

***Les répercussions du projet  
de loi C-12 sur les heures  
de travail hebdomadaires***

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

***Rédigé par :  
Jane Friesen et Dennis Maki  
Département d'économie  
Université Simon Fraser  
Burnaby (C.-B.)***

***octobre 2000***



## *Remerciements*

*Cette étude a été réalisée pour la direction de l'Évaluation stratégique et suivi du rendement de Développement des ressources humaines Canada. Les auteurs tiennent à remercier Timothy Sargent du Service des finance, ainsi que Ging Wong, Tom Siedule et Nazish Ahmad de DRHC pour leurs commentaires utiles. Les opinions émises dans le présent rapport sont celles des auteurs et ne correspondent pas nécessairement à celles de DRHC.*

*Nous tenons à remercier David Gray, Alice Nakamura et Arthur Sweetman, dont les observations nous ont été fort utiles. La partie des travaux empiriques exposés ici, qui repose sur les totalisations des données de l'EPA, a été effectuée par Dale Campbell, de Statistique Canada, dont nous avons beaucoup apprécié la bonne humeur. Nous tenons par ailleurs à remercier Deborah Sunter et Nathalie Caron, de Statistique Canada, dont la collaboration a beaucoup facilité notre tâche.*



# *Table des matières*

Condensé .....	i
<b>1. Introduction</b> .....	<b>1</b>
<b>2. Les répercussions directes du projet de loi C-12 sur l'admissibilité et le droit aux prestations selon la répartition des heures de travail hebdomadaires</b> .....	<b>3</b>
<b>3. Les répercussions indirectes prévues de ces changements sur les heures de travail hebdomadaires</b> .....	<b>11</b>
<b>4. Changements dans la répartition des heures — indications empiriques</b> .....	<b>13</b>
<b>5. Analyse formelle</b> .....	<b>21</b>
5.1 Le contexte économique .....	21
5.2 Intégration des effets de l'AE .....	22
5.3 Résultats .....	23
5.4 Simulations .....	24
5.5 Analyse des sous-groupes .....	27
<b>6. Conclusion</b> .....	<b>29</b>
<b>Bibliographie</b> .....	<b>31</b>
<b>Annexe A</b> .....	<b>33</b>

## *Liste des tableaux*

Tableau 1	Changements relatifs à la couverture du régime et au nombre de semaines de prestations en vertu du projet de loi C-12, selon différents horaires de travail et selon le nombre de semaines de travail pendant la période de référence . . . . .	4
Tableau 2	Effet prévu du passage de l'AC à l'AE sur la proportion des emplois dans chaque catégorie d'horaires, dans les secteurs stables et instables . . .	12
Tableau 3	Estimation des paramètres de l'AE, modèle de la fonction de hasard . . . .	24
Tableau 4	Différence dans les coefficients logit estimés, probabilité d'heures réduites, de janvier à juin . . . . .	27
Tableau A1	Estimations du modèle de hasard . . . . .	33

## *Liste des figures*

Figure 1	Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est faible . . . . .	7
Figure 2	Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est moyen . . . . .	7
Figure 3	Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est élevé. . . . .	8
Figure 4	Différence dans le nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, après le passage à l'AE . . . . .	9
Figure 5	Fonctions de densité des heures (proportion des emplois comptant précisément x heures par semaine, au mois de juin de diverses années) . .	14
Figure 6	Estimation du changement dans les fonctions de densité (proportion des emplois nécessitant précisément x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE . . . . .	16

Figure 7	Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant moins de x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes . . . . .	17
Figure 8	Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et provinces de l'Atlantique . . . . .	18
Figure 9	Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et industries à roulement élevé . . . . .	19
Figure 10	Estimation du changement dans les fonctions de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et industries saisonnières . . . . .	20
Figure 11	Estimation du changement dans la fonction de densité (proportion des emplois nécessitant x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE . . . . .	25
Figure 12	Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE . . . . .	26



## *Condensé*

Deux modifications apportées au régime d'assurance-chômage à la suite de l'adoption du projet de loi C-12, ont modifié sensiblement les coûts et avantages relatifs du régime pour les travailleurs ayant des horaires de travail hebdomadaires et annuels variables : l'élargissement du régime aux travailleurs qui accomplissaient moins de 15 heures de travail par semaine; et l'adoption d'une nouvelle formule fondée non pas sur les semaines de travail, mais bien sur les heures de travail, afin de déterminer l'admissibilité et le droit aux prestations.

Nous examinons ici les conséquences de ces modifications. Premièrement, nous nous intéressons à la réduction significative du droit aux prestations qu'ont subie certains travailleurs à temps partiel. Deuxièmement, nous démontrons, à partir des données de l'Enquête sur la population active, que les travailleurs et les entreprises ont réagi à l'adoption du projet de loi C-12 en modifiant les horaires hebdomadaires de travail de façon à améliorer leurs chances d'admissibilité et leur droit aux prestations. Nous avons constaté que la proportion des emplois comptant moins de 15 heures par semaine avait diminué d'environ 5 p. 100 par suite de l'intégration de ces emplois au régime d'assurance. En général, nous avons observé une tendance à accomplir plus d'heures de travail chez les travailleurs à temps partiel. C'est dans les provinces de l'Atlantique et dans les industries qui emploient un grand nombre de travailleurs à temps partiel que cette tendance est la plus prononcée. Dans les industries saisonnières, la proportion des emplois comptant entre 15 et 40 heures par semaine a diminué, tandis que la proportion des emplois de 40 heures et plus a augmenté.

On peut tirer plusieurs conclusions de ces constatations : 1) de tels rajustements dans les horaires de travail compensent en partie la perte des prestations que les travailleurs auraient autrement subie; 2) la suppression de la distinction entre les semaines de travail selon qu'elles comptaient plus ou moins 15 heures a éliminé la pratique consistant à fractionner certains emplois en semaines réduites pour éviter d'avoir à payer des cotisations d'assurance-chômage; 3) l'augmentation des emplois comptant de nombreuses heures par semaine dans certaines industries saisonnières peut s'expliquer par l'élimination de la pratique qui consistait à fractionner les emplois en semaines réduites pour que les travailleurs soient plus nombreux à être admissibles aux prestations d'AC; et 4) la réduction de la proportion des emplois à temps partiel dans certains secteurs instables s'explique peut-être par une nouvelle distorsion qui se produit du fait que, selon le nouveau régime fondé sur les heures, une semaine de travail à temps partiel n'est pas assurée aussi pleinement qu'une semaine de travail à temps plein.



# 1. Introduction

Le présent rapport analyse les effets sur les horaires hebdomadaires de travail, de deux changements importants qui ont été apportés au régime d'assurance-chômage lorsque le projet de loi C-12, en vertu duquel le régime allait dorénavant s'appeler « assurance-emploi », a été adopté : l'élargissement du régime aux travailleurs qui accomplissaient moins de 15 heures de travail par semaine; et l'adoption d'une nouvelle formule fondée non pas sur les semaines de travail, mais bien sur les heures de travail afin de déterminer l'admissibilité et le droit aux prestations. Ces deux changements, qui sont entrés en vigueur en janvier 1997, ont modifié sensiblement les coûts et avantages relatifs du régime pour les travailleurs ayant des horaires de travail hebdomadaires et annuels variables.

L'une des conséquences des répercussions différentielles d'un système fondé sur les heures pour les travailleurs dont les heures de travail sont variables, c'est que certains travailleurs, particulièrement ceux qui travaillent à temps partiel, ont vu leur droit aux prestations réduit de beaucoup. Nous examinerons plusieurs cas illustrant les effets de cette réduction à la section 2 de notre rapport. Une deuxième conséquence moins directe, c'est que les changements apportés incitent les travailleurs aussi bien que les entreprises à modifier les horaires de travail annuels et hebdomadaires, afin d'améliorer leurs chances d'admissibilité et leur droit aux prestations. Nous verrons ces effets incitatifs plus en détail à la section 3. Les sections 4 et 5 tentent de déterminer, à partir des données de l'Enquête sur la population active, si les travailleurs et les entreprises ont modifié les horaires de travail hebdomadaires à la suite de ces nouvelles mesures incitatives.

Il est important de comprendre ces changements dans les comportements, et ce, pour diverses raisons. Premièrement, l'intégration au régime d'assurance-emploi (AE) des travailleurs qui effectuent moins de 15 heures de travail par semaine a éliminé une exemption qui avait peut-être incité certains employeurs à fractionner des emplois en plusieurs quarts très brefs, pour éviter d'avoir à cotiser au régime. Deuxièmement, certains travailleurs ont peut-être modifié leurs habitudes quant au nombre d'heures de travail par semaine et de semaines par mois pour éviter des réductions significatives dans leur droit aux prestations, voire même pour éviter de devenir inadmissibles. Même si, d'un côté, de telles décisions atténueraient les difficultés éprouvées par certaines personnes, d'un autre côté, on peut en déduire que les règles de l'AE ont créé une *nouvelle* distorsion dans les décisions des travailleurs et des entreprises au sujet des heures de travail. Troisièmement, dans certaines industries saisonnières qui comptaient beaucoup sur l'AC, il se peut que dans le passé les travailleurs et les entreprises aient réagi à l'augmentation du nombre de semaines ouvrant droit aux prestations en répartissant le même nombre d'heures de travail sur un plus grand nombre de semaines. Mais depuis l'adoption du système fondé sur les heures, cette stratégie est inopérante. Par conséquent, le passage d'un système fondé sur les semaines à un système fondé sur les heures entraînerait, dans ces industries, une tendance observable à revenir à des semaines de travail plus longues.



## ***2. Les répercussions directes du projet de loi C-12 sur l'admissibilité et le droit aux prestations selon la répartition des heures de travail hebdomadaires***

En vertu de l'ancien régime d'assurance-chômage, les semaines au cours desquelles les travailleurs accomplissaient moins de 15 heures n'étaient pas assurables, de sorte que la rémunération de ces semaines n'était pas assujettie aux cotisations, et ne changeait rien au nombre de semaines ouvrant droit aux prestations. De plus, avant le projet de loi C-12, toutes les semaines d'emploi de plus de 15 heures comptaient autant aux fins du calcul permettant de déterminer l'admissibilité et le droit aux prestations. Selon le système fondé sur les heures, les semaines comportant un plus grand nombre d'heures de travail comptent plus que les semaines plus courtes lorsqu'il s'agit d'évaluer l'admissibilité et le droit aux prestations.

Le tableau 1 résume ces changements dans la couverture et le droit aux prestations pour plusieurs cas importants. Les rangées en gris foncé au bas du tableau font état des emplois qui n'étaient pas assujettis à l'ancien régime d'assurance-chômage et qui sont dorénavant assujettis à l'assurance-emploi. Conformément à l'AE, les travailleurs qui travaillent selon ces modalités paient dorénavant des cotisations à l'AE, et leurs heures de travail sont prises en considération lorsqu'il s'agit de déterminer l'admissibilité et le droit aux prestations. En plus d'éliminer la raison qui incitait les travailleurs et les entreprises à modifier leurs décisions au sujet des heures de travail, l'intégration de ces semaines, dans le cadre du régime d'assurance-emploi, avait pour objet d'élargir le régime au nombre croissant de travailleurs à temps partiel, y compris ceux qui travaillent en fait selon des horaires à temps plein, car une couverture étendue est importante si le programme doit continuer d'être efficace à titre de stabilisateur macro-économique automatique. Comme le montrent les cases correspondantes, à moins que les travailleurs ne combinent des semaines réduites et des semaines plus longues à un moment de l'année ou à un autre, ils paieront des cotisations mais ne seront jamais admissibles aux prestations. Dans les cas où la rémunération annuelle totale est inférieure à 2 000 \$ par année, cependant, toutes les cotisations de l'employé et de l'employeur sont remboursées, de sorte que l'effet net du régime d'AE est nul.

