qui touchent des prestations est plus élevée dans la cohorte 2 que dans la cohorte 1. En d'autres termes, les hommes et les femmes assujettis au taux de remplacement de 60 p. 100 étaient relativement moins nombreux que les hommes et les femmes assujettis au taux de remplacement de 57 p. 100. Voilà une constatation inattendue, car les répondants de la cohorte 2 ne pouvaient pas toucher des prestations s'ils quittaient leur emploi volontairement.

**Tableau 3**  
Femmes qui touchent ou qui ne touchent pas de prestations, par cohorte

	En pourcentage	
	Cohorte 1	Cohorte 2
Touche des prestations	22,7 %	34,4 %
Ne touche pas de prestations	22,8 %	20,1 %

**Tableau 4**  
Hommes qui touchent ou qui ne touchent pas de prestations, par cohorte

	En pourcentage	
	Cohorte 1	Cohorte 2
Touche de prestations	24,8 %	30,4 %
Ne touche pas de prestations	21,6 %	23,1 %

## Données et questions relatives à la méthodologie

Idéalement, nous aurions souhaité analyser les effets des modifications apportées à la *Loi sur l'assurance-chômage* en 1993 sur une base purement expérimentale. Cependant, comme nous n'avons pas réparti au hasard les répondants entre les cohortes 1 et 2, nous avons dû tenir compte d'éventuelles différences systématiques relatives aux facteurs socio-économiques et aux caractéristiques personnelles associés aux personnes des deux groupes. L'examen préliminaire des données laisse supposer que pour l'analyse économétrique il est essentiel de tenir compte des différences observées avant la période de chômage au chapitre du revenu et de la consommation.

Nous avons plus précisément analysé les données dans l'optique des effets des facteurs suivants :

- l'utilisation de trois types de données pour mesurer le revenu avant la période de chômage;

- l'activité professionnelle des autres membres du ménage avant que le répondant ne cesse de travailler;
- la consommation avant la période de chômage, c'est-à-dire les dépenses liées à l'alimentation, au logement, à l'habillement et à d'autres besoins du ménage.

L'analyse est décrite en détail ci-après.

### **Revenu du répondant avant la période de chômage**

Nous avons employé trois types de données pour mesurer le revenu des répondants avant la période de chômage :

- **les données de l'Enquête** sur la rémunération hebdomadaire des répondants juste avant le début de la période de chômage;
- **les données administratives** sur la rémunération assurable des répondants durant les 20 semaines précédant la période de chômage;
- **les données fiscales** sur la rémunération brute des répondants en 1992.

Chacun des trois types de données présente des inconvénients. Les **données de l'Enquête** ne visent qu'une courte période et ne sont peut-être pas représentatives du revenu « normal » touché au cours d'une période récente. De plus, les chiffres tirés de l'Enquête sont susceptibles d'être moins exacts que ceux qui viennent des données administratives et fiscales. Le tableau 5 montre que, pour les répondants qui touchent des prestations, il y a davantage de valeurs manquantes dans les données de l'Enquête que dans les deux autres variables<sup>1</sup>. Toutefois, il convient de souligner que le taux de réponse est très élevé (90 p. 100) compte tenu que la question portait sur le revenu.

On peut obtenir des **données administratives** uniquement à l'égard des personnes qui ont présenté une demande de prestations. De plus, ces renseignements permettent de mesurer la rémunération assurable, non le revenu net; comme la tranche de revenu qui excède la rémunération assurable maximale n'est pas prise en considération, le revenu des hauts salariés est sous-estimé.

Les **données fiscales** sur la rémunération brute en 1992 sont sans aucun doute celles qui permettent de mesurer avec la plus grande exactitude le revenu antérieur. Cependant, la période visée ne précède pas immédiatement la période de chômage. Elles ont un autre inconvénient : comme elles portent sur le revenu avant impôt, elles ne sont pas pertinentes pour l'analyse des décisions du ménage. Enfin, d'après ces données, certaines personnes n'ont pas de revenu ou touchent un revenu très faible, ce qui est difficile à croire.

Les deuxième, troisième, quatrième et cinquième colonnes du tableau 5 indiquent le nombre de valeurs négatives, nulles (aucun revenu), positives et manquantes pour chacune des trois sources de données sur le revenu. Nous n'avons pas utilisé ces trois sources pour tous les répondants.

1. Dans la construction de cette variable, nous avons posé, égales à zéro, certaines valeurs exagérément élevées (par ex., plus de 10 000 \$ par semaine).

## Revenu avant le chômage pour tous les répondants

Variable	Touchez-vous des prestations?		Revenu négatif	Aucun revenu	Revenu positif	Données manquantes	Total
	Non	Oui					
Données de l'Enquête : rémunération hebdomadaire avant le chômage	Non		0	0	725	79	804
	Oui		0	0	2 172	253	2 425
Données administratives : rémunération assurable moyenne de 20 semaines	Non		0	10	0	794	804
	Oui		0	0	2 425	0	2 425
Données fiscales : rémunération brute en 1992	Non		0	26	727	51	804
	Oui		0	42	2 260	123	2 425
Données de l'Enquête : heures de travail du conjoint (marié seulement) au début de la période de chômage	Non		0	167	314	15	496
	Oui		0	485	915	68	1 468

Remarque : Données non pondérées.

Notre analyse montre que le fait de toucher des prestations d'assurance-chômage a une incidence marquée sur le revenu. Le sexe du répondant est beaucoup moins important. Parmi les prestataires, le revenu avant la période de chômage est beaucoup plus faible dans la cohorte 1 que dans la cohorte 2. Dans le cas des personnes qui *ne touchent pas* de prestations, le revenu est *plus élevé* dans la cohorte 1 que dans la cohorte 2<sup>2</sup>. Cela confirme qu'il était nécessaire de tenir compte du revenu avant la période de chômage.

En général, il existe une forte corrélation (entre 0,6 et 0,8) entre les trois sources d'information. Nous avons utilisé les données de l'Enquête sur la rémunération avant la période de chômage lorsque ces renseignements étaient disponibles; dans le cas du segment de 10 p. 100 de l'échantillon pour lequel les données de l'Enquête manquaient, nous avons imputé les valeurs au moyen des données administratives, fiscales et démographiques. Nous avons pour cela effectué une analyse de régression. Comme l'ajustement de régression pour le reste de l'échantillon (90 p. 100) est très élevé (le  $R^2$  est de 0,6), nous étions certains d'avoir obtenu une caractérisation assez fiable.

Dans les lignes qui suivent, nous avons utilisé ces données corrigées pour mesurer le revenu avant la période de chômage. L'effet de la cohorte sur les données corrigées est illustré à la quatrième ligne du tableau 6A, pour les répondants qui touchent des prestations, et à la quatrième ligne du tableau 6B, pour les répondants qui n'en touchent pas. Comme prévu, il est très similaire à l'effet cohorte sur les données non corrigées.

2. Nous ne sous-entendons pas de relation de cause à effet entre la variable cohorte et le revenu d'emploi.

### Revenu avant le chômage : effets cohorte sur la répondants qui touchent des prestations

Variable (logarithme)	Coefficient de		
	Sexe	la variable auxiliaire cohorte (x 100)	Valeur de t
Données de l'Enquête : rémunération hebdomadaire avant le chômage	F	9,1	3,1
	H	10,6	3,4
Données administratives : rémunération assurable moyenne de 20 semaines	F	10,5	4,1
	H	8,9	3,8
Données fiscales : rémunération brute en 1992	F	4,8	0,9
	H	12,3	2,0
Rémunération hebdomadaire imputée à partir des données de l'Enquête	F	9,4	3,4
	H	10,8	3,7

### Revenu avant le chômage : effets cohorte sur la répondants qui ne touchent pas de prestations

Variable (logarithme)	Coefficient de		
	Sexe	la variable auxiliaire cohorte (x 100)	Valeur de t
Données de l'Enquête : rémunération hebdomadaire avant le chômage	F	-4,0	0,6
	H	-8,8	1,3
Données fiscales : rémunération brute en 1992	F	-19,0	1,9
	H	-44,5	3,5
Rémunération hebdomadaire imputée aux données de l'Enquête	F	-4,4	0,7
	H	-8,2	1,2

### Activité professionnelle des autres membres du ménage avant la période de chômage du répondant

En examinant le revenu des ménages, nous avons jugé nécessaire de tenir compte du revenu des autres membres du ménage avant que le répondant ne cesse de travailler. Le revenu du conjoint d'une personne mariée est particulièrement important pour le calcul du revenu du ménage. Nous avons donc demandé aux répondants mariés d'indiquer le nombre d'heures travaillées par leur conjoint au début de la période de chômage. Leurs réponses figurent à la deuxième ligne du tableau 7. Bien qu'il y ait des valeurs manquantes, la plupart des répondants ont accepté et étaient en mesure de répondre à la question.

Par ailleurs, le tableau 7 contient des statistiques sommaires sur le nombre de conjoints qui avaient un emploi et sur le nombre d'heures travaillées au moment où les répondants ont cessé de travailler<sup>3</sup>. Comme prévu, la proportion de répondants dont le conjoint avait un emploi était plus forte chez les femmes que chez les hommes. De plus, le nombre d'heures travaillées par le conjoint était en général plus élevé dans le cas des répondants de sexe féminin. L'analyse n'a révélé

3. Pour estimer la probabilité qu'un conjoint ait un emploi, nous avons appliqué un probit à la variable fictive cohorte. La variable cohorte est égale à 0, si la personne appartient à la cohorte 1, et à 1, si la personne appartient à la cohorte 2. En ce qui a trait au nombre d'heures de travail actif dans le tableau 7, les régressions s'appliquent uniquement aux nombres positifs.

aucune corrélation significative entre la cohorte et l'activité professionnelle du conjoint avant la période de chômage.