Les colonnes en gris plus clair montrent la *différence* dans le droit aux prestations en vertu du projet de loi C-12, pour les travailleurs qui ont des horaires différents, et qui se trouvent dans les catégories représentant les taux de chômage les plus faibles et les plus élevés. En parcourant la première colonne ombragée qui correspond au taux de chômage le plus faible, on constate que certains travailleurs ayant des horaires réguliers de 40 heures ou plus ont vu leur droit aux prestations s'accroître en vertu de l'AE. Les travailleurs à temps

**TABLEAU 1**

**Changements relatifs à la couverture du régime et au nombre de semaines de prestations en vertu du projet de loi C-12, selon différents horaires de travail et selon le nombre de semaines de travail pendant la période de référence**

Heures par semaine	Semaines par année	Total des heures	Semaines d'admissibilité aux prestations					
			Taux de chômage = 6 p. 100			Taux de chômage = 16 p. 100		
			AE	AC	différence	AE	AC	différence
45	52	2 340	29	36	-7	45	50	-5
	40	1 800	35	24	11	45	46	-1
	20	900	17	14	3	38	33	5
	12	540	0	0	0	33	32	1
	10	450	0	0	0	32	0	32
40	52	2 080	29	36	-7	45	50	-5
	40	1 600	29	24	5	54	46	8
	20	800	15	14	1	37	33	4
	12	480	0	0	0	32	32	0
	10	400	0	0	0	0	0	0
35	52	1 820	29	36	-7	45	50	-5
	40	1 400	24	24	0	45	46	-1
	20	700	14	14	0	36	33	3
	12	420	0	0	0	32	32	0
	10	350	0	0	0	0	0	0
20	52	1 040	18	36	-18	40	50	-10
	40	800	15	24	-9	37	46	-9
	20	400	0	14	-14	0	33	-33
	12	240	0	0	0	0	32	-32
	10	200	0	0	0	0	0	0
15	52	780	15	36	-21	37	50	-13
	40	600	0	24	-24	34	46	-12
	20	300	0	14	-14	0	33	-33
	12	180	0	0	0	0	32	-32
	10	150	0	0	0	0	0	0

**TABLEAU 1 (suite)**

**Changements relatifs à la couverture du régime et au nombre de semaines de prestations en vertu du projet de loi C-12, selon différents horaires de travail et selon le nombre de semaines de travail pendant la période de référence**

Heures par semaine	Semaines par année	Total des heures	Semaines d'admissibilité aux prestations					
			Taux de chômage = 6 p. 100			Taux de chômage = 16 p. 100		
			AE	AC	différence	AE	AC	différence
10	52	520	0	0	0	33	0	33
	40	400	0	0	0	0	0	0
	20	200	0	0	0	0	0	0
	12	120	0	0	0	0	0	0
	10	100	0	0	0	0	0	0
5	52	260	0	0	0	0	0	0
	40	200	0	0	0	0	0	0
	20	100	0	0	0	0	0	0
	12	60	0	0	0	0	0	0
	10	50	0	0	0	0	0	0

\* Les colonnes en gris clair montrent la différence entre le droit aux prestations selon l'AE et l'AC. Les rangées en gris foncé font état d'emplois qui n'étaient pas visés par le régime d'AC (pas de cotisations, pas de prestations) et qui sont dorénavant assujettis à l'AE.

partiel qui effectuent 15 heures de travail ou plus par semaine pendant une bonne partie de l'année ont vu leur droit aux prestations diminuer de beaucoup. Les travailleurs à temps partiel qui font moins de 10 heures par semaine ont continué d'être inadmissibles aux prestations.

En examinant la deuxième colonne ombragée, qui dénote le taux de chômage le plus élevé, on constate que certains travailleurs qui effectuent un grand nombre d'heures par semaine y ont gagné, tandis que d'autres y ont perdu, selon le nombre de semaines de travail par année. Les travailleurs qui occupent un emploi de façon discontinue mais qui accumulent de nombreuses heures lorsqu'ils travaillent, ont vu leurs prestations s'accroître, parfois de façon considérable. Encore une fois, les travailleurs à temps partiel qui font 15 heures ou plus par semaine ont connu des réductions parfois très importantes dans les prestations auxquelles ils avaient droit. Cependant, ce ne sont pas tous les travailleurs à temps partiel qui ont vu leur droit aux prestations diminuer en vertu du projet de loi C-12. Nous constatons qu'un travailleur qui fait 10 heures par semaine pendant 52 semaines par année et qui n'aurait pas eu droit aux prestations en vertu de l'ancien régime d'AC a désormais droit à 33 semaines de prestations d'AE.

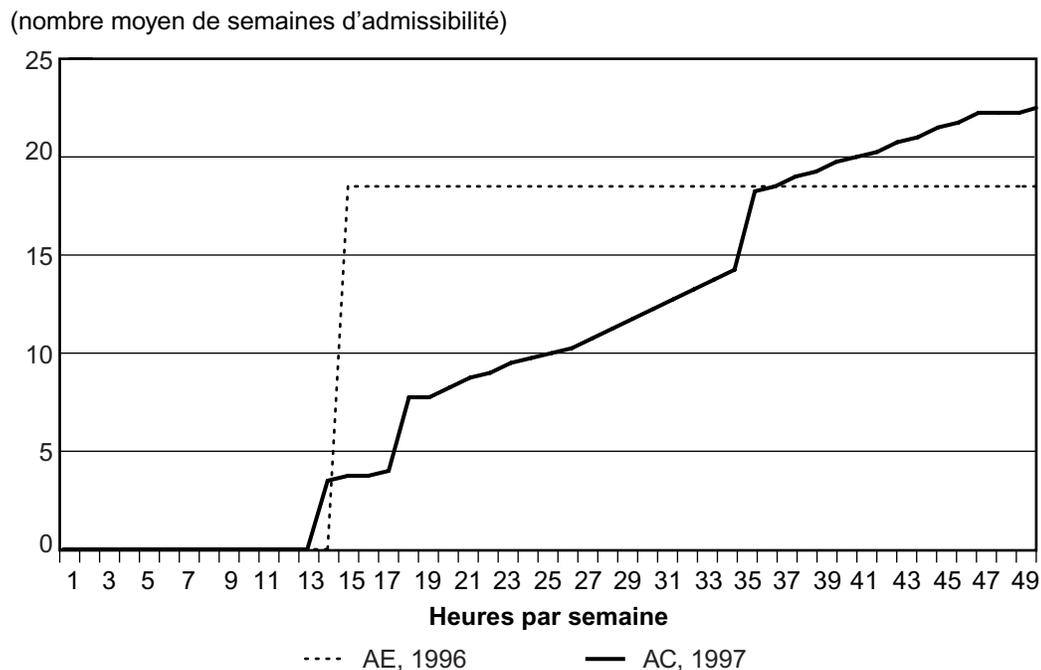
De toute évidence, de nombreux travailleurs ont un horaire qui varie au cours de l'année ou cumulent plus d'un emploi. Même s'il n'est pas possible de quantifier facilement le

changement dans le droit aux prestations en pareil cas, nous pouvons faire certaines observations générales. Premièrement, les semaines au cours desquelles les travailleurs font moins de 15 heures et les semaines au cours desquelles ils font plus de 15 heures en tout, mais moins de 15 heures dans le cadre d'un même emploi sont prises en compte pour déterminer l'admissibilité à l'AE et le calcul des prestations, ce qui n'aurait pas été le cas en vertu de l'AC. Pour certains travailleurs, le fait que toutes les heures de travail soient ainsi prises en considération afin de déterminer l'admissibilité et le montant des prestations compensera amplement le coût des cotisations à l'AE, de sorte qu'ils y gagneront. D'autres, cependant, y perdront. Deuxièmement, les semaines de travail comptant au moins 15 heures mais moins de 35 heures sont moins avantageuses sur le plan de l'admissibilité et du calcul des prestations en vertu de l'AE contrairement à l'AC. Troisièmement, dans la plupart des cas, les semaines au cours desquelles les travailleurs font plus de 35 heures sont plus avantageuses en vertu de l'AE qu'en vertu de l'AC, pour ce qui est de l'admissibilité et du calcul des prestations.

Nous avons établi une mesure sommaire, selon chaque horaire hebdomadaire, du nombre de semaines ouvrant droit aux prestations en prenant le nombre de semaines de prestations payables à un travailleur qui effectue un nombre  $x$  d'heures par semaine pendant 12, 20, 40 ou 52 semaines au cours de l'année, et en faisant une simple moyenne arithmétique de ces valeurs. Cette mesure sommaire, établie pour 1996 et 1997, est illustrée dans les figures 1 à 3 pour les régions où le chômage est faible, moyen et élevé, respectivement. En vertu de l'AC, les travailleurs qui faisaient moins de 15 heures par semaine n'étaient jamais admissibles aux prestations. Même si les travailleurs qui faisaient au moins 15 heures par semaine voyaient leur droit aux prestations augmenter en fonction de leurs semaines de travail, ils ne constataient pas la même augmentation en fonction du nombre d'heures de travail par semaine. Notre mesure sommaire du droit aux prestations d'AC est donc une fonction échelonnée, passant de zéro semaine de prestations pour les travailleurs qui font moins de 15 heures par semaine à un nombre  $x$  de semaines de prestations, établi selon le taux de chômage à précisément 15 heures de travail par semaine. L'adoption d'un système fondé sur les heures a remplacé cette fonction échelonnée, fixé à 15 heures en vertu de l'AC, par une augmentation plus graduelle du droit aux prestations qui commence à moins de 15 heures et qui se poursuit par segments selon la répartition des heures. L'ampleur relative de ces changements, dans des régions où le taux de chômage est différent, est présentée plus clairement à la figure 4, qui illustre l'évolution de la valeur de la mesure sommaire entre 1996 et 1997. Une valeur positive indique un gain au chapitre du droit aux prestations en vertu de l'AE et une valeur négative dénote une perte. Encore ici, nous voyons que la différence dans le droit aux prestations est importante dans certaines régions selon les segments de répartition des heures, et qu'elle a varié considérablement.

**FIGURE 1**

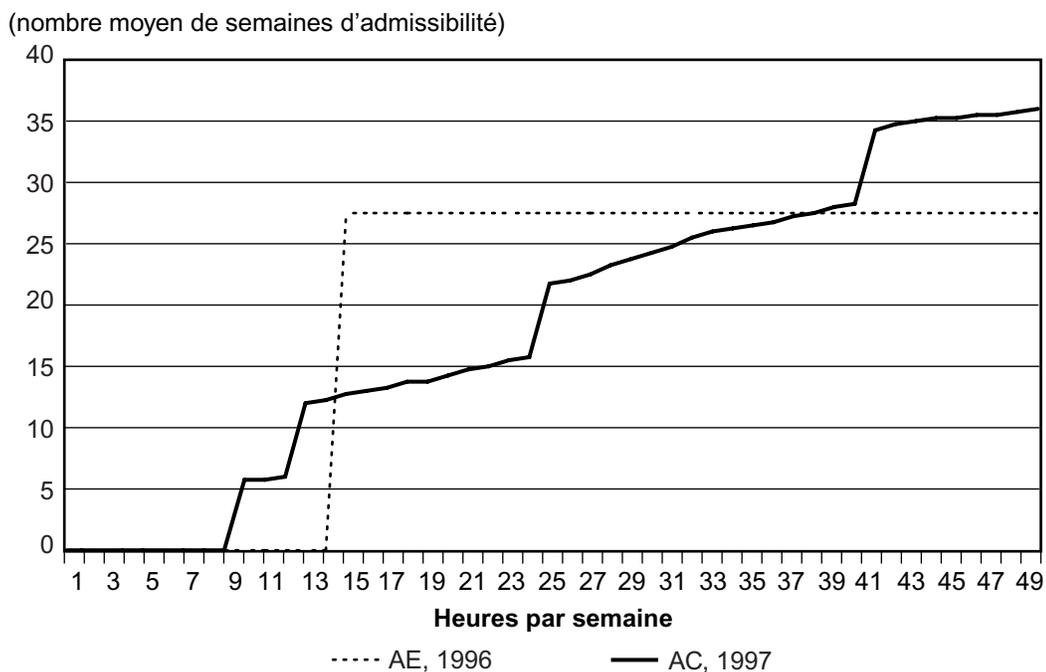
**Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est faible\***



\* Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations pour 12, 20, 40 et 52 semaines de travail par année.

**FIGURE 2**

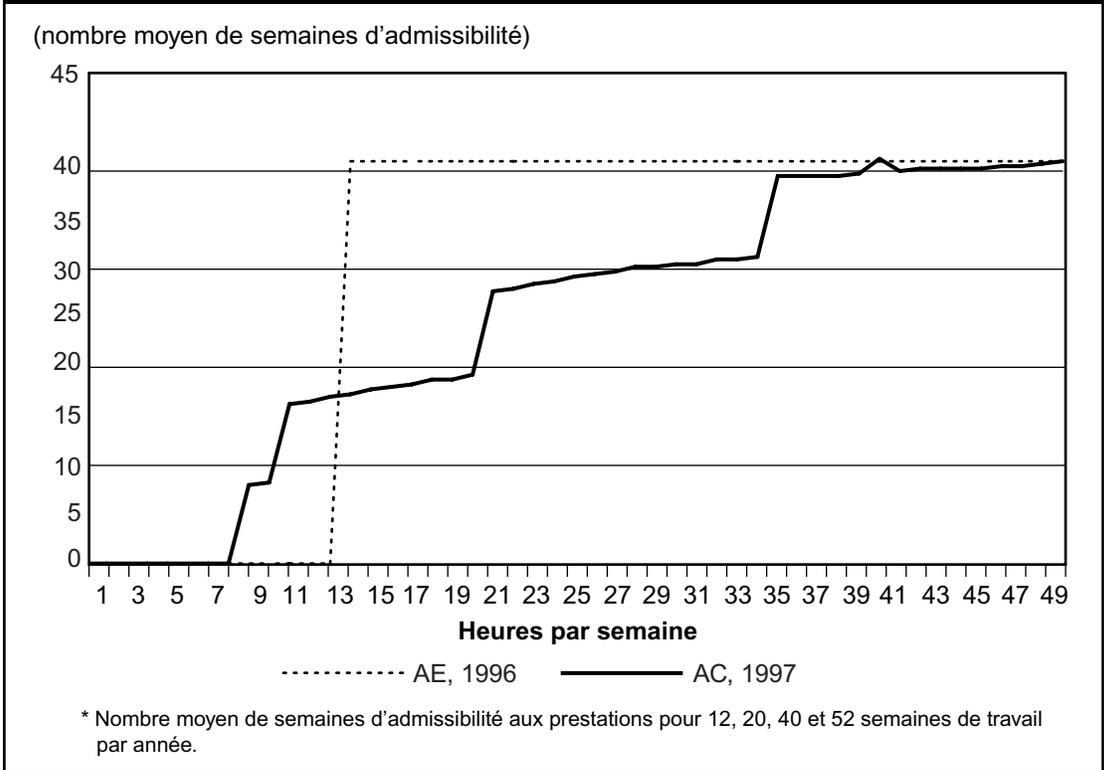
**Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est moyen\***



\* Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations pour 12, 20, 40 et 52 semaines de travail par année.

**FIGURE 3**

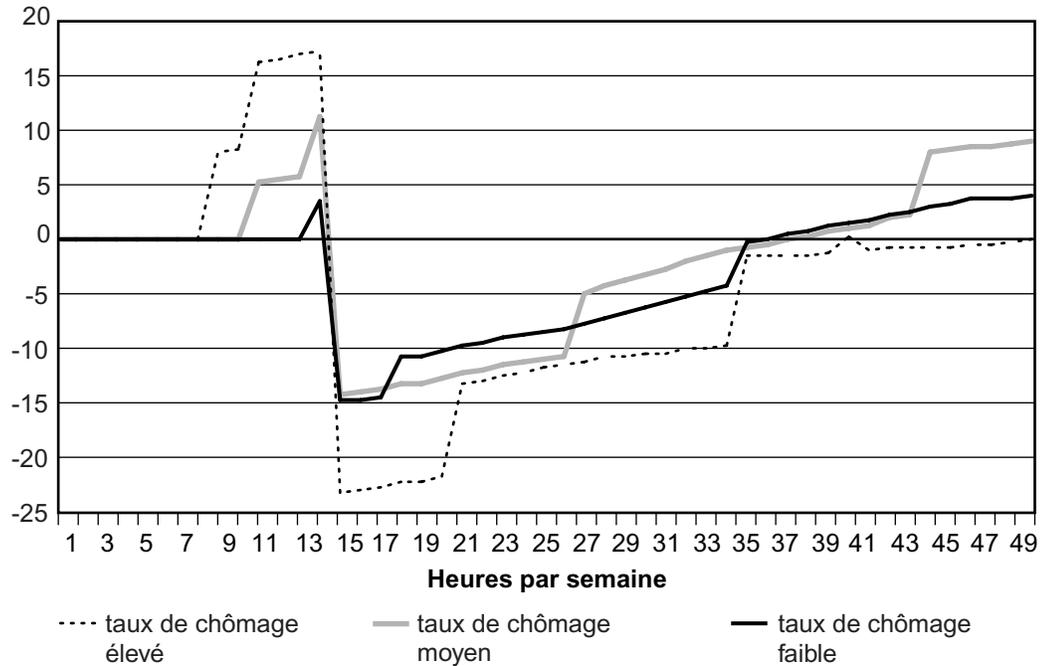
**Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine, dans une région où le taux de chômage est élevé\***



## FIGURE 4

Différence dans le nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations d'un travailleur faisant x heures par semaine après le passage à l'AE\*

(changement dans le nombre moyen de semaines d'admissibilité)



\* Nombre moyen de semaines d'admissibilité aux prestations pour 12, 20, 40 et 52 semaines de travail par année.



### ***3. Les répercussions indirectes prévues de ces changements sur les heures de travail hebdomadaires***

Les emplois comptant moins de 15 heures étaient exclus du régime d'assurance-chômage (AE), ce qui incitait certaines entreprises à modifier les horaires hebdomadaires de travail. La nature de l'incitatif variait selon qu'il s'agissait ou non d'entreprises générant des emplois instables susceptibles de donner lieu à des demandes de prestations d'AC. Les entreprises qui étaient à l'origine de nombreuses demandes d'AC voulaient éviter de créer de tels horaires, puisqu'ils n'assuraient pas l'admissibilité à l'AC des travailleurs licenciés. Les entreprises qui ne généraient pas beaucoup de demandes de prestations voulaient créer un plus grand nombre de ces horaires afin d'éviter de cotiser au régime.

L'intégration au régime d'assurance-emploi (AE) des emplois comportant moins de 15 heures par semaine a éliminé ces distorsions, ce qui était l'objectif visé. Comme on le voit dans la troisième colonne du tableau 2, nous nous attendions à une réduction de ces emplois dans les secteurs qui offrent des niveaux raisonnablement élevés de stabilité d'emploi, et à une augmentation des emplois comportant légèrement plus de 15 heures par semaine, à mesure que les entreprises offriraient de moins en moins des emplois de très courte durée. Toutes choses étant égales par ailleurs, on se serait attendu à voir une augmentation des emplois de moins de 15 heures par semaine dans les industries moins stables, lorsque cette distorsion a pris fin, et une réduction équivalente des emplois comportant de 15 à 34 heures.

Depuis les changements dans les règles régissant l'admissibilité et le droit aux prestations, il est plus difficile pour les travailleurs qui font entre 15 et 34 heures par semaine, et plus facile pour les travailleurs qui font plus de 36 heures par semaine, de répondre aux critères d'admissibilité à l'AE et d'avoir droit à un nombre considérable de semaines de prestations, peu importe que l'employeur soit un cotisant net ou un bénéficiaire net par rapport au programme d'AE. Comme on le voit dans la quatrième colonne du tableau 2, nous nous attendons à ce que les entreprises privilégient les semaines plus longues dans les secteurs et les régions qui connaissent une certaine instabilité de l'emploi, et où l'assurance-emploi est un élément important du régime de rémunération. Dans les secteurs stables, les modifications aux critères régissant l'admissibilité et le droit aux prestations ne devraient pas être assez importants pour susciter un changement observable dans les comportements des travailleurs et des entreprises.

L'effet net de ces deux changements dans le régime d'assurance est résumé dans la dernière colonne du tableau 2. Nous nous attendons à voir une augmentation éventuelle du nombre d'emplois comptant moins de 15 heures par semaine dans les secteurs instables, et une réduction de ces emplois dans les secteurs stables. Nous nous attendons à voir une réduction des emplois comptant entre 15 et 34 heures par semaine dans les secteurs instables, et une augmentation éventuelle dans les secteurs stables. Enfin, nous nous attendons à ce que la proportion des emplois comptant au moins 35 heures par semaine augmente, particulièrement dans les secteurs instables.

**TABLEAU 2****Effet prévu du passage de l'AC à l'AE sur la proportion des emplois dans chaque catégorie d'horaires, dans les secteurs stables et instables**

		<b>Couverture &lt;15 heures par semaine</b>	<b>Changement dans les règles d'admissibilité / le droit aux prestations</b>	<b>Changement net</b>
<15 heures	instables	augmentation	légère réduction	augmentation possible
	stables	réduction	légère réduction	réduction
15 à 34 heures	instables	réduction	réduction	réduction
	stables	augmentation	légère réduction possible	augmentation possible
34 heures et plus	instables	aucun changement	augmentation	augmentation
	stables	aucun changement	légère augmentation possible	légère augmentation possible

## ***4. Changements dans la répartition des heures — indications empiriques***

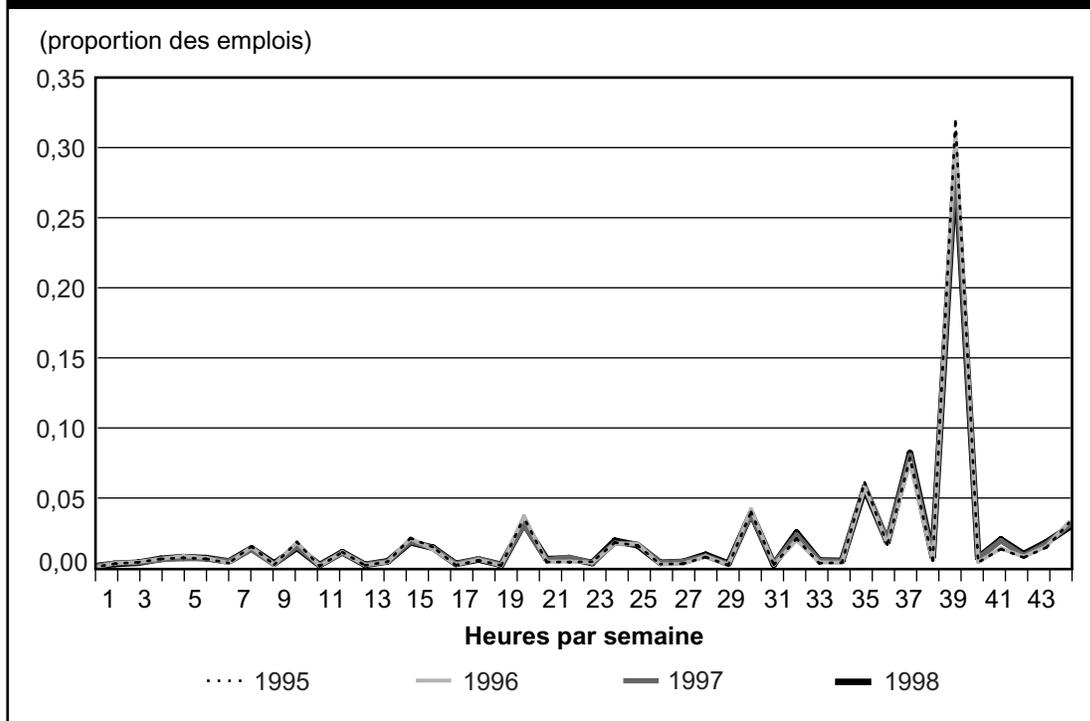
Selon l'analyse de la section précédente, on pourrait s'attendre à observer une tendance générale à l'augmentation du nombre d'heures à la suite de la mise en oeuvre du régime d'AE. En particulier, nous recherchons une réduction de la proportion des emplois qui comptent moins de 15 heures par semaine dans les secteurs stables, à mesure que la distorsion relative aux cotisations est éliminée, et une réduction de la proportion des emplois comptant entre 15 et 34 heures par semaine dans les secteurs qui n'offrent pas d'emplois stables et qui, par conséquent, tirent des avantages nets importants du régime d'AE.