#### Activité professionnelle du conjoint avant le chômage

Variable	Touchez-vous des prestations?		Proportion/moyenne	Coefficient de la variable auxiliaire cohorte (x 100)		Valeur de t
		Sexe				
Conjoint actif au début de la période de chômage (équation de probit)	Non	F	77 %	-0,02	0,1	
		H	51 %	-0,04	0,2	
	Oui	F	75 %	-0,06	0,6	
		H	54 %	0,08	0,8	
Heures de travail par semaine (régressions pour les valeurs positives seulement)	Non	F	41,3	0,11	0,1	
		H	35,8	-0,64	0,4	
	Oui	F	41,6	-0,64	1,0	
		H	34,5	0,50	0,5	

#### Consommation avant la période de chômage

Les seuls renseignements dont nous disposons sur la consommation avant la période de chômage sont tirés de l'Enquête. Les répondants devaient préciser leur consommation totale et indiquer si le chômage avait eu des répercussions à ce chapitre. À notre avis, les réponses ne sont pas fiables en raison de leur manque d'exactitude.

Le tableau 8 donne des valeurs négatives ou nulles (aucune consommation) pour certains répondants. Toutefois, c'est l'absence de données pour 22 p. 100 de l'échantillon qui nous préoccupe le plus. Le tableau 9 montre les effets estimés de la cohorte sur les répondants ayant une valeur positive pour la consommation. Les résultats correspondent au revenu estimé. Cependant, les coefficients sont en général moins élevés et moins significatifs. On peut donc présumer que les données sont moins fiables. Même si nous utiliserons ces données dans l'analyse décrite ci-après, nous préférons employer les données sur le revenu avant la période de chômage pour tenir compte de la consommation et du revenu.

#### Consommation avant le chômage pour tous les répondants

Variable	Touchez-vous des prestations?		Consommation		Données manquantes	Total
			négative	positive		
Données de l'Enquête : consommation totale au début de la période de chômage	Non	0	5	627	172	804
	Oui	2	3	1 874	546	2 425

Remarque : Données non pondérées.

**Tableau 9**  
**Consommation avant le chômage : effets cohorte**

Variable (logarithme)	Touchez- vous des prestations?	Sexe	Coefficient de la variable auxiliaire cohorte (x 100)	Valeur de t
Données de l'Enquête : consommation totale au début de la période de chômage	Oui	F	3,5	0,9
		H	5,3	1,3
	Non	F	-4,9	0,8
		H	-13,7	1,8

Notre analyse a montré qu'en général le revenu avant la période de chômage est fortement lié à l'effet de cohorte. Cela laisse supposer que nous ne pouvons considérer que l'effet de cohorte est purement expérimental. Dans les lignes qui suivent, nous devons plutôt tenir compte des différences observées au chapitre du revenu avant la période de chômage.

## 2. Comment un changement dans les prestations et l'admissibilité influe sur le revenu



### Revenu personnel

Au cours de la première interview, on a demandé aux répondants quel était leur revenu personnel total de toutes sources après déductions au cours du dernier mois, y compris les prestations d'a.-c. et d'aide sociale. À partir de ces renseignements, nous avons évalué le revenu personnel total de chaque répondant par rapport aux prestations d'a.-c. et par rapport à la rémunération avant la période de chômage. En évaluant économétriquement les différences entre les réponses de ceux qui ont touché des prestations et les réponses de ceux qui n'ont pas touché de prestations dans les cohortes 1 et 2, nous avons pu déterminer par inférence comment le revenu personnel des hommes et des femmes en chômage est touché par une réduction des prestations ou par l'absence de prestations.

Tous les répondants sauf 6 p. 100 ont répondu à la question sur le revenu personnel; les résultats sont reproduits au tableau 10 ci-dessous. Toutefois, certaines réponses sont suspectes, en particulier celles qui se rapportent aux 7 p. 100 de répondants qui ont déclaré n'avoir aucun revenu.

**Tableau 10**  
Revenu personnel des répondants

Variable	Touchez-vous des prestations?	Revenu négatif	Aucun revenu	Revenu positif	Données manquantes	Total
Revenu personnel (données d'enquête)	Non	0	153	957	54	1 164
	Oui	0	80	2 198	147	2 425

Remarque : Données non pondérées.

La première ligne du tableau 11 — données administratives — montre que les prestations touchées par les femmes et les hommes de la cohorte 2 sont supérieures de 5,4 et 3,9 p. 100, respectivement, aux prestations touchées par les hommes et les femmes de la cohorte 1. À première vue, cela peut sembler surprenant parce que les changements apportés en 1993 étaient censés produire l'effet contraire. La réponse à cette apparente contradiction réside dans la possibilité que les répondants de la cohorte 2 aient eu un revenu plus élevé avant la période de chômage. Après examen, nous avons constaté que le rapport des prestations à la rémunération assurable était presque exactement de 60 p. 100 pour les répondants de la cohorte 1 et de 57 p. 100 pour ceux de la cohorte 2. Cela indiquait de nouveau que nous devons tenir compte du fait que le revenu avant la période de chômage différait d'une cohorte à l'autre.

*En évaluant économétriquement les différences entre les réponses de ceux qui ont touché des prestations et les réponses de ceux qui n'ont pas touché de prestations dans les cohortes 1 et 2, nous avons pu déterminer par inférence comment le revenu personnel des hommes et des femmes en chômage est touché par une réduction des prestations ou par l'absence de prestations.*

**Tableau 11**  
**Prestations et revenu : effet cohorte**

Variable	Sexe	Coefficient de la variable auxiliaire cohorte (x 100)	Valeur de t
Logarithme (prestations hebdomadaires d'a.-c.) (Données administratives)	F	5,4	2,1
	H	3,9	1,7
Rapport des prestations d'a.-c. à la rémunération avant la période de chômage imputée	F	-2,2	1,6
	H	-6,3	3,3
Rapport avec les valeurs aberrantes supprimées	F	-3,1	2,9
	H	-3,4	2,7

Remarque : Prestataires seulement.

La ligne deux du tableau 11 montre l'incidence estimative relative des changements apportés à l'a.-c. sur le revenu des femmes et des hommes de la cohorte 2 par rapport à la cohorte 1. Les femmes et les hommes gagnaient respectivement 2,2 et 6,3 p. 100 de moins. Ces résultats cadrent avec les résultats obtenus algébriquement<sup>4</sup>. Il faut toutefois remarquer que les différences affichées dans le tableau 11 peuvent être affectées par quelques valeurs aberrantes, c'est-à-dire par des facteurs si éloignés de la norme qu'ils peuvent fausser la situation globale. C'est ainsi que pour quelques répondants, le rapport des prestations à la rémunération avant la période de chômage est plus grand que trois. Quand on laisse tomber les valeurs aberrantes, les femmes et les hommes de la cohorte 2 gagnent respectivement 3,1 et 3,4 p. 100 de moins que ceux de la cohorte 1. Nous considérons que ces derniers chiffres sont une estimation plus fiable de la relation entre les réductions des prestations et le revenu avant la période de chômage. Les résultats obtenus à partir de cet échantillon plus restreint sont reproduits à la ligne trois du tableau 11.

Avant d'étudier l'interaction entre la cohorte et le revenu personnel à la date d'interview, nous avons examiné la fiabilité de la mesure du revenu personnel donnée par l'Enquête. Pour cela, nous avons d'abord regardé les données administratives pour savoir précisément quel montant de prestations d'a.-c. chaque répondant touchait. Théoriquement, ce montant devrait constituer l'essentiel du revenu personnel des répondants. En particulier, il devrait représenter une limite inférieure pour le revenu personnel brut, mais pas nécessairement pour le revenu net, vu que l'enquête demandait spécifiquement aux répondants d'indiquer leur revenu après déductions.

4. Calcul du rapport des prestations aux gains hebdomadaires avant la période de chômage.

Posons  $i$  comme l'indice de la cohorte et posons les paramètres suivants :

$E_i$  = gains assurables

$Y_i$  = gains excédant  $E_i$  ( $E+Y$  = gains avant la période de chômage)

$B_i$  = prestations d'a.-c.

$R_i$  = rapport des prestations à ( $E+Y$ )

Selon les données administratives :

$B_1 = 0,60E_1$  et  $B_2 = 0,57E_2$

Selon les lignes un et quatre du tableau 6A,

$E_2 = 1,105E_1$  et  $(E_2+Y_2) = 1,094 (E_1+Y_1)$  pour les femmes et

$E_2 = 1,089E_1$  et  $(E_2+Y_2) = 1,108 (E_1+Y_1)$  pour les hommes.

Étant donné ces chiffres,  $R_2 = 0,96R_1$  pour les femmes et  $R_2 = 0,931$  pour les hommes. Cela se traduit par une diminution de 4 p. 100 pour les femmes et de 7 p. 100 pour les hommes.