Pour examiner ces possibilités, nous analysons les données de plusieurs échantillons sélectifs de la répartition des heures selon l'Enquête sur la population active (EPA), avant et après les changements qui sont entrés en vigueur en janvier 1997, pour voir si nous pouvons y déceler des tendances en ce qui a trait aux changements qui seraient conformes aux réactions comportementales plausibles des travailleurs et des entreprises. Comme le questionnaire de l'EPA a été modifié en janvier 1997, la mesure des heures habituelles n'est pas conforme pour les deux années de l'enquête<sup>1</sup>. Nous utilisons la mesure déclarée des heures réelles dans l'ensemble de notre analyse afin de minimiser les problèmes créés par le remaniement de l'EPA. La possibilité qu'il y ait des changements dans la façon dont les répondants répondent à la question sur leurs heures de travail réelles est examinée ci-dessous.

Le choix des périodes appropriées pour nos échantillons sélectifs de la répartition des heures « avant » et « après » dépend des hypothèses retenues au sujet du temps qu'il faut aux travailleurs et aux entreprises pour comprendre les répercussions des changements au programme et les coûts qui s'y rattachent lorsqu'ils modifient les horaires hebdomadaires. S'il coûte plus cher aux entreprises et aux travailleurs d'apporter des changements rapides dans les horaires de travail plutôt que de procéder à des changements plus graduels, il se peut que des rajustements aient été entrepris dès que les changements ont été annoncés en juillet 1996, mais qu'il ait fallu un certain temps pour qu'ils soient complétés. Nous voudrions alors comparer les données de l'EPA de juin 1996, juste avant l'annonce du projet de loi C-12, aux données de l'EPA de juin 1997, au cours du sixième mois suivant la date d'entrée en vigueur de la loi. Même si cette dernière n'était en vigueur que depuis six mois en juin 1997, les employeurs et les employés étaient au courant des changements depuis près d'un an, de sorte qu'on pourrait s'attendre à ce qu'ils aient déjà commencé à y réagir. Si des rajustements rapides ne sont pas plus coûteux que des rajustements graduels, ils auraient tous été apportés dès que la loi est entrée en vigueur en janvier 1997. Dans ce cas, on observerait des réactions comportementales évidentes dans une comparaison des données entre décembre 1996 et janvier 1997. Si les rajustements rapides ne sont pas coûteux, mais que l'apprentissage est long, les rajustements auraient été amorcés en janvier 1997 mais auraient pris un certain temps avant d'être menés à bien. Il conviendrait alors de comparer les données de décembre 1996 à celles de décembre 1997.

---

<sup>1</sup> Voir Sunter, Kinack, Akyeampong et Charrette (1996).

**FIGURE 5****Fonctions de densité des heures (proportion des emplois comptant précisément x heures par semaine, au mois de juin de diverses années)**

La figure 5 illustre la fonction de densité des heures réelles de travail au cours d'une semaine de référence en juin 1995, 1996, 1997 et 1998. Le sommet de 20 heures, par exemple, représente la proportion de tous les emplois visés par l'EPA qui comportaient exactement 20 heures de travail pendant la semaine de référence. Comme on pouvait s'y attendre, les répartitions sont dominées par le pic de 40 heures par semaine, ce qui représente, de loin, l'horaire le plus fréquent. Il faut toutefois remarquer que ce pic est nettement inférieur en 1997 et en 1998 par rapport aux années 1995 et 1996. On observe également dans ce tracé ce qui semble un déplacement du pic de 38 heures en 1995 et en 1996 à 37 heures en 1997 et en 1998. On ne s'attendait pas à ce changement en réaction au programme, et aucune autre explication ne semble plausible. Dans les tracés subséquents, les densités de 37 heures et de 38 heures sont additionnées, ce qui permet d'atténuer ces fluctuations.

Une comparaison simple de la fonction de densité des heures entre juin 1996 et juin 1997 révélerait des différences qui pourraient être attribuées à au moins trois facteurs : 1) des changements dans les comportements découlant du régime d'AE; 2) des changements dans la conjoncture économique; et 3) des modifications dans les données déclarées en raison des changements apportés au questionnaire de l'EPA, qui ont été mis en place progressivement au cours de la deuxième moitié de 1996. Nous avons pris plusieurs mesures pour isoler les changements qui peuvent être attribués aux modifications apportées au régime d'AE.

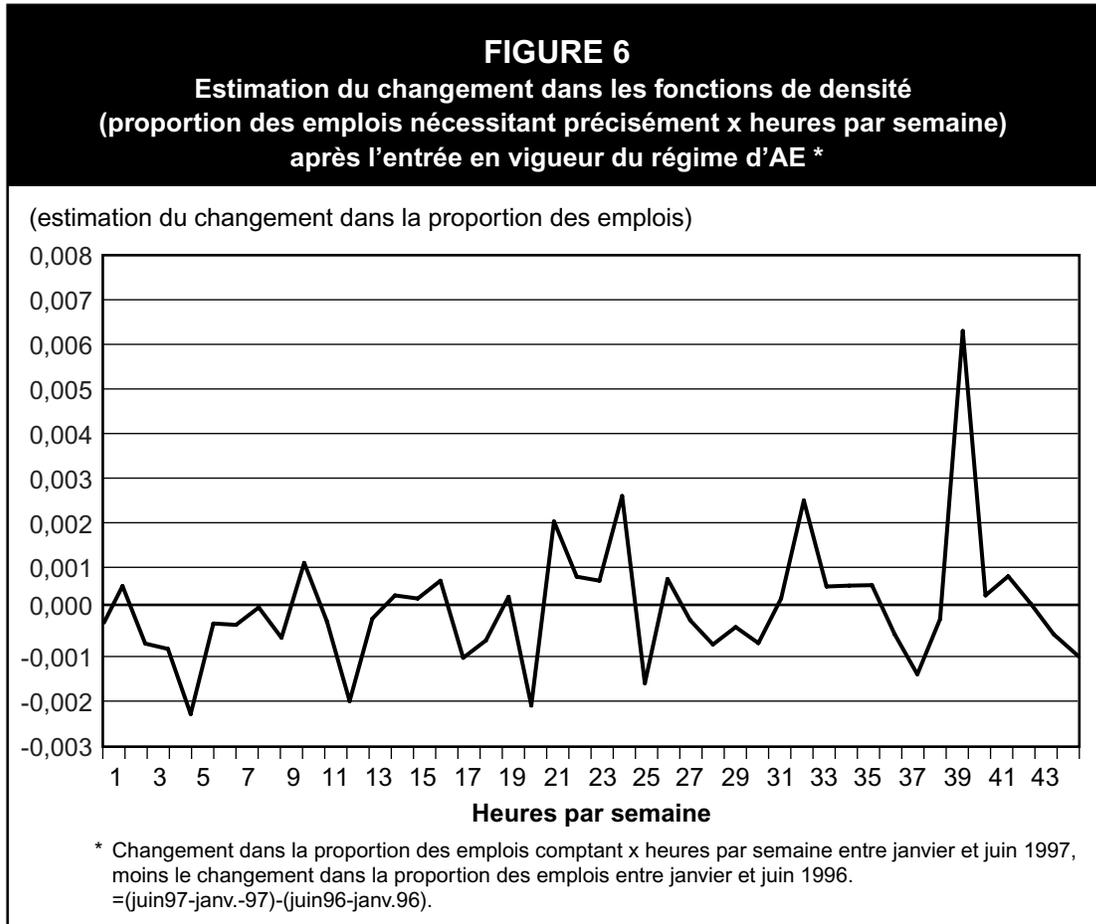
Pour éliminer toute confusion possible entre les répercussions des tendances de la conjoncture économique et celles des effets saisonniers qui se traduiraient par des changements dans la fonction de densité des heures, nous comparons les changements qui se sont produits entre janvier et juin 1996 à ceux qui se sont produits entre janvier et juin 1997. Les changements entre janvier et juin 1996 peuvent s'expliquer par l'évolution de la conjoncture économique et des effets saisonniers, tandis que les changements entre janvier et juin 1997 peuvent traduire des réactions comportementales au régime d'AE, en plus des effets conjoncturels et des effets saisonniers. En analysant les *différences* entre ces changements, nous pouvons isoler les réactions comportementales aux modifications du régime d'AE, en supposant que les effets conjoncturels et saisonniers soient constants d'une année à l'autre.

Même si la question servant à déterminer les heures réelles de travail n'a pas changé lorsque le questionnaire de l'EPA a été modifié, un examen des données révèle que les travailleurs ont davantage tendance à signaler des horaires hebdomadaires courants comme 10 heures, 20 heures et 40 heures, et moins tendance à signaler des horaires moins courants comme 11 heures, 17 heures et 23 heures. Notre méthode permet d'éviter de confondre certains changements trompeurs attribuables à la déclaration des données avec les réactions comportementales à proprement parler. Même si les données de 1997 n'ont pas été générées à partir du même questionnaire que les données de 1996, les changements *ayant cours* chaque année sont calculés au moyen d'une comparaison des mois au cours desquels le même questionnaire a été utilisé. C'est pourquoi les changements survenus au cours de l'année ne saisissent pas les changements trompeurs attribuables à la déclaration des données. La différence *entre* les changements ayant cours chaque année reflète donc les seuls changements attribuables aux comportements.

La figure 6 illustre cette différence entre les changements dans la fonction de densité des heures en 1996 et en 1997 pour l'échantillon global. Pour comprendre ce tracé, examinons, par exemple, la proportion des emplois qui comportent précisément 20 heures par semaine. Entre janvier et juin 1996, cette proportion a augmenté de 0,12 point de pourcentage. Entre janvier et juin 1997, elle a diminué de 0,09 point. En supposant que la proportion des emplois dans cette catégorie se serait accrue de la même façon entre janvier et juin 1997 qu'entre janvier et juin 1996, nous nous serions attendus à une hausse de 0,12 point. La réduction de 0,09 point représente donc une variation de  $-0,09 - (0,12) = -0,21$  point de pourcentage (réduction) dans la proportion de ces emplois, qui peut être attribuée aux modifications apportées au régime d'AE. Comme on le voit à la figure 6, il y a davantage de changements négatifs lorsque le nombre d'heures par semaine est moins élevé et davantage de changements positifs lorsqu'il est plus élevé, ce qui est une autre indication de la tendance à l'augmentation du nombre d'heures.