Nous avons multiplié les prestations d'a.-c. hebdomadaires par 4 pour avoir des prestations mensuelles, puis nous avons calculé le rapport du revenu mensuel déclaré aux prestations mensuelles. Nous avons ensuite classés ces chiffres par catégories. Comme le montre le tableau 12, près des trois quarts des répondants ont déclaré un revenu personnel qui se situait entre 75 et 125 p. 100 de leurs prestations d'a.-c. Pour la plupart, le rapport était inférieur à 100 p. 100. Cela donne à penser que la mesure du revenu personnel donnée par l'Enquête est assez fiable pour tous les répondants sauf ceux qui ont déclaré un revenu très faible.

**Tableau 12**  
**Revenu personnel total de l'ensemble des prestataires d'a.-c. en pourcentage des prestations d'a.-c.**

	0 %	0 à 75 %	75 à 100 %	100 %	100 à 125 %	125 à 300 %	Plus de 300 %
Femmes	3,5	7,8	53,7	5,6	11,8	9,8	7,7
Hommes	3,3	10,8	65,4	2,3	6,7	5,5	6,1

Comme le revenu personnel comprend les prestations d'a.-c., on devrait observer une légère baisse chez les personnes de la cohorte 2 qui touchent des prestations, mais aucun changement chez les personnes qui ne touchent pas de prestations. Les répondants de la cohorte 1 et de la cohorte 2 auraient pu avoir des revenus personnels différents uniquement parce que leur rémunération avant la période de chômage différait. Aussi, ne pouvions-nous pas considérer uniquement les moyennes pour déterminer l'effet des prestations d'a.-c. sur le revenu personnel. Le tableau 13 donne une meilleure idée de l'incidence des prestations d'a.-c. sur le rapport du revenu personnel à la rémunération avant la période de chômage obtenu après la première interview. Encore une fois, nous avons réduit l'échantillon pour réduire au minimum l'influence des valeurs aberrantes. Dans ce cas-ci, nous n'avons gardé que les rapports inférieurs à deux. Cela semble restreindre assez bien l'échantillon des chômeurs.

**Tableau 13**  
**Revenu personnel par rapport à la rémunération avant la période de chômage : effet cohorte et effet prestations**

	Ordonnée à l'origine	Cohorte 1 Sans prestations	Cohorte 2 Avec prestations	Cohorte 2 Sans prestations
Femmes	66,6	-20,4 (8,1)	-4,7 (2,1)	-18,9 (7,3)
Hommes	60,6	-10,6 (4,6)	-3,7 (1,7)	-13,5 (6,0)

Remarque : Le groupe de référence est la cohorte 1 avec prestations d'a.-c.  
Tous les coefficients multipliés par 100; valeurs de t entre parenthèses.

Les résultats présentés au tableau 13 sont assez saisissants. Ils montrent clairement que les changements dans le revenu personnel reflètent les changements dans le montant de prestations d'a.-c. qu'une personne touche. Parmi les répondants de la cohorte 2 qui ont touché des prestations — colonne trois du tableau 13 — le

revenu des femmes a baissé de 4,7 p. 100, tandis que celui des hommes a baissé de 3,7 p. 100. Cela donne à penser qu'une réduction de 3,3 p. 100 des prestations réduit légèrement plus le revenu personnel. La baisse légèrement moins forte observée chez les hommes est peut-être attribuable au fait que les hommes auraient eu un taux marginal d'imposition plus élevé.

Les colonnes deux et quatre du tableau 13 montrent qu'il n'y a pas de différence significative entre le revenu personnel des répondants de la cohorte 1 et de la cohorte 2 qui ne touchent pas de prestations d'a.-c.<sup>5</sup>.

Quand, à partir des chiffres du tableau 13, on compare le revenu de ceux qui touchent des prestations et le revenu de ceux qui n'en touchent pas, il importe de remarquer que les résultats dépendent beaucoup de la rémunération avant la période de chômage. En tant que groupe, les prestataires de la cohorte 2 gagnaient beaucoup plus avant de devenir chômeurs (rémunération avant la période de chômage beaucoup plus élevée) que les prestataires de la cohorte 1; c'est exactement le contraire qui se passe pour les groupes de ceux qui ne touchaient pas de prestations d'a.-c. De plus, l'appartenance au groupe des prestataires ou au groupe des non-prestataires est plus susceptible d'être endogène que l'appartenance à une cohorte. Aussi faut-il interpréter les résultats avec prudence. Néanmoins, nous avons trouvé une plus petite différence que celle à laquelle nous nous étions attendus entre le revenu personnel de ceux qui touchent des prestations et le revenu personnel de ceux qui n'en touchent pas.

Le tableau 10 montrait que près de 20 p. 100 des non-prestataires n'ont déclaré aucun revenu, contre 3,5 p. 100 pour les prestataires. Malgré cela, les rapports du revenu personnel moyen des non-prestataires à leur rémunération avant la période de chômage ne sont que de 20 et de 12 p. 100 inférieurs, respectivement chez les femmes et chez les hommes, à ce qu'ils sont dans le groupe des prestataires. Pour une raison quelconque, ceux qui ne touchent pas de prestations réussissent à se protéger jusqu'à un certain point contre une forte baisse de revenu quand ils sont devenus chômeurs. Même si nous sommes curieux de savoir comment ils y arrivent, nous trouverons sans doute réponse à cette question dans de futures études.

### **Revenu du ménage**

Nous avons montré que la réduction des prestations présentée dans le projet de loi C-113 semble faire baisser le revenu personnel des femmes de 4,7 p. 100 et celui des hommes, de 3,7 p. 100. Nous allons maintenant voir comment ces changements influent d'abord sur le revenu du ménage puis sur les dépenses et le bien-être matériel des ménages. Ce qui nous intéresse particulièrement, c'est de voir comment la possibilité d'obtenir des prestations d'a.-c. et le niveau de ces prestations influent sur les ménages quand d'autres membres de la famille, en particulier le conjoint, touchent aussi un revenu.

Comme dans nos analyses précédentes, nous avons de nouveau divisé les cohortes 1 et 2 en catégories selon le sexe et le fait de toucher ou non des prestations. Nous nous intéressons surtout ici aux hommes et aux femmes qui touchent des prestations, mais nous avons aussi inclus ceux qui n'en touchent pas.

---

5. Des tests F formels le confirment.

Nous avons posé à la population échantillonnée la question suivante : « Quel a été, le mois dernier, le revenu total de votre ménage, après déductions? » Dans le cas des ménages formés d'une seule personne, le revenu personnel du répondant est le revenu du ménage. Le tableau 14 reproduit les réponses données.

**Tableau 14**  
**Revenu du ménage à la première interview**

Variable	Touchez-vous des prestations?	Revenu négatif	Aucun revenu	Revenu positif	Données manquantes	Total
Revenu du ménage	Non	0	43	568	193	804
	Oui	0	42	1 802	581	2 425

Il y a beaucoup plus de réponses manquantes dans le cas du revenu du ménage que dans le cas du revenu personnel. Cela tient probablement au fait que des répondants hésitent à parler d'autre chose que de leur propre situation personnelle. Encore 1,5 p. 100 des répondants ont déclaré un revenu personnel supérieur au revenu de leur ménage. Comme le revenu des ménages englobe les revenus personnels, ces réponses sont manifestement erronées, de sorte que nous les avons éliminées de notre analyse. Nous avons aussi laissé tomber les répondants qui n'avaient aucun revenu de ménage ou qui n'avaient pas répondu à la question, ainsi qu'un certain nombre d'autres valeurs aberrantes, y compris tous les répondants dont le revenu personnel excédait la rémunération avant la période de chômage. Enfin, nous avons retranché de la population interviewée un certain nombre d'observations correspondant aux cas où le rapport du revenu du ménage du répondant à la rémunération avant la période de chômage était plus grand que 4.

## Résultats

Dans l'échantillon qui reste, 33 p. 100 des femmes et 47 p. 100 des hommes ont indiqué que leur revenu personnel était aussi le revenu de leur ménage. L'égalité entre les deux revenus laisse supposer que ces personnes vivaient seules ou étaient la seule personne à gagner un revenu dans un ménage de plusieurs personnes. Le tableau 15, qui suit, montre que parmi les ménages de plusieurs personnes 20,3 p. 100 des femmes et 29,7 p. 100 des hommes ont déclaré le même montant pour leur revenu personnel et pour le revenu de leur ménage. Nos conclusions précédentes au sujet du revenu personnel s'appliquent aussi au revenu du ménage de ces répondants. Nous allons maintenant passer aux ménages qui restent, c'est-à-dire aux ménages dans lesquels le répondant n'est pas le seul soutien économique.

Le tableau 16 donne les résultats de la régression du revenu du ménage par rapport à la rémunération avant la période de chômage. Comme l'échantillon conservé pour ce groupe est beaucoup plus important que l'échantillon retenu dans la section précédente, nous présentons aussi les résultats se rapportant au revenu personnel. Les résultats reproduits au tableau 13 ressemblent beaucoup à ceux du tableau 16 en ce qui a trait à l'effet de la variable cohorte sur les prestataires. Au tableau 16, toutefois, la diminution observée chez les hommes est un peu plus faible.