La figure 7 illustre la différence entre le changement dans la fonction de répartition cumulative en 1996 et en 1997 pour le même échantillon global que celui qui a été utilisé pour illustrer la fonction de densité à la figure 6. La valeur de la fonction de répartition cumulative à 20 heures par semaine, par exemple, nous indique la proportion de tous les emplois qui comptaient moins de 20 heures par semaine. Pour comprendre ce tracé, prenons, à titre d'exemple la proportion des emplois qui comptent moins de 20 heures par semaine. Entre

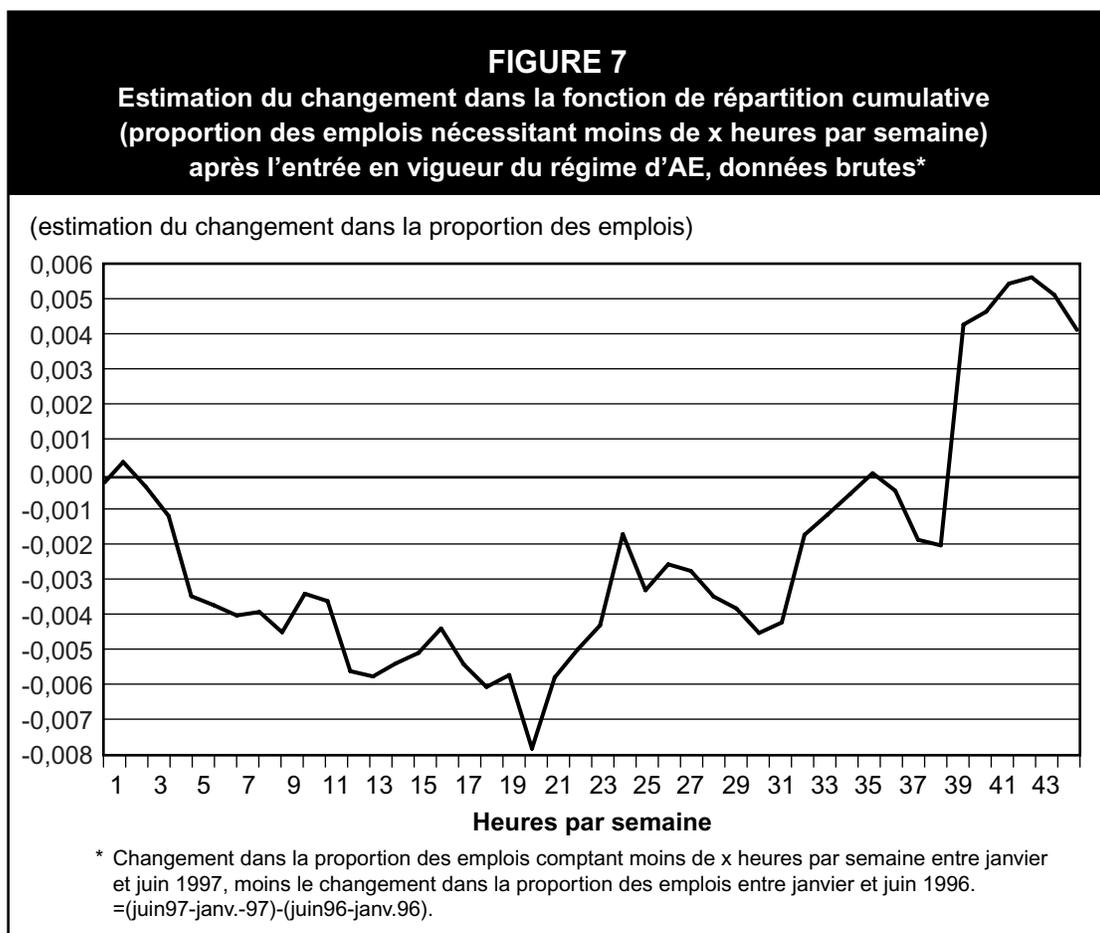
janvier et juin 1996, cette proportion a diminué de 2,5 points de pourcentage. Entre janvier et juin 1997, elle a diminué de 3,2 points. Si nous supposons que la proportion des emplois dans cette catégorie aurait diminué de la même façon entre janvier et juin 1997 qu'entre janvier et juin 1996, nous nous serions attendus à une baisse de 2,5 points. La réduction de 3,2 points représente donc une variation de  $-3,2 - (-2,5) = -0,7$  point de pourcentage (réduction) de la proportion de ces emplois dans l'échantillon global, qui peut être attribuée aux modifications apportées au régime d'AE.



La figure 7 illustre clairement la tendance à l'augmentation du nombre d'heures. Le tracé suit une pente descendante à peu près jusqu'à 20 heures, puis remonte pour traverser l'abscisse à 35 heures par semaine. Ce profil témoigne d'une réduction de la portion des emplois comptant moins de 20 heures par semaine et d'une augmentation de la proportion des emplois comptant entre 15 et 34 heures par semaine, mais d'aucun changement dans la proportion des emplois comptant au moins 35 heures par semaine dans l'échantillon global. Ce profil est exactement celui auquel nous pouvions nous attendre à la suite d'une réaction comportementale aux modifications apportées au programme d'AE.

Si ces changements sont attribuables à l'AE, nous pourrions nous attendre à voir une différence dans leur profil selon les industries ou les régions qui sont plus ou moins stables et qui dépendent plus ou moins de l'AE. Comme on l'a vu plus tôt, dans les secteurs relativement

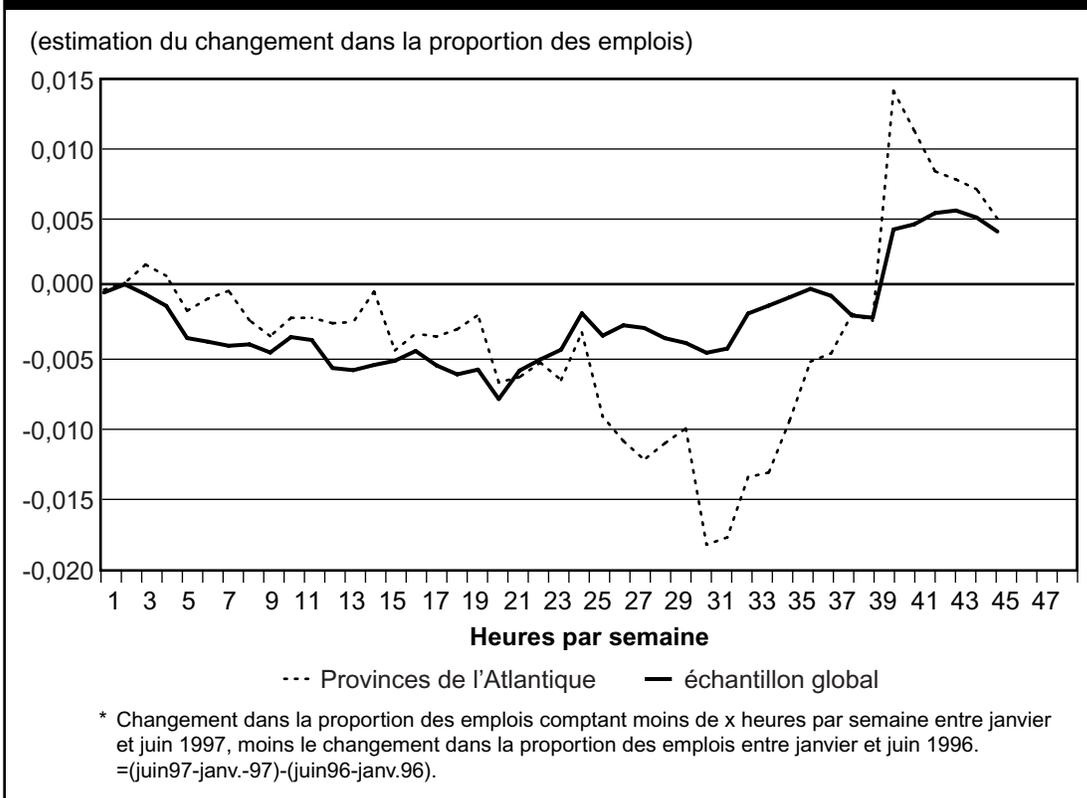
instables, nous nous attendrions à une augmentation possible (mais pas très vraisemblable) de la proportion des emplois requérant moins de 15 heures par semaine, et à une réduction de la part des emplois à temps partiel qui nécessitent au moins 15 heures par semaine. Dans les secteurs stables, nous nous attendrions à une diminution des emplois qui comptent moins de 15 heures par semaine en faveur d'emplois comptant plus de 15 heures par semaine. Comme les entreprises stables ne prendront vraisemblablement pas de mesures pour accroître l'admissibilité à l'AE, il n'y a pas de raison a priori de s'attendre à une tendance plus marquée vers les emplois de plus longue durée dans les entreprises stables qui emploient des travailleurs à temps partiel faisant au moins 15 heures par semaine. Si les entreprises remplacent des emplois comptant moins de 15 heures par semaine par des emplois à temps partiel comptant plus de 15 heures par semaine, la proportion des emplois dans cette dernière catégorie augmentera.



La figure 8 illustre les différences dans la fonction de répartition cumulative pour l'échantillon global et les provinces de l'Atlantique; la figure 9 montre les changements qui se sont produits dans un groupe d'industries à roulement élevé, qui emploient un nombre important de travailleurs à temps partiel; et la figure 10 fait état des changements dans un groupe

**FIGURE 8**

**Estimation du changement dans la fonction de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et provinces de l'Atlantique\***

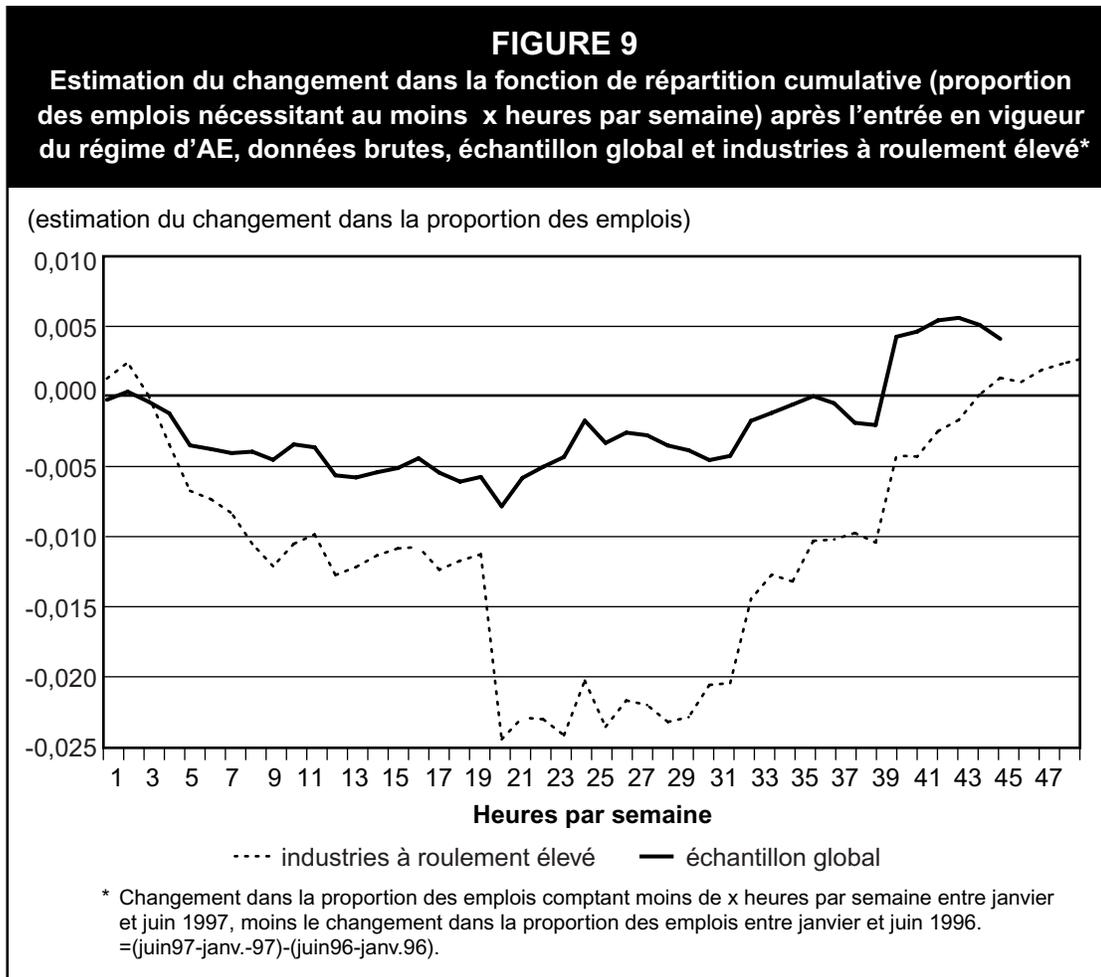


d'industries saisonnières<sup>2</sup>. Le profil des changements dans les provinces de l'Atlantique et dans les industries à roulement élevé est plus prononcé que celui de l'échantillon global, comme on pouvait s'y attendre dans ces secteurs instables et dont la dépendance envers l'AE est relativement forte.