*... la réduction des prestations présentée dans le projet de loi C-113 semble faire baisser le revenu personnel des femmes de 4,7 p. 100 et celui des hommes, de 3,7 p. 100.*

**Tableau 15**  
**Revenu personnel par rapport au revenu du ménage**

Ménages : sexe	En pourcentage		
	Pas de revenu personnel	Revenu personnel inférieur au revenu du ménage	Revenu personnel = revenu du ménage
Ensemble des ménages			
Femmes	8,9	58,3	32,7
Hommes	6,0	47,1	46,9
Ménages composés de plusieurs personnes			
Femmes	10,6	69,1	20,3
Hommes	7,9	62,4	29,7

**Tableau 16**  
**Revenu du ménage et revenu personnel : effet cohorte et effet prestations**

	Sexe	Ordonnée à l'origine	Cohorte 1	Cohorte 2	Cohorte 2
			Sans prestations	Avec prestations	Sans prestations
Revenu personnel par rapport à la rémunération avant la période de chômage	Femmes	67,7	-16,0 (5,6)	-4,5 (1,8)	-16,9 (5,7)
	Hommes	61,0	-5,4 (2,2)	-2,3 (1,0)	-5,6 (2,3)
Revenu du ménage par rapport à la rémunération avant la période de chômage	Femmes	152,8	-17,3 (2,3)	-11,5 (1,7)	-1,1 (0,1)
	Hommes	97,0	-10,8 (2,2)	-3,2 (0,7)	-6,6 (1,3)
Conjoint faisant partie de la population active (prestataires seulement) (Équation de probits)	Femmes	—	—	-6,4 (0,6)	—
	Hommes	—	—	-0,4 (0,04)	—
Revenu du ménage par rapport au revenu ménage avant la période de chômage	Femmes	80,3	-27,0 (19,6)	-3,1 (2,5)	-24,4 (17,0)
	Hommes	73,4	-30,7 (21,0)	-3,7 (2,8)	-30,0 (20,6)

Remarque : Le groupe de référence est la cohorte 1 avec prestations.  
Tous les coefficients multipliés par 100; valeur de t entre parenthèses.

La deuxième ligne du tableau 16 indique que le revenu du ménage des femmes de la cohorte 2 qui touchent des prestations d'a.-c. a baissé de 11,5 p. 100, comparativement à une baisse de 3,2 p. 100 seulement chez les hommes de la même catégorie. Nous avons fait plusieurs vérifications pour nous assurer que le résultat obtenu pour les femmes n'était pas influencé par des valeurs aberrantes. Ces vérifications ont confirmé que les résultats étaient valides. La seule explication possible de l'écart important, c'est que le revenu des ménages de la cohorte 1 serait plus élevé parce que les autres membres du ménage ont des revenus plus élevés. À cet égard, ou bien les membres des ménages de la cohorte 1 ont commencé avec un revenu plus élevé avant la période de chômage, ou bien leur revenu

avant la période de chômage était au début le même que celui des membres des ménages de la cohorte 2, mais a changé entre la date d'entrée en chômage et la date de la première interview.

Le revenu peut changer si un autre membre du ménage augmente assez sa rémunération pour compenser pour le revenu perdu par le répondant. Une autre possibilité serait qu'un autre membre du ménage perde son emploi en même temps. Ce dernier événement est peu probable, mais il est possible étant donné que les membres d'un ménage vivent dans le même marché du travail et pourraient aussi travailler au même endroit avant de devenir chômeurs. Il est impossible d'étudier tous les régimes de travail et toutes les possibilités de revenu pour chaque membre du ménage. Nous pouvons toutefois nous limiter aux régimes de travail du conjoint des répondants mariés. La présente analyse est limitée aux répondants qui touchent des prestations.

En ce qui a trait aux régimes de travail des conjoints avant la période de chômage, nous n'avons trouvé aucune différence entre les cohortes. La ligne trois du tableau 16, laquelle reproduit notre estimation de la probabilité que le conjoint soit actif, donne à penser qu'il n'y a de différence significative ni pour les hommes ni pour les femmes. Nous pouvons donc conclure sous toutes réserves que la différence au plan du revenu du ménage entre les femmes de la cohorte 1 et celles de la cohorte 2 n'est pas causée par des différences de comportement de leur conjoint.

Le revenu du ménage avant la période de chômage est simplement le revenu du ménage au moment de l'interview moins la perte de rémunération du répondant<sup>6</sup>. Cette façon de mesurer le revenu avant la période de chômage nous a semblé conforme quand nous l'avons testée. La dernière ligne du tableau 16 montre le revenu du ménage par rapport à cette mesure construite du revenu avant la période de chômage. Quand les prestations sont réduites de 5 p. 100, nous estimons que le revenu du ménage baisse d'à peu près 3,5 p. 100 par rapport au revenu du ménage avant la période de chômage.

6. Pour déterminer si des conjoints avaient des revenus différents avant la période de chômage, nous avons mis au point l'analyse algébrique suivante. Pour les besoins de cette analyse, posons ce qui suit :

$P$  = revenu personnel du répondant;  
 $R$  = revenu du répondant avant la période de chômage;  
 $H$  = revenu du ménage à la première interview;  
 $B$  = prestations d'a.-c.;  
 $Y$  = revenu du ménage avant la période de chômage.

Le revenu total des autres membres du ménage avant la période de chômage et au moment de la première interview est déterminé à l'aide des formules  $(Y-R-(P-B))$  et  $(H-P)$  respectivement. Si le revenu des autres membres du ménage ne change pas, nous pouvons estimer le revenu du ménage avant la période de chômage de la façon suivante :

$$Y = H + (R - B)$$



### 3 Comment un changement de revenu influe sur les dépenses du ménage

*La conception des questions relève d'un compromis entre trois considérations majeures : quel est le degré d'exactitude probable du chiffre des dépenses déclaré pour un poste en particulier, quelle est l'importance relative de ce poste dans le budget du ménage, et quelle est l'élasticité-revenu de la demande des biens rattachés à ce poste.*

#### Mesure de la consommation

L'enquête contenait un certain nombre de questions très précises qui visaient à mesurer les dépenses des ménages pour tous les postes, avec et sans le logement. Elle contenait aussi des questions sur l'actif et le passif et d'autres encore qui demandaient au répondant si sa consommation totale avait changé depuis le début du chômage, et de quelle manière. Dans cette section, nous allons examiner la fiabilité des données sur la consommation. Cette étape est indispensable parce que nous n'avons jamais tenté auparavant de mesurer la consommation à partir d'un petit nombre de questions seulement. Nous allons aussi parler de l'usage que nous pouvons faire des réponses données aux questions sur la consommation.

De nos jours, la plupart des pays font des enquêtes sur les dépenses des familles. Soulignons par exemple l'*Enquête sur les dépenses des familles* (FAMEX) de Statistique Canada et la *Consumption Experience Survey* (CEX) aux États-Unis. Ces enquêtes produisent en général des données très détaillées sur la consommation d'un éventail de produits aussi nombreux que variés. Mais ce sont habituellement des enquêtes très fastidieuses, soit parce que les membres du ménage doivent inscrire dans un carnet tout ce qu'ils achètent et les sommes qu'ils dépensent, ou parce que des intervieweurs chevronnés doivent demander aux personnes interrogées, dans une série d'interviews, de se rappeler ce qu'ils ont consommé dans le passé. Aucune de ces formules ne convenait pour les besoins de notre étude.

L'enquêteur a plutôt posé quatre questions de base. Ces questions étaient conçues de manière que nous puissions calculer par la suite les dépenses totales du ménage au moyen d'une analyse structurelle. Pour concevoir les questions, nous nous sommes fondés en partie sur une analyse a priori des données de FAMEX, sur des questions de consommation posées dans d'autres enquêtes (en particulier la question sur « les aliments » dans la PSID), et sur ce que nous pensions pouvoir tirer d'une analyse post-enquête. La conception des questions relève d'un compromis entre trois considérations majeures : quel est le degré d'exactitude probable du chiffre des dépenses déclaré pour un poste en particulier, quelle est l'importance relative de ce poste dans le budget du ménage, et quelle est l'élasticité-revenu de la demande des biens rattachés à ce poste.

Voici les quatre questions principales qui ont été posées :

- Quel est le montant approximatif que vous et les membres de votre ménage avez dépensé la semaine dernière pour des **aliments** consommés à la maison?
- Quel est le montant approximatif que vous et les membres de votre ménage avez dépensé la semaine dernière pour les **repas pris à l'extérieur** (à l'exclusion des repas pris au travail ou à l'école)?
- Quel est le montant approximatif que vous et les membres de votre ménage avez dépensé le mois dernier pour l'achat de **vêtements**?
- Quel est le montant approximatif que vous et les membres de votre ménage avez dépensé **en tout** le mois dernier?

Dans le cas de la dernière question, on demandait au répondant de tenir compte de toutes ses factures, y compris loyer ou paiement hypothécaire et factures des services d'utilité publique, en plus des dépenses pour l'alimentation, l'habillement, le transport et le divertissement, et de toutes autres dépenses que le ménage pouvait avoir faites.

Les trois premières questions entrent dans la question quatre, mais elles ne représentent pas globalement le montant total des dépenses; d'après l'enquête FAMEX de 1986<sup>7</sup>, nous estimons que les postes mentionnés dans ces trois questions ne représentent que 28 p. 100, environ, des dépenses totales d'un ménage typique.

Le tableau 17 donne le résultat des réponses aux quatre questions. Pour assurer l'exactitude des données, nous avons considéré comme manquantes les réponses qui excédaient 10 000 \$ pour les dépenses totales, 2 000 \$ pour les dépenses de vêtements et 1 000 \$ pour les dépenses d'alimentation, à la maison ou au restaurant. L'annexe A expose en détail les méthodes économétriques qui peuvent servir à l'analyse des données.

**Tableau 17**  
**Consommation au moment de la première interview**

Variable	Négative	Aucune	Positive	Données manquantes	Total
Montant dépensé pour les aliments consommés à la maison	0	31	2 857	341	3 229
Montant dépensé pour les repas pris à l'extérieur	0	2 036	1 038	155	3 229
Montant dépensé pour l'achat de vêtements	0	1 144	1 785	300	3 229
Montant total dépensé le mois dernier	0	10	2 723	496	3 229

Remarque : Données non pondérées.

## Résultats

Le taux de réponse a été très élevé; au total, 77 p. 100 des données du sous-échantillon répondaient aux quatre questions. Cependant, certaines réponses ne sont pas cohérentes. Par exemple, 7,9 p. 100 des personnes interrogées qui ont répondu aux quatre questions ont indiqué qu'elles avaient dépensé plus d'argent pour l'alimentation et l'habillement qu'elles n'en avaient dépensé en tout<sup>8</sup>. Il est impossible de dire si ces irrégularités sont dues à une erreur de codage ou à une erreur de déclaration.

7. Nous nous sommes servis de l'enquête FAMEX de 1986 parce que c'est la dernière à avoir été réalisée à l'échelle nationale; les éditions de 1990 et de 1992 étaient limitées aux grandes villes.

8. Pour exprimer cela algébriquement,  $4(XF + XR) + XC > XT$  (le chiffre 4 servant à convertir les valeurs hebdomadaires en valeurs mensuelles), où :

$XF$  = montant consacré à l'achat d'aliments consommés à la maison;

$XR$  = montant consacré aux repas pris à l'extérieur, à l'exclusion des repas pris au travail ou à l'école;

$XC$  = montant consacré à l'achat de vêtements;

$XT$  = dépenses totales du ménage.

Les valeurs nulles enregistrées au titre des dépenses totales posent aussi un problème car il est difficile de croire qu'un ménage n'a rien acheté du tout. Par contre, les valeurs nulles enregistrées pour les trois autres questions peuvent être très vraisemblables. En effet, il est tout à fait plausible que les membres d'un ménage n'aient pas pris de repas à l'extérieur dans la dernière semaine ou n'aient pas acheté de vêtements au cours du dernier mois. Même une valeur nulle pour la question ayant trait aux aliments consommés à la maison peut être vraisemblable puisqu'on demande un *montant de dépense* pour une semaine donnée, et non la *consommation* réelle. Nous pourrions recourir à un modèle structurel d'achat peu fréquent pour le traitement des réponses nulles aux questions sur les repas pris à l'extérieur et les vêtements. Ce modèle repose sur la prémisse que tous les ménages dépensent un montant d'argent pour les repas pris à l'extérieur et les vêtements au cours d'une année, mais qu'ils ne dépensent pas nécessairement d'argent à ce titre dans une semaine ou un mois en particulier. Cette prémisse est appuyée par des données de l'enquête FAMEX, selon lesquelles seulement 1 p. 100 des ménages disent ne pas dépenser un sou en vêtements au cours d'une année et seulement 3 p. 100 disent ne pas dépenser d'argent pour les repas pris à l'extérieur.

### **L'effet du chômage sur la consommation**

Nous étudions ci-après les effets des modifications législatives d'avril 1993 sur la consommation d'un ménage telle qu'elle a été définie plus haut (c.-à-d. aliments consommés à la maison, repas pris à l'extérieur, vêtements et consommation totale). Comme pour les autres champs de notre étude, nous présentons une analyse pour les hommes et les femmes séparément.

Avant de présenter les résultats de notre analyse, nous allons décrire quelques-unes des méthodes que nous avons utilisées pour obtenir ces résultats ainsi que les mesures d'ajustement que nous avons appliquées dans les circonstances. On trouvera à l'annexe B les formules qui décrivent algébriquement certains aspects de notre étude. Nous donnons aussi certains avertissements quant à l'interprétation des résultats.

### **Méthodes, ajustements et avertissements**

Dans cette étude, nous n'avons utilisé que la méthode directe décrite dans l'annexe A. Nous avons neutralisé les différences d'avant la période de chômage en divisant les mesures de consommation par la mesure de revenu avant la période de chômage que nous avons créée, ce qui n'est pas une solution entièrement satisfaisante, car il aurait été préférable d'utiliser des données sur la consommation d'avant la période de chômage. Nous avons toutefois jugé que la seule mesure de consommation que nous pouvions construire était trop imprécise pour pouvoir être utilisée. Dans l'état actuel des choses, les résultats obtenus avec la mesure du revenu avant la période de chômage doivent être interprétés avec une certaine prudence<sup>9</sup>.

En règle générale, le rapport de la consommation avant la période de chômage d'un ménage à son revenu d'avant chômage est inférieur à 100 p. 100. Comme la valeur exacte de ce rapport dépendait des habitudes d'épargne de chaque ménage,

---

9. Voir l'annexe B pour une explication plus détaillée.

il était impossible de faire quelque ajustement que ce soit dans les circonstances. Par conséquent, comme le montre le modèle mathématique de l'annexe B, nous avons simplement noté que le coefficient de la variable fictive cohorte pour les « dépenses totales » sous-estimait l'effet réel. De même, le rapport de la consommation d'aliments et de vêtements au revenu avant la période de chômage est évidemment inférieur à 100 p. 100; les effets ont donc aussi été sous-estimés. Étant donné ces hypothèses, nous avons exprimé de la même manière le coefficient de la variable fictive cohorte et son erreur type, de sorte que la valeur t observée coïncide avec la valeur t du modèle corrigé.

**Tableau 18**  
**Consommation : effet cohorte et effets prestations**

	Sexe	Ordonnée à l'origine	Cohorte 1 sans prestations	Cohorte 2 avec prestations	Cohorte 2 sans prestations
Consommation totale du ménage par rapport à son revenu avant la période de chômage	Femmes	70,2	-23,6 (8,3)	-3,3 (1,3)	-22,1 (7,4)
	Hommes	66,1	-27,9 (9,4)	-6,7 (2,5)	-24,3 (8,3)
Logarithme de la variation de la consommation depuis le début du chômage	Femmes	-10,7	1,2 (0,7)	0,4 (0,3)	2,4 (1,2)
	Hommes	-11,4	-0,1 (0,1)	-1,0 (0,6)	4,9 (8,3)
Dépenses pour les aliments consommés à la maison par rapport au revenu avant la période de chômage	Femmes	22,2	-6,3 (5,6)	-2,0 (2,0)	-6,1 (5,2)
	Hommes	23,4	-11,1 (7,4)	-2,3 (1,7)	-7,5 (5,0)
Logarithme (rapport entre les dépenses pour les repas pris à l'extérieur et le revenu avant la période de chômage) (valeurs positives seulement)	Femmes	—	-45,4 (3,5)	17,0 (1,6)	-22,5 (3,5)
	Hommes	—	-78,0 (6,1)	2,0 (0,2)	-43,7 (3,4)
Logarithme (rapport entre les dépenses pour les vêtements et le revenu avant la période de chômage) (valeurs positives seulement)	Femmes	—	-45,0 (3,8)	-14,4 (1,3)	-37,4 (3,1)
	Hommes	—	-45,5 (4,1)	-17,6 (1,7)	-54,6 (4,7)

Remarque : Le groupe de référence est la cohorte 1 avec prestations d'a.-c.  
Tous les coefficients sont multipliés par 100; valeurs t entre parenthèses.

Comme les membres des deux cohortes n'ont pas été interviewés à la même période de l'année, nous craignons d'observer, entre les dépenses des deux groupes, des différences saisonnières qui n'auraient aucun lien avec les différences de prestations. Nous avons donc inclus dans l'analyse le sous-échantillon des chômeurs sans

prestations en partant du principe que des différences de niveau de consommation entre les groupes de chômeurs sans prestations de la cohorte 1 et de la cohorte 2 révéleraient l'existence d'effets saisonniers importants. Comme nous n'avons pas observé de différence significative entre les niveaux de consommation de chaque sous-groupe, nous avons conclu provisoirement à l'absence d'effets saisonniers.

### **Analyse de régression**

Nous avons utilisé un estimateur de rareté pour tenir compte des réponses nulles aux questions sur les repas pris à l'extérieur et sur les vêtements. Nous avons procédé en deux étapes. En définissant un probit pour les valeurs positives, nous avons d'abord prédit la probabilité d'une valeur positive pour chaque observation, puis multiplié le rapport réel des dépenses au revenu par la probabilité prédite. Dans un deuxième temps, nous avons effectué la régression du logarithme de cette variable par rapport aux variables fictives cohorte et aux prestations pour les valeurs positives seulement. Les résultats de cette régression figurent dans les deux dernières lignes du tableau 18. Nous avons calculé les constantes de régression mais nous ne les indiquons pas dans le tableau parce qu'elles sont difficiles à interpréter.

Les résultats présentés au tableau 18 sont plutôt imprécis en ce qui concerne la comparaison des différences entre les prestataires de chaque cohorte. Pour accroître la précision de nos résultats, nous devons poser des hypothèses supplémentaires. Ces hypothèses exploitent le fait que, dans le tableau 18, toutes les valeurs relatives aux chômeurs sans prestations sont fortement négatives.