Le profil des changements dans les industries saisonnières est un peu différent, affichant une tendance prononcée en faveur des emplois comptant plus de 40 heures par semaine. La figure 10 montre un tracé en dents de scie jusqu'à 30 heures par semaine, où il rejoint l'abscisse. Puis il suit une pente descendante assez marquée jusqu'à 40 heures par semaine, valeur à partir de laquelle il commence à remonter vers l'abscisse. Si nous comparons les valeurs à 30 heures et à 40 heures par semaine, nous constatons que le programme d'AE n'a eu aucun effet sur la proportion des emplois nécessitant moins de 30 heures par semaine, mais qu'il a réduit sensiblement la proportion des emplois nécessitant moins de 40 heures par semaine. Ce profil témoigne d'un mouvement en faveur des emplois comptant un plus

<sup>2</sup> Le groupe des industries à roulement élevé comprend l'agriculture, la construction, le commerce au détail, les services personnels de même que les services aux entreprises et services divers. Ces secteurs emploient la plus forte proportion des travailleurs à temps partiel et affichent les taux de mise à pied les plus élevés. Le groupe des industries saisonnières comprend l'agriculture, d'autres industries du secteur primaire ainsi que la construction.

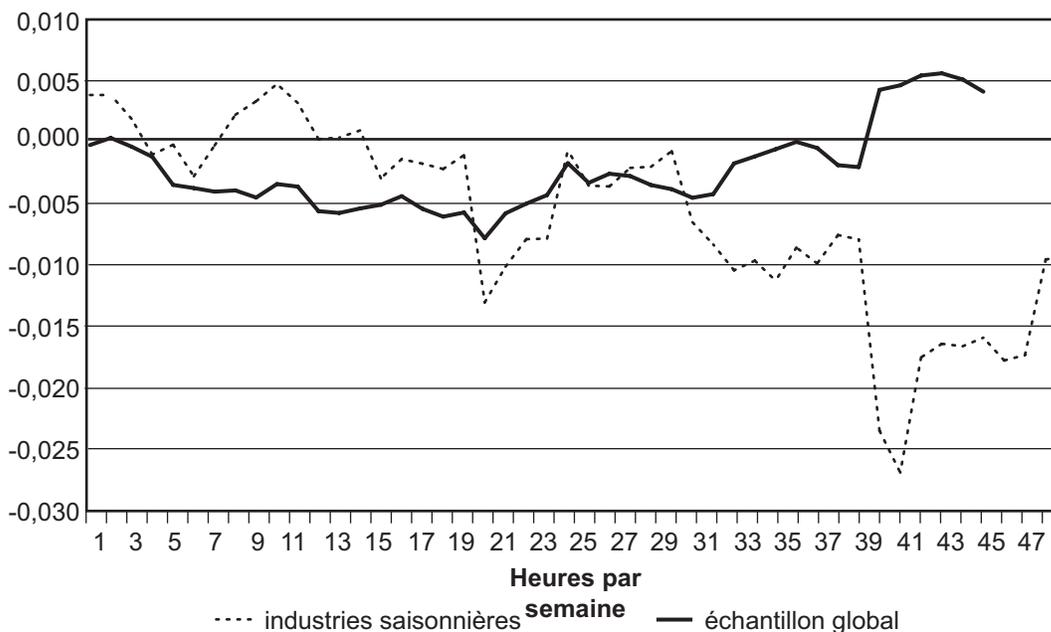
grand nombre d'heures par semaine, au détriment des emplois comptant entre 30 et 40 heures par semaine. Dans quelles proportions le nombre d'heures de travail augmente-t-il? Le tracé demeure bien en dessous de l'abscisse même à 48 heures, ce qui indique une tendance marquée en faveur des emplois comptant de très longues heures.



**FIGURE 10**

**Estimation du changement dans les fonctions de répartition cumulative (proportion des emplois nécessitant au moins x heures par semaine) après l'entrée en vigueur du régime d'AE, données brutes, échantillon global et industries saisonnières\***

(estimation du changement dans la proportion des emplois)



\* Changement dans la proportion des emplois comptant moins de x heures par semaine entre janvier et juin 1997, moins le changement dans la proportion des emplois entre janvier et juin 1996.  
=(juin97-janv.-97)-(juin96-janv.96).

## 5. Analyse formelle

Nous allons maintenant procéder à une analyse plus formelle des données, afin de déterminer s'il y a moyen d'utiliser des techniques économétriques pour établir un lien de causalité entre ces fluctuations dans le profil des horaires hebdomadaires à l'échelle de l'économie et les changements apportés au programme de l'AE. Le lecteur, que les détails techniques de la procédure formelle d'estimation n'intéressent pas, peut passer directement à la section 5.4, où l'on décrit une simulation qui illustre le point culminant de notre propos à partir des résultats économétriques.

### 5.1 Le contexte économétrique

Nous utilisons la méthode de Donald, Green et Paarsch (1995) pour estimer un modèle semi-paramétrique de la répartition des heures. Nous faisons donc appel à une fonction de hasard pour estimer l'effet d'une série de covariables sur la répartition observée des heures. La fonction de hasard est une méthode commode pour estimer des répartitions conditionnelles et elle offre divers avantages par rapport à d'autres méthodes [on trouvera une analyse de ces avantages dans Donald, Green et Paarsch (1995), ainsi que dans Green et Paarsch, (1996)]. Cette approche nous permet d'isoler les changements dans la répartition des heures qui sont attribuables à des modifications au programme de l'AE.

La fonction de hasard est utile dans ce contexte, non pas parce que c'est une façon naturelle d'examiner les données, comme dans le cas des études de durée, mais bien parce qu'elle représente une étape intermédiaire commode qui peut être utilisée pour établir des estimations des fonctions de densité et des fonctions de répartition cumulative, qui nous seront toutes deux utiles. Dans les techniques traditionnelles d'application de la méthode des hasards aux données relatives aux durées, la fonction de hasard exprime la potentialité ponctuelle qu'un événement ait lieu, étant donné sa survie jusqu'au moment « t ».

Dans l'application qui nous intéresse, la fonction de hasard,  $\lambda(h)$ , est la probabilité qu'un emploi comporte exactement h heures par semaine, pourvu qu'il nécessite au moins h heures par semaine. La fonction de densité,  $f(h)$ , soit la probabilité inconditionnelle qu'un emploi comporte x heures, peut être estimée au moyen de la relation  $f(h) = \lambda(h) * S(h)$ . La fonction de distribution cumulative,  $F(h)$ , nous intéresse également. Il s'agit de la probabilité que l'emploi comporte moins de h heures par semaine, et elle est égale à un moins la fonction de survie,  $S(h)$ . On peut obtenir  $S(h)$  à partir de la fonction de hasard, soit :

$$S(h^*) = [1 - \lambda(h=1)] \cdot [1 - \lambda(h=2)] \cdot \dots \cdot [1 - \lambda(h=h^*)].$$

Il nous faut établir les spécifications du modèle de telle sorte que le vecteur de covariance exerce un effet différent sur la fonction de hasard à différents points de la répartition. Par exemple, le fait d'être employé dans une industrie donnée pourrait accroître grandement la probabilité de travailler 10 heures par semaine ou moins, et avoir un effet relativement limité sur le fait de travailler plus de 40 heures par semaine. On obtient cette flexibilité en faisant interagir les covariables avec différents segments de la courbe de référence. Un

modèle pleinement flexible permettrait de faire interagir chaque nombre d'heures avec toutes les covariables, de sorte que chaque covariable pourrait influencer différemment la probabilité conditionnelle que l'emploi comporte chaque nombre possible d'heures de travail. Cependant, le nombre de paramètres à estimer prend rapidement des proportions énormes selon cette approche. On peut réduire le nombre de paramètres à estimer en limitant le nombre des covariables dans le modèle et en ne les faisant varier que sur certains segments de la courbe de référence, plutôt que sur chacun de ses points.

Nous estimons quatre segments de référence différents, soit 0 à 10 heures, 11 à 20 heures, 21 à 30 heures et 31 à 40 heures. Les estimations du hasard au-delà de 40 heures ne sont pas signalées ici, car étant donné la rareté des données dans ce segment, les écarts-types seraient très vastes dans les simulations dont il est question ci-dessous. Nous avons retenu au total 44 covariables, de sorte que nos estimations comprennent en tout 176 paramètres de covariance et 40 paramètres de référence.

## **5.2. Intégration des effets de l'AE**

Pour déterminer l'effet de l'assujettissement aux cotisations d'AE sur la répartition des heures, nous comparons des données concernant la période ayant précédé l'adoption du projet de loi C-12 et la période qui l'a suivi. Dans les résultats signalés ci-dessous, nous avons regroupé les données de l'EPA de juin 1996 et de juin 1997, pour pouvoir saisir les changements découlant du programme sans nous préoccuper des effets saisonniers. Ce choix permet également de tenir compte des effets de l'apprentissage et de l'adaptation graduelle aux changements.

Comme le droit aux prestations varie selon les heures de travail effectuées, on peut intégrer des mesures du droit aux prestations à la fonction de hasard au même titre qu'une covariable variant dans le temps est intégrée à une analyse de durée. Nous avons conçu un modèle permettant de saisir l'effet du programme d'AE sur le hasard des heures au moyen de deux sortes de variables. Dans le premier cas, il s'agit simplement d'une variable nominale qui dénote l'exemption de cotiser à l'AE. L'effet des cotisations est saisi grâce à cette variable nominale, qui vaut un pour les segments de la courbe de référence correspondant à moins de 15 heures par semaine en juin 1996, et zéro dans les autres cas.

La deuxième sorte de variable a pour objet de saisir les effets des changements disproportionnés dans le droit aux prestations le long de la répartition des heures. La première étape consiste tout simplement à faire la moyenne arithmétique du droit aux prestations selon divers nombres de semaines de travail par année, conformément aux données des figures 1 à 3. Les changements dans l'ampleur absolue du droit aux prestations qui sont uniformes sur toute la répartition des heures n'auraient vraisemblablement pas d'effet sur la fonction de hasard. Par exemple, une réduction du droit aux prestations sur l'ensemble de la répartition des heures n'aurait aucun effet incitatif et n'influencerait pas les choix des entreprises et des travailleurs au sujet d'horaires hebdomadaires particuliers. Ce sont plutôt les variations relatives du droit aux prestations qui pourraient influencer ces choix. Nous intégrons trois mesures de ces variations relatives. La première, la mesure ENTCH, est égale à la différence entre notre mesure sommaire du droit aux prestations selon chaque

horaire hebdomadaire et sa valeur à 35 heures par semaine. On peut considérer cette variable comme étant la mesure de la pente des horaires, comme l'illustrent les figures 1 à 3, entre le point correspondant à chaque horaire hebdomadaire et le point des 35 heures. En 1996, cette mesure est nulle pour tous les horaires d'au moins 15 heures par semaine. En 1997, elle demeure nulle à 35 heures précisément, mais revêt une valeur négative pour les horaires inférieurs à 35 heures et une valeur positive pour les horaires supérieurs à 35 heures. De plus, en 1997, sa valeur varie selon les régions, compte tenu de différents taux de chômage.

Nous intégrons une deuxième mesure des variations relatives du droit aux prestations, ENTCHP, c'est-à-dire la différence entre notre mesure sommaire à chaque point et sa valeur au pic suivant de la répartition des heures. S'il est plus facile pour les entreprises et les travailleurs de hausser légèrement le nombre d'heures hebdomadaires, plutôt que de l'augmenter dans des proportions marquées, la pente plus localisée de la fonction du droit aux prestations peut avoir un effet significatif sur le hasard des heures. Par exemple, il se peut que l'important palier à 15 heures en 1996 soit plus susceptible de provoquer un mouvement de 12 à 15 heures que de 12 à 35 heures.

Si le hasard à un point donné est influencé par la valeur relative du droit aux prestations au pic suivant, il s'ensuit que le hasard à un pic donné sera influencé par sa valeur relative au pic précédent. Par conséquent, nous intégrons une variable ENTCHM qui, aux points de la répartition des heures qui comportent des pics, correspond à la valeur relative du droit aux prestations au pic précédent, et qui est nulle aux autres points de la répartition des heures.