### **Première hypothèse**

La première hypothèse est qu'*une variation du coefficient de remplacement du revenu a un effet linéaire sur la consommation*, c'est-à-dire qu'une réduction du coefficient de remplacement du revenu de 60 à 57 p. 100 a le même effet qu'une réduction de 57 à 54 p. 100. Grâce à cette hypothèse, nous pouvons grouper les résultats relatifs aux deux groupes de chômeurs, ceux qui reçoivent des prestations et ceux qui n'en reçoivent pas. Notre échantillon comporte trois coefficients de remplacement du revenu :

- zéro, pour tous les répondants sans prestations;
- 57 p. 100, pour les répondants de la cohorte 2 qui touchent des prestations;
- 60 p. 100, pour les répondants de la cohorte 1 qui touchent des prestations.

L'hypothèse de linéarité est audacieuse car elle suppose que l'effet de l'inadmissibilité (réduction de 60 à 0 p. 100) équivaut à vingt fois celui d'une réduction de 60 à 57 p. 100. Heureusement, nous pouvons tester cette hypothèse de sorte qu'elle soit plus un moyen de réduire la variance qu'un moyen de définir une caractéristique en particulier.

### **Deuxième hypothèse**

La deuxième hypothèse que nous posons est la suivante : *le fait qu'une personne appartient à une cohorte ou à l'autre et le fait qu'elle est prestataire ou non dépendent de facteurs qui n'ont pas de rapport avec les décisions de consommation*. Cette hypothèse peut être vérifiée mais, pour l'instant, nous nous contentons de la poser.

### Troisième hypothèse

Enfin, nous supposons que *si le revenu ne change pas après le début du chômage, la consommation ne changera pas non plus*. Cette hypothèse n'est pas du tout sûre; si des gens deviennent pessimistes face à l'avenir parce qu'ils viennent de perdre leur emploi, ils pourraient réduire leurs dépenses même s'ils ne subissent pas de perte de revenus durant la période de chômage<sup>10</sup>.

### Résultats

Le tableau 18 contient les résultats des modèles de consommation — sans l'hypothèse de linéarité mentionnée ci-dessus — relatifs à l'effet du chômage sur la consommation d'un ménage. Les résultats sont présentés selon le sexe du répondant.

Pour accroître la précision de nos résultats, nous avons supprimé certaines valeurs aberrantes; en particulier, nous avons considéré comme manquantes les valeurs du rapport entre les dépenses du ménage et son revenu avant la période de chômage si elles dépassaient 6 pour la consommation totale, 2 pour les aliments consommés à la maison, 0,5 pour les repas pris à l'extérieur et 1 pour les dépenses de vêtements. Les valeurs estimées pour les repas pris à l'extérieur et les vêtements comprennent le logarithme du revenu du ménage avant la période de chômage, pour neutraliser partiellement les différences d'avant la période de chômage.

Comme le montre la première ligne du tableau 18, les hommes semblent avoir réduit sensiblement leur consommation totale après avoir subi une baisse de revenu. Les femmes semblent aussi avoir réduit leur consommation, mais dans une moindre mesure; dans leur cas, la baisse estimée est comparable à la réduction de 3,4 p. 100 du revenu du ménage. Comme nous l'avons dit plus haut, l'effet réel de la perte de revenus sur la consommation totale est probablement plus grand que ce que nous avons estimé pour chacun des sexes.

Selon la deuxième ligne du tableau 18, la consommation totale des personnes qui touchent des prestations ne semble pas avoir été beaucoup influencée par la loi C-113. On peut ne pas s'en étonner si l'on tient compte du fait que le calcul de cette valeur a utilisé des données antérieures vraisemblablement inexactes. En revanche, les valeurs d'ordonnée à l'origine de cette régression présentent beaucoup d'intérêt parce qu'elles indiquent la baisse moyenne de la consommation totale entre la date du début du chômage et la date de l'interview. Ces valeurs sont la seule indication claire de ce qui arrive aux ménages dont un membre subit une longue période de chômage (six mois). Elles donnent à penser que les ménages ont réduit leur consommation d'environ 11 p. 100 lorsqu'au moins un de leurs membres vivait une longue période de chômage.

Les valeurs calculées pour la consommation d'aliments à la maison sont difficiles à interpréter parce que nous comparons des dépenses courantes à des revenus, et non à des dépenses, d'une période antérieure. Néanmoins, nous pouvons raisonnablement conclure qu'il y a eu une baisse de la consommation chez les femmes et chez les hommes parce que les valeurs de la « consommation totale » et de la « consommation d'aliments à la maison » sont toutes les deux plus basses dans le cas de la cohorte 2.

10. L'annexe B décrit algébriquement le calcul du modèle de l'hypothèse de linéarité.

En ce qui concerne les dépenses touchant les repas pris à l'extérieur et les dépenses de vêtements, nous ne pouvons interpréter facilement les valeurs réelles parce que nous avons utilisé des logarithmes; par conséquent, les résultats ne sont pas aussi clairs que pour les dépenses pour des aliments consommés à la maison et les dépenses totales. Les valeurs t sont les indicateurs de changement les plus importants. Elles permettent de croire à tout le moins que les dépenses pour les repas pris à l'extérieur ont augmenté légèrement. Les dépenses de vêtements semblent avoir diminué modérément parmi les ménages de la cohorte 2 ayant à leur tête des hommes qui touchent des prestations. Toutefois, ce sont là des changements mineurs, de sorte que nous pouvons conclure qu'une diminution des prestations n'a pas influé beaucoup sur les dépenses pour les repas pris à l'extérieur et les vêtements.

Le tableau 19 donne les résultats obtenus avec le modèle de l'hypothèse de linéarité décrit plus haut.

**Tableau 19**

Variable	Sexe	Taille de l'échantillon	Test F (2,#) [Prob.]	Coefficient de pente (valeur t)	Part implicite du budget (%)	Effet d'une baisse de 10 % du coefficient de remplacement du revenu
Consommation totale du ménage par rapport à son revenu avant la période de chômage	F	1 011	0,53 [59%]	36,2 (10,7)	83	-4,3%
	H	1 055	2,83 [5,9%]	38,7 (11,0)	79	-4,9%
Dépenses pour les aliments consommés à la maison par rapport au revenu avant la période de chômage	F	983	1,44 [24%]	8,6 (6,6)	25	-3,6
	H	993	3,62 [2,7%]	13,8 (7,8)	28	-5,0
Logarithme (rapport entre les dépenses pour les repas pris à l'extérieur et le revenu du ménage avant la période de chômage — valeurs positives seulement)	F	322	3,12 [4,5%]	76,8 (5,3)	1,7	-5,4
	H	391	3,30 [3,8%]	105,2 (7,0)	2,5	-6,5
Logarithme (rapport entre les dépenses de vêtements et le revenu du ménage avant la période de chômage — valeurs positives seulement)	F	604	0,89 [41%]	56,9 (4,1)	3,8	-4,3
	H	629	69,6 [5,1%]	69,6 (5,1)	3,9	-5,0

Ce qui frappe d'abord dans ces résultats, c'est que, maintenant, tous les effets sont significatifs (voir la colonne quatre). En outre, aucune des restrictions issues du modèle comportant des variables fictives cohorte et des prestations n'a été rejetée à un seuil de 2 p. 100. La part implicite du budget pour les dépenses totales est aussi très raisonnable : la proportion de la consommation totale avant la période de chômage par rapport au revenu du ménage est estimée à environ 80 p. 100. Par ailleurs, la part du budget consacrée à l'achat d'aliments consommés à la maison (25 p. 100 environ) est plutôt élevée, tandis que la part consacrée aux repas pris à l'extérieur et celle qui est consacrée à l'achat de vêtements semblent plutôt faibles. Dans les études futures, nous nous servirons de données de l'enquête FAMEX sur ces variables, ce qui devrait donner des résultats encore plus justes.

Mais déjà, les résultats sont frappants. Il semble qu'une baisse de 10 points du ratio de remplacement du revenu ait entraîné une réduction de 3 à 6 p. 100 des dépenses totales. Les personnes des deux sexes ont réduit leurs dépenses, mais la réduction est en général plus marquée chez les hommes, peut-être parce que la variable sexe a remplacé une autre variable. Cette raison est tout à fait plausible car, jusqu'à maintenant, nous avons allié dans notre analyse des groupes dissemblables qui peuvent avoir eu des réactions différentes. Dans le tableau 20, nous avons réparti l'échantillon en plusieurs catégories et selon le sexe pour analyser les différences et les similitudes dans la consommation totale. Plus précisément, nous avons évalué dans quelle mesure la consommation du répondant était influencée par la fréquence de la demande de prestations, la valeur des éléments d'actif du répondant et l'importance relative de son revenu dans le revenu du ménage.

#### **Fréquence de la demande de prestations**

Dans notre étude, un répondant était considéré comme un « utilisateur régulier » si le fichier administratif indiquait qu'il avait touché des prestations d'assurance-chômage au cours d'une de trois des cinq années formant la période de 1987 à 1991. Comme l'indique le tableau 20, les hommes qui présentaient régulièrement une demande de prestations ont réduit leur consommation davantage que ceux qui ne recouraient pas régulièrement à l'assurance-chômage (5,3 et 4,7 p. 100 respectivement). Parmi les femmes, c'est plutôt celles qui ne recouraient pas souvent au régime qui réduisaient le plus leur consommation. Chez les utilisateurs non réguliers, les hommes et les femmes ont réduit leur consommation dans des proportions semblables. Globalement, les variations pour les gens de l'un et l'autre sexe sont très modestes; on peut donc raisonnablement affirmer que l'effet de la réduction des prestations sur la consommation n'est pas vraiment différent selon qu'il s'agit de prestataires réguliers ou de prestataires non réguliers.