L'effet du barème des prestations d'AE sur la répartition des heures est isolé à partir de deux sources de variations dans les paramètres du programme. La première est la modification apportée au barème des prestations entre 1996 et 1997, comme on l'a vu plus tôt aux figures 1 à 3. La deuxième source est celle de la variation selon les régions connaissant des taux de chômage différents, en 1996 et en 1997. Comme le profil des changements dans les prestations entre 1996 et 1997 n'est pas le même dans toutes les régions en raison des taux de chômage qui diffèrent, on peut isoler l'effet du programme de l'effet des changements conjoncturels. Les résultats de l'analyse économétrique formelle présentés dans la section suivante utilisent des totalisations provenant des données de l'EPA pour juin 1996 et juin 1997. Ces totalisations indiquent la région pertinente aux fins du régime d'AE dans chaque enregistrement, ce qui nous permet d'exploiter pleinement toutes les variations transversales dans les taux de chômage régionaux. Parallèlement aux quatre mesures de l'AE et au taux de chômage régional selon l'AE, le modèle de la fonction de hasard comporte des covariables, notamment des variables nominales de la profession et de l'industrie, du niveau de scolarité, du sexe, de la situation de famille et de l'âge, de même qu'une variable nominale pour le secteur public. Le hasard a été modélisé en tant que fonction logit.

### **5.3 Résultats**

On a fait une série de tests au sujet d'hypothèses séquentielles hiérarchisées pour déterminer le modèle le plus réduit des effets de l'assurance-emploi qui est conforme aux données. Les estimations des paramètres de l'AE à partir des spécifications retenues sont signalées au tableau 3. Une série complète de coefficients estimatifs est présentée au tableau A1 de l'annexe.

**TABLEAU 3**  
**Estimation des paramètres de l'AE, modèle de la fonction de hasard**

	de 0 à 10 heures		de 11 à 20 heures		de 21 à 30 heures		de 31 à 40 heures	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
Exemption de l'AE	0,0604	0,0217	0,168	0,0856	—	—	—	—
ENTCH	—	—	—	—	-0,00722	0,0085	—	—
ENTCHP	-0,00504	0,0458	0,00877	0,022	0,0124	0,0032	-0,0134	0,0001
ENTCHM	—	—	—	—	—	—	-0,00504	0,0154
n	951687	—	875031	—	775768	—	627778	—

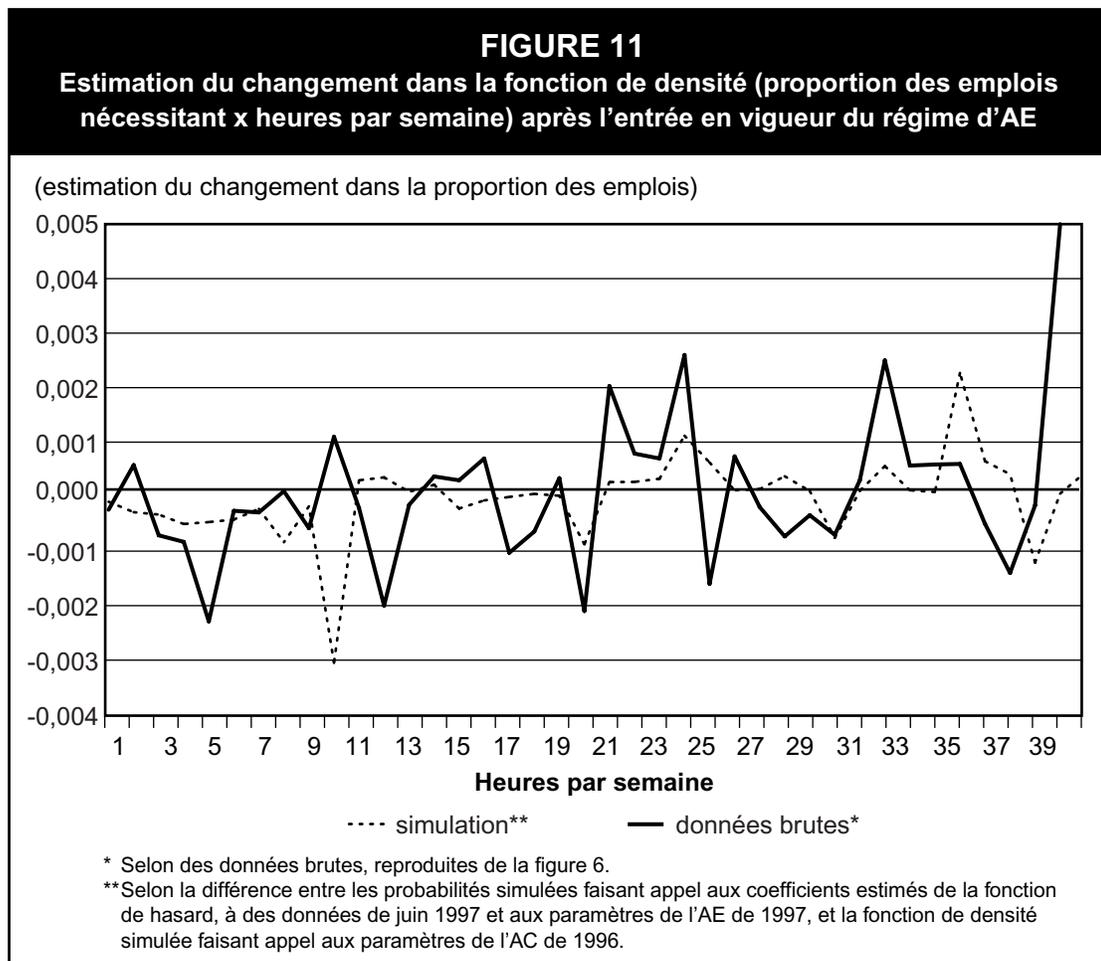
La variable nominale indiquant que les semaines de moins de 15 heures étaient exemptées des cotisations, n'entraînaient pas l'admissibilité et ne donnaient pas droit aux prestations en 1996, était statistiquement significative dans le modèle des 0 à 10 heures et dans le modèle des 11 à 20 heures. Les coefficients positifs montrent que les travailleurs étaient plus susceptibles d'accomplir des heures très réduites en vertu des anciennes règles de l'assurance-chômage qui excluaient ces horaires. La variable ENTCH était statistiquement significative dans le modèle des 21 à 30 heures, et la variable ENTCHM était statistiquement significative dans le modèle des 31 à 40 heures. Ces deux coefficients sont assortis d'un signe négatif, ce qui dénote une tendance à travailler un plus grand nombre d'heures suivant les nouvelles règles de l'AE. La variable ENTCHP, qui mesure la différence dans l'admissibilité au programme à un point donné de la répartition des heures et au pic suivant, est statistiquement significative dans les quatre modèles. Elle est assortie de signes négatifs dans les modèles des 0 à 10 heures et des 31 à 40 heures, ce qui dénote encore une fois une tendance à l'augmentation du nombre d'heures. Elle est assortie de signes positifs dans les modèles des 11 à 20 heures et des 21 à 30 heures, ce qui, à première vue, semble difficile à expliquer. Une explication plausible est que cette variable saisit l'augmentation du hasard dans ces segments à mesure que les travailleurs et les entreprises réorganisent les horaires de travail en fonction de l'imposition pour les semaines de moins de 15 heures. Même si nous avons un modèle permettant de saisir l'effet des mouvements selon la répartition des heures, qui sont attribuables à des changements dans le barème de prestations pour des horaires réduits, des mouvements semblables selon la répartition des heures, qui sont attribuables à des réactions au taux d'imposition, ne peuvent être isolés des effets de la pente.

## 5.4 Simulations

Les estimations des paramètres, produites dans le cadre de notre estimation économétrique, peuvent être utilisées pour faire des prévisions quant aux valeurs relatives à la densité des heures et à leur répartition cumulative. À cette fin, nous retenons deux scénarios. Le premier s'inspire des valeurs de l'admissibilité à l'AE et du droit aux prestations selon les règles d'AE, qui étaient réellement en vigueur en juin 1997. Le second s'inspire des mêmes valeurs de juin 1997, mais selon les anciennes règles de l'AC, pour répondre à la question hypothétique suivante : « Quelle aurait été la répartition des heures de travail en juin 1997 si les anciennes

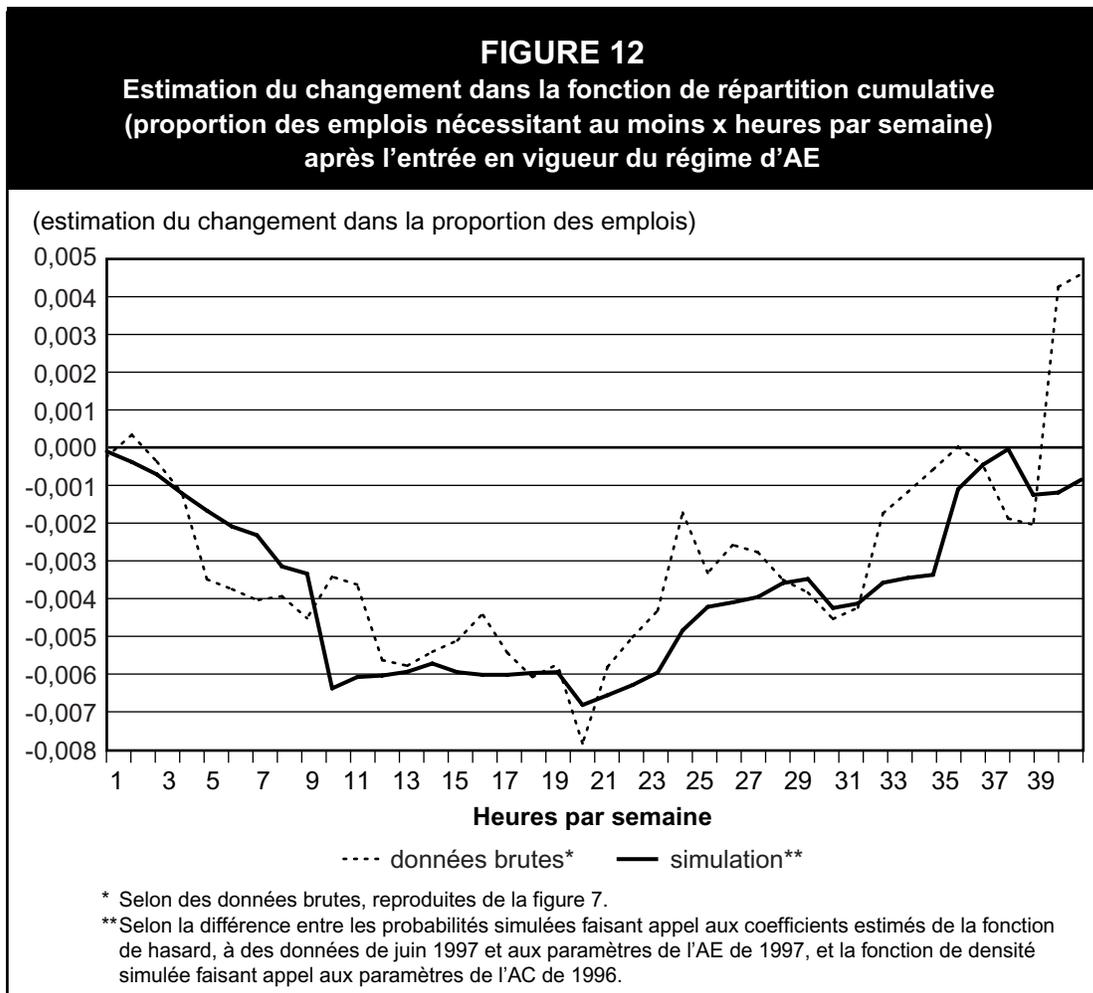
règles de l'assurance-chômage avaient encore été en vigueur? ». La différence entre les valeurs prévues selon l'un ou l'autre de ces deux scénarios nous montre comment, selon les estimations tirées de notre modèle économétrique formel, les changements apportés au programme se sont répercutés sur la répartition des heures de travail en juin 1997.