*Il semble qu'une baisse de 10 points du ratio de remplacement du revenu ait entraîné une réduction de 3 à 6 p. 100 des dépenses totales. Les personnes des deux sexes ont réduit leurs dépenses, mais la réduction est en général plus marquée chez les hommes, peut-être parce que la variable sexe a remplacé une autre variable.*

**Tableau 20**  
**Consommation totale par rapport au revenu avant la période de chômage**

Groupe	Sexe	Effet d'une baisse de 10 % du coefficient de remplacement du revenu
Prestataires réguliers	F	-3,4 %
	H	-5,3 %
Prestataires non réguliers	F	-4,7 %
	H	-4,7 %
Répondants ayant peu d'actif	F	-4,1 %
	H	-5,0 %
Répondants ayant un actif élevé	F	-4,7 %
	H	-4,7 %
Répondants dont le revenu a relativement peu de poids dans le revenu du ménage	F	-3,8 %
	H	-2,1 %
Répondants dont le revenu a beaucoup de poids dans le revenu du ménage	F	-4,7 %
	H	-5,3 %

### Éléments d'actif

L'enquête contenait des questions sur l'actif du répondant pour que l'on puisse déterminer comment la valeur de l'actif influe sur la consommation du ménage lorsqu'un membre du ménage devient chômeur. Notons que le terme « actif » désigne ici uniquement des liquidités; il ne comprend pas la part détenue par une personne dans une maison.

Nous avons pu conclure d'après notre analyse que les prestataires réguliers, en particulier les hommes, se classent le plus souvent parmi les personnes ayant peu d'actif. Les ménages ayant un actif élevé et ceux ayant peu d'actif disent réduire leur consommation dans des proportions très semblables lorsque le coefficient de remplacement du revenu diminue de 10 p. 100.

### Importance du revenu du répondant pour le ménage

Dans cette étude, nous avons vu quelle était la part du revenu de chaque répondant dans le revenu du ménage avant la période de chômage. D'après nos critères, un répondant était considéré comme ayant un revenu relatif élevé si son revenu avant la période de chômage représentait plus de la moitié du revenu du ménage avant la période de chômage. En théorie, plus le revenu relatif du répondant est élevé, plus ce revenu risque d'avoir d'importance pour la stabilité financière du ménage et plus sa disparition (partielle ou complète) risquerait d'être ressentie. Le tableau 20 confirme dans une certaine mesure cette théorie. En effet, il montre que lorsqu'un homme perd son emploi, la consommation du ménage baisse de 5,3 p. 100, si cet homme est le principal soutien, mais seulement de 2,1 p. 100, si l'homme a un revenu relativement peu élevé. Les différences sont beaucoup moins grandes pour les femmes.



## 4. Conclusion

Il faudrait réaliser beaucoup plus d'études pour comprendre parfaitement l'effet d'une période de chômage sur le revenu et le niveau de vie. Toutefois, les recherches que nous avons faites jusqu'à maintenant nous permettent déjà de tirer plusieurs conclusions.

### **Effet sur le revenu personnel**

Pour une raison inconnue, l'absence de prestations d'a.-c. a étonnamment peu d'effet sur le revenu personnel. Ainsi, le revenu personnel des femmes qui ne touchent pas de prestations est-il de seulement 16 p. 100 inférieur à celui des femmes prestataires. Dans le cas des hommes, l'écart de revenu personnel est encore plus faible, seulement 5,5 p. 100 environ, entre ceux qui touchent des prestations et ceux qui n'en touchent pas.

Dans la cohorte 1 comme dans la cohorte 2, les prestations d'a.-c. constituaient la majeure partie du revenu des prestataires. Dans le sous-groupe des prestataires de la cohorte 1, le revenu personnel net des femmes équivalait à environ 68 p. 100 du revenu avant la période de chômage et le revenu personnel net des hommes, à environ 61 p. 100. Dans le sous-groupe des prestataires de la cohorte 2, ces proportions étaient légèrement inférieures, d'environ 63 p. 100 pour les femmes et 59 p. 100 pour les hommes.

Une diminution des prestations de l'ordre de 5 p. 100 a engendré une baisse du revenu personnel net, de 4,5 p. 100, pour les femmes, et de 2,3 p. 100, pour les hommes.

### **Effet sur le revenu du ménage**

Pour les hommes qui touchent des prestations, la baisse de revenu du ménage par rapport à la baisse de revenu personnel est un peu *plus forte* dans la cohorte 2 que dans la cohorte 1. Dans le cas des femmes qui touchent des prestations, le revenu du ménage diminue un peu moins que le revenu personnel. Toutefois, dans l'ensemble, l'effet est très comparable chez les hommes et chez les femmes : une réduction des prestations de l'ordre de 5 p. 100 entraîne une baisse d'environ 3 p. 100 du revenu du ménage, pour les hommes comme pour les femmes.

En ce qui concerne les personnes qui ne touchent pas de prestations d'a.-c., le chômage entraîne une baisse de 24 à 30 p. 100 du revenu du ménage.

### **Effet sur le revenu des autres membres du ménage**

Une réduction des prestations d'a.-c. ne semble pas influencer sur l'activité des autres membres du ménage. L'activité semble être la même d'une cohorte à l'autre.

### **Effet sur la consommation**

La consommation diminue lorsque les prestations sont réduites. L'effet varie toutefois selon le ménage et selon le sexe de la personne en chômage. Néanmoins, d'après le tableau 19 nous estimons que si le ratio de remplacement de revenu passe de 60 à 50 p. 100 la consommation diminuera de 3 à 6 p. 100 pour les trois catégories de biens que nous avons étudiées. Plus le revenu du prestataire est important pour le ménage, plus la baisse de consommation sera grande.

*Ce qu'il faut surtout  
retenir, c'est qu'une  
réduction des  
prestations de  
l'ordre de 17 p. 100  
entraînerait probable-  
ment une baisse  
de la consommation  
d'environ 5 p. 100.*

### **Qu'arriverait-il si le ratio de remplacement du revenu passait à 50 p. 100?**

En nous servant des conclusions que nous avons tirées de notre étude, nous pouvons avancer un certain nombre d'hypothèses quant aux effets d'une réduction de 60 à 50 p. 100 du coefficient de remplacement du revenu :

- Par une simple règle mathématique, les prestations brutes d'a.-c. diminueraient de 17 p. 100.
- Le revenu personnel net des femmes qui touchent des prestations diminuerait de 14 p. 100 et celui des hommes qui sont dans la même situation, de 7 p. 100. (On ne sait pas encore exactement comment expliquer cet écart étonnant en faveur des hommes, mais il peut avoir un rapport avec le fait que les hommes déclarent généralement des sources de revenu « autres » plus élevées et qu'ils ont un taux d'impôt marginal plus grand.)
- La diminution du revenu personnel net entraînerait une baisse d'environ 9 p. 100 du revenu net du ménage d'un homme comme d'une femme.
- La baisse du revenu du ménage entraînerait une réduction de 3 à 6 p. 100 de la consommation du ménage; l'effet exact sur la consommation dépendrait de l'importance relative du revenu de la personne en chômage par rapport au revenu total du ménage.

Ce qu'il faut surtout retenir, c'est qu'une réduction des prestations de l'ordre de 17 p. 100 entraînerait probablement une baisse de la consommation d'environ 5 p. 100.

# Annexe A

## Méthodes économétriques d'analyse des données : I



Trois grandes approches peuvent être utilisées pour examiner les niveaux de vie matérielle des ménages à l'aide des données que nous avons obtenues.

- La **méthode directe** utilise les réponses données à chacune des quatre questions de façon indépendante. Elle utilise des méthodes de régression pour déterminer les dépenses totales et les dépenses pour l'alimentation à la maison et une combinaison de probits et de résultats de régression pour estimer les dépenses totales consacrées à l'habillement et aux repas pris à l'extérieur.
- La **méthode d'analyse factorielle** fait appel à la construction d'une mesure pour prédire les dépenses totales dans chacune des quatre catégories.
- La **méthode structurelle** intègre les deux mesures précédentes dans un modèle structurel.

Pour élaborer la méthode d'analyse factorielle et la méthode structurelle, disons que :

$Y_1$  = dépenses déclarées pour les aliments consommés à la maison au cours de la dernière semaine,

$Y_2$  = dépenses déclarées pour les repas pris à l'extérieur au cours de la dernière semaine,

$Y_3$  = dépenses déclarées pour l'habillement au cours du dernier mois,

$x$  = dépenses totales déclarées au cours du dernier mois.

Le modèle général s'écrit comme suit :

$$Y_i = \alpha_i(z) + \lambda_i(z)H + e_i, \quad i = 1, 2, 3$$

$$X = H + e_4$$

où  $H$  représente les « vraies » dépenses mensuelles et  $z$  est un vecteur de caractéristiques du ménage. Pour simplifier, nous laisserons tomber les  $z$  et nous travaillerons avec les écarts par rapport à la moyenne, ce qui donne le modèle suivant :

$$Y_1 = \lambda_1\eta + e_1$$

$$Y_2 = \lambda_2\eta + e_2$$

$$Y_3 = \lambda_3\eta + e_3$$

$$x = \eta + e_4$$

Les **variables observables** sont les 10 éléments non redondants de la matrice de variances-covariances de  $(Y_1, Y_2, Y_3, x)$ . Les **variables non observables** sont les 10 éléments de  $E(ee')$ , les trois coefficients  $(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3)$  et la variance de  $\eta$ . Par conséquent, le modèle est sous-identifié. L'hypothèse qu'on fait habituellement au sujet de l'identification est de supposer que les erreurs de mesure  $(e_1, e_2, e_3, e_4)$  ne sont pas corrélées. Cela donne huit variables non observables et deux degrés de suridentification. Nous pouvons maintenant estimer le modèle et prédire les dépenses totales de chaque ménage.

Le problème que pose cette approche est que les mesures d'erreur seront corrélées si les répondants donnent  $x$  comme somme des éléments, y compris  $Y_1$  à  $Y_3$ , par exemple. On peut tester dans une certaine mesure l'hypothèse de la non-corrélation des erreurs en testant les restrictions faisant que le modèle est suridentifié, mais ce test doit maintenir qu'au moins deux des erreurs ne sont pas corrélées. Une solution de rechange intéressante est de prendre les estimations de  $(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3)$  à partir des estimations obtenues à l'aide de l'Enquête sur les dépenses des familles. C'est ce que nous ferons plus loin. Pour le moment, nous ferons ici l'hypothèse habituelle que les erreurs sont orthogonales.

Le modèle structurel allie les éléments des deux modèles précédents (méthode directe et analyse factorielle) et s'exprime de la façon suivante :

$$Y_1 = \eta_1 + e_1$$

$$Y_2 = \eta_2 + e_2$$

$$Y_3 = \eta_3 + e_3$$

$$x = \eta + e_4$$

où les  $\eta_i$  sont les vraies valeurs des dépenses correspondantes. Supposons que  $d$  soit la variable auxiliaire cohorte 2. Le modèle structurel devient alors :

$$\eta_i = f^i(z, d, \eta) + u_i \quad i = 1, 2, 3.$$

$$\eta = g(z, d) + u_4$$

Donc, chaque demande « réelle » dépend des caractéristiques démographiques, du vrai niveau de la consommation totale et d'une variable auxiliaire cohorte. Ce modèle est aussi appelé modèle de répartition. Dans le modèle classique, les changements apportés aux prestations n'entraînent que des changements dans les dépenses totales ( $\eta$ ) mais aucun changement dans la répartition du total, sauf pour les effets de revenu habituels. Par exemple, supposons que l'habillement soit un luxe et ait une élasticité-revenu de 2. Nous pouvons donc prédire que si une réduction des prestations entraîne une réduction de 5 p. 100 des dépenses totales, elle devrait entraîner une réduction de 10 p. 100 des dépenses d'habillement. Mais si la réduction des prestations modifie la répartition des dépenses et entraîne, par exemple, une réduction de 20 p. 100 des dépenses d'habillement, alors la variable auxiliaire cohorte jouera un rôle important dans les équations du modèle de répartition (c'est-à-dire les  $f^i(\cdot)$  ci-dessus).

Nous pouvons estimer le modèle structurel à l'aide des techniques connues faisant appel à des variables latentes. Nous pouvons aussi reformuler l'approche structurelle pour revenir à l'approche directe. Pour cela, nous substituons dans l'équation de  $x$  (le niveau de la consommation totale déclaré dans l'enquête) la valeur donnée pour  $\eta$  dans le modèle structurel, ce qui donne :

$$x = g(z, d) + (u_4 + e_4)$$

Selon les hypothèses formulées habituellement au sujet de l'erreur de mesure  $e_4$ , cette équation peut être estimée à l'aide des moindres carrés ordinaires. Le problème est que  $x$  est vraisemblablement un indicateur exagéré de  $\eta$ , de sorte que les variances de  $e_4$  et, par conséquent, de  $(e_4 + u_4)$  seront peut-être trop grandes. Avec la taille de l'échantillon que nous avons, cela devrait nous porter à penser que  $d$  n'a pas d'effet. C'est pourquoi l'approche faisant appel à l'analyse factorielle ou l'approche structurelle sont peut-être préférables même si elle nécessitent beaucoup plus de calculs.

Une autre approche directe consisterait à substituer la valeur de  $\eta$  dans l'équation des « aliments consommés à la maison » et puis d'estimer le modèle ainsi obtenu, ce qui donnerait :

$$\begin{aligned} y_1 &= \eta_1 + e_1 = f^i(z, \eta) + u_1 + e_1 \\ &= f^i(z, g(z, d) + u_4) + u_1 + e_1 \\ &= g^i(z, d) + (u_4 + u_1 + e_1) \end{aligned}$$

si nous posons que les  $f^i(\cdot)$  sont linéaires en  $\eta$ . Cette façon de procéder donnera des résultats meilleurs ou pires que ceux de la première approche directe selon les variances relatives de  $(e_4 + u_4)$  et de  $(u_4 + u_1 + e_1)$ .



## Annexe B

### Méthodes économétriques d'analyse des données : II

Les résultats faisant intervenir le revenu avant la période de chômage doivent être interprétés avec une certaine prudence. Prenons un exemple : soit 0, la date d'entrée en chômage, et 1, la date de la première interview. Supposons que  $C_t$  soit la consommation totale au cours de la période  $t$ , et  $Y_t$ , le revenu du ménage pour la période  $t$ . Idéalement, nous devrions examiner le rapport de la consommation au moment de l'interview à la consommation avant la période de chômage, c'est-à-dire  $C_1/C_0$ . Toutefois, tout ce que nous observons, c'est  $Y_0$ ,  $Y_1$  and  $C_1$ .

Supposons que le vrai rapport de la consommation est une fonction linéaire de la variable auxiliaire cohorte  $d$  :

$$C_1/C_0 = \alpha + \beta * d.$$

Le rapport non observable qui nous intéresse peut s'écrire ainsi :

$$C_1/C_0 = C_1/Y_0 * Y_0/C_0.$$

Nous pouvons construire le rapport  $C_1/Y_0$  à partir des données, mais  $Y_0/C_0$  n'est pas observé. Pour surmonter cette difficulté, nous supposerons que ce dernier rapport n'est pas corrélé avec la variable auxiliaire cohorte  $d$ . Cela n'est pas nécessairement incompatible avec ce que nous avons déjà constaté, c'est-à-dire que  $Y_0$  est corrélé avec la variable auxiliaire cohorte. En désignant  $C_0/Y_0$  par  $\rho$ , nous obtenons :

$$C_1/Y_0 = (\alpha + \beta * d)\rho = \alpha + \beta d$$

Nous pouvons estimer les paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  et, en donnant une valeur à  $\rho$ , nous pouvons estimer  $\beta$ , le paramètre qui nous intéresse.

Nous supposons que l'appartenance à l'une ou l'autre cohorte et que le fait de toucher ou pas des prestations est exogène à la décision de consommation. Cette hypothèse est vérifiable, mais, pour l'instant, nous allons simplement la supposer vraie. Nous supposons aussi que si le coefficient de remplacement du revenu est de 100 p. 100, la consommation après la période de chômage ne change pas par rapport à la consommation avant la période de chômage. Ce qui est loin d'être certain. Le seul fait de devenir chômeur peut en effet modifier la façon dont les gens voient leur avenir. S'ils deviennent plus pessimistes au sujet de l'avenir parce qu'ils sont devenus chômeurs, ils peuvent alors réduire leur consommation même s'ils ne perdent pas de revenu durant la période de chômage.

Avec ces hypothèses, nous pouvons être beaucoup plus précis au sujet des effets d'une réduction des prestations d'assurance-chômage sur la consommation. Pour voir comment ils se font sentir, reprenons la notation ci-dessus.

Partons de l'hypothèse linéaire suivante :

$$C_1/Y_0 = \alpha + \beta R$$

où  $R$  est le coefficient de remplacement associé aux prestations d'a.-c. (c'est-à-dire 0,60 pour les personnes de la cohorte 1 qui touchent des prestations). Toutes les variables ici étant observables, nous pouvons estimer  $\alpha$  et  $\beta$ . Étant donné ces

estimations, et en supposant qu'un coefficient de remplacement de un n'aurait aucun effet, nous pouvons estimer le rapport de la consommation avant la période de chômage au revenu du ménage avant la période de chômage par l'expression suivante :

$$C_1/Y_0 = \alpha + \beta$$

Cela nous donne un moyen de vérifier la validité des méthodes utilisées ici vu que ces parts de budget sont interprétables. Nous pouvons maintenant estimer l'impact relatif de tout changement à partir de l'équation :

$$(C_1 - C_0)/C_0 = [(\alpha + \beta R) / (\alpha + \beta)] - 1$$

À noter que si  $R$  égale un, ce changement est nul. Dans ce cas, une réduction de dix points du taux des prestations (par exemple de 0,60 à 0,50) aura pour effet de réduire la consommation de  $10\beta/(\alpha+\beta)\%$ .

Comme nous avons pris le logarithme du rapport consommation/revenu pour les repas pris à l'extérieur et pour l'habillement, les formules seront ici légèrement différentes :

$$C_1/Y_0 = \exp(\alpha + \beta)$$

et

$$(C_1 - C_0)/C_0 = \exp(-\beta) - 1$$

Ce sont ces formules qui sont utilisées dans le tableau 18 pour ces deux biens.



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

## Évaluation de l'assurance-chômage

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

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

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

Télécopieur : (819) 953-7260

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

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

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

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

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

### **Stabilisation macroéconomique de l'assurance-chômage**

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

### **L'assurance-chômage et le marché du travail**

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

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

### **L'assurance-chômage et l'aide sociale**

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

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

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

### **Rapport final**

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