Ces différences estimées sont analogues aux différences dans les fonctions de densité et de répartition cumulative calculées à partir des données brutes qui ont été présentées aux figures 6 et 7. Dans ces tracés, nous considérons les changements qui se sont produits entre 1995 et 1996 comme notre point de référence hypothétique. Dans le présent exercice, nous utilisons les valeurs prévues dans le cadre de notre modèle comme point de référence hypothétique. Les effets estimés du programme selon les données brutes et selon l'analyse économétrique formelle sont présentés ensemble à la figure 11. Les changements simulés provenant de l'estimation économétrique n'affichent pas le même profil fluctuant que les changements estimés à partir des données brutes. Les changements simulés à partir de l'estimation économétrique témoignent d'une réduction substantielle de la densité des heures à moins de 11 heures par semaine, puis affichent un profil mixte par la suite.



Même si les variations dans la densité des heures attribuables au programme de l'AE qui ont été estimées à partir des données brutes et à partir du modèle économétrique formel semblent assez dissemblables, les changements estimés dans la fonction de répartition cumulative des heures, qui sont illustrés à la figure 12, sont étonnamment semblables. La fonction de répartition cumulative aplanit les différences localisées entre la fonction réelle et la fonction simulée de la densité. Selon les estimations produites par le modèle de hasard, pratiquement tous les changements dans la répartition cumulative des heures entre juin 1996 et juin 1997 peuvent s'expliquer par des réactions aux modifications apportées au programme de l'AE.

Selon ces estimations, les changements apportés au programme se sont traduits par une réduction d'environ 5 p. 100 de la portion des emplois qui comptent moins de 11 heures par semaine, soit à peu près un demi-point de pourcentage. La répartition cumulative des heures, selon les estimations, est demeurée pratiquement inchangée entre 11 et 20 heures, et a augmenté entre 20 et 40 heures. Ce profil est conforme à une substitution, le segment des 0 à 10 heures étant remplacé par celui des 11 à 20 heures, et les segments des 0 à 10 heures et des 11 à 20 heures étant remplacés par ceux des 20 à 30 heures et des 30 à 40 heures. Aucune substitution significative ne ressort de ces données groupées pour les horaires comptant plus de 40 heures.



## 5.5 Analyse des sous-groupes

Dans notre analyse théorique antérieure, nous avons expliqué que nous nous attendions à ce que le profil des changements dans les horaires soit différent selon les secteurs stables et les secteurs instables de l'économie. Ces prévisions, résumées au tableau 2, ont été faites à partir des indications empiriques illustrées aux figures 8, 9 et 10, qui montrent que les changements dans la répartition des heures ont été plus marqués dans les provinces de l'Atlantique ainsi que dans les industries saisonnières et celles qui se caractérisent par un roulement élevé que dans le reste de l'économie. Mais étant donné le nombre relativement limité d'observations dans ces sous-secteurs, il n'est pas possible d'estimer le modèle économétrique intégral. Nous estimons plutôt des modèles économétriques moins complexes qui nous donnent une idée des différences dans les réactions comportementales selon les secteurs.

Le tableau 4 présente certains résultats tirés d'analyses de régression logit de la probabilité qu'un emploi compte moins de 15 heures par semaine, puis entre 15 et 30 heures par semaine<sup>3</sup>. La première colonne présente les estimations des paramètres qui saisissent la différence

<b>TABLEAU 4</b>				
<b>Différence dans les coefficients logit estimés, probabilité d'heures réduites, de janvier à juin</b>				
	<b>Estimation des paramètres 1997</b>	<b>Estimation des paramètres 1996</b>	<b>Différence 1997-1996</b>	<b>Différence statistique t</b>
<b>prob h&lt;15</b>				
Variable nominale de juin	-0,25	-0,20	-0,05	-1,03
Variable nominale de juin*, Maritimes	-0,14	-0,20	0,06	0,69
Variable nominale de juin*, industries à roulement élevé	-0,09	-0,03	-0,06	-0,89
n	94209	93902	—	—
<b>prob 15&lt;=h&lt;=30</b>				
Variable nominale de juin	-0,03	-0,10	0,07	2,06
Variable nominale de juin*, maritimes	-0,11	0,05	-0,16	-2,45
Variable nominale de juin*, industries à roulement élevé	0,00	0,09	-0,09	-1,90
n	94209	93902	—	—

<sup>3</sup> Les travaux empiriques présentés dans cette sous-section s'inspirent des fichiers à grande diffusion de l'Enquête sur la population active.

dans cette probabilité entre juin et janvier 1997 selon une régression de données combinées pour ces deux mois. La première rangée correspond à une variable nominale simple de déplacement pour juin 1997 par rapport au point de référence de janvier 1997; la deuxième rangée correspond à une variable nominale de déplacement, laquelle interagit avec une variable nominale pour les provinces de l'Atlantique; et la troisième rangée, à une variable nominale de déplacement, laquelle interagit avec une variable nominale pour les industries à roulement élevé. La deuxième colonne présente des coefficients estimés de ces mêmes variables nominales d'après un échantillon regroupé janvier/juin 1996. Les différences qui ressortent de ces estimations d'une année à l'autre, et qui sont indiquées dans la troisième colonne, saisissent l'effet possible du programme. La dernière colonne présente les statistiques t de la différence entre les estimations des paramètres.

Les coefficients des variables nominales simples de déplacement montrent une réduction qui n'est pas statistiquement significative de la probabilité qu'un emploi dans une industrie relativement stable à l'extérieur des provinces de l'Atlantique compte moins de 15 heures par semaine, et une augmentation statistiquement significative de la probabilité qu'un tel emploi compte entre 15 et 30 heures de travail par semaine. Ces variations sont conformes à une tendance à l'augmentation du nombre d'heures dans ces secteurs à la suite de l'entrée en vigueur de l'assurance-emploi.

Ni la variable d'interaction des provinces de l'Atlantique, ni celle des industries caractérisées par un roulement élevé ne sont statistiquement significatives dans l'équation des horaires inférieurs à 15 heures par semaine. Nous n'avons pas de données préalables très solides pour ces estimations, de sorte qu'il n'est pas surprenant de voir qu'elles ne sont pas statistiquement significatives. Les coefficients des variables d'interaction pour les provinces de l'Atlantique et les industries à roulement élevé témoignent d'une réduction statistiquement significative dans la fréquence des emplois comportant de 15 à 30 heures par semaine à l'endroit précis où nous nous attendrions à ce que la réaction à la réduction du droit aux prestations pour les emplois à temps partiel soit la plus marquée — c'est-à-dire dans les secteurs à roulement élevé qui dépendent de l'AE.

## 6. Conclusion

L'analyse empirique présentée ici démontre que l'intégration des emplois comptant moins de 15 heures par semaine au régime de l'AE et l'adoption d'une formule de calcul reposant sur les heures ont influencé sensiblement la répartition des heures de travail. Lorsque les données brutes sont présentées de façon à isoler l'effet de la version remaniée de l'Enquête sur la population active et les effets saisonniers, une tendance claire à la réduction du nombre d'emplois comportant des horaires très réduits se dégage. Sauf dans les industries saisonnières, on a constaté une substitution en faveur des emplois qui nécessitent moins de 35 à 40 heures de travail par semaine. Dans les industries saisonnières, la plus grande partie de la tendance est en faveur des emplois comptant plus de 40 heures par semaine, au détriment des emplois comptant moins de 40. L'attribution de paramètres aux changements apportés au programme de l'AE de façon à obtenir un modèle de fonction de hasard, a donné lieu à des estimations qui attribuent pratiquement tous les changements dans la répartition des heures au premier semestre de 1997 à des réactions comportementales aux incitatifs créés par le programme de l'AE. Une analyse économétrique plus poussée nous donne des indications formelles à l'appui des constatations faites à partir des données brutes, à savoir que le profil des changements est différent selon qu'il s'agit de secteurs stables ou de secteurs instables, et ce, conformément à l'interprétation comportementale.

Ces constatations ont diverses répercussions :

- 1) Les indications selon lesquelles la proportion des emplois qui comptent moins de 15 heures par semaine diminue laissent penser que la suppression de la distinction entre les semaines de plus de 15 heures et les semaines de moins de 15 heures a éliminé une distorsion significative dans les décisions de certains employeurs au sujet des heures de travail.
- 2) Lorsque ce sont les travailleurs qui rajustent leurs horaires de travail, ils atténuent une partie des effets négatifs que la réduction de l'admissibilité au programme et aux prestations comporterait autrement.
- 3) La tendance à adopter des horaires très longs dans les industries saisonnières s'explique peut-être par la réduction des mesures de partage des emplois qui, dans le passé, avaient été conçues par les travailleurs et les entreprises de ces industries pour qu'un grand nombre de personnes soient admissibles aux prestations d'assurance-chômage.
- 4) Les indications voulant que la proportion des emplois comptant entre 15 et 30 heures par semaine dans les secteurs instables diminue par rapport aux emplois comptant un plus grand nombre d'heures témoignent de l'apparition d'une nouvelle distorsion dans certaines décisions relatives aux horaires de travail. En effet, en vertu de l'ancien système fondé sur les semaines, les taux de prestations dépendaient de la rémunération, mais l'admissibilité et le droit aux prestations ne dépendaient pas des heures de travail.

accomplies dans la semaine, du moment qu'au moins 15 heures étaient signalées. Selon le nouveau système fondé sur les heures, une semaine de travail à temps partiel n'est pas assurée aussi pleinement qu'une semaine de travail à temps plein. Il conviendrait que les chercheurs et les analystes des politiques publiques tiennent compte des répercussions de cette nouvelle distorsion lorsqu'ils examinent les répercussions socio-économiques plus vastes des décisions relatives aux heures de travail.

## ***Bibliographie***

DONALD, S.G., D.A. GREEN et H.J. PAARSCH. « Differences in Earnings and Wage Distributions Between Canada and the United States: An Application of a Semi-Parametric Estimator of Distribution Functions With Covariates », Université de la Colombie-Britannique, Département d'économique, *document de travail n° 95-34*, 1995.

GREEN, David A., et Harry J. PAARSCH. « The Effect of the Minimum Wage on the Distribution of Teenage Wages », Université de la Colombie-Britannique, Département d'économique, *document de travail n° 97-02*, 1996.

SUNTER, Deborah, Mark KINACK, Ernest AKYEAMPONG et Dan CHARRETTE. *L'Enquête sur la population active : élaboration d'un nouveau questionnaire pour 1997*, Statistique Canada, Division des enquêtes sur les ménages, 1996.



**TABLEAU A1**  
Estimations du modèle de hasard

	de 0 à 10 heures		de 11 à 0 heures		de 21 à 30 heures		de 31 à 40 heures	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
coord. d'interception	-5,645	0,0001	-5,8081	0,0001	-5,6765	0,0001	-7,371	0,0001
Secteur primaire	-0,4857	0,0032	-0,7646	0,0001	-0,7274	0,0001	0,1121	0,1466
ind. manif., biens non durables	-0,5062	0,0001	-0,6999	0,0001	-0,6798	0,0001	0,5182	0,0001
ind. manif., biens durables	-0,903	0,0001	-1,1726	0,0001	-1,1892	0,0001	0,4218	0,0001
construc.	-0,1082	0,4088	-0,2486	0,04	-0,0842	0,4847	0,2785	0,0001
transport	-0,5069	0,0001	-0,5022	0,0001	-0,2882	0,0085	0,629	0,0001
commerce en gros	-0,6153	0,0001	-0,8376	0,0001	-0,9498	0,0001	0,3613	0,0001
commerce en détail	-0,1611	0,1466	0,2845	0,004	0,3964	0,0001	0,7539	0,0001
fin., ass.et immobilier	-0,4045	0,001	-0,4198	0,0001	-0,1349	0,2122	0,9966	0,0001
services commerciaux	0,0922	0,4133	0,1382	0,1719	0,2734	0,0081	1,091	0,0001
services personnels	-0,2713	0,0133	0,1705	0,0838	0,3217	0,0016	0,7161	0,0001
services aux entreprises	-0,0364	0,7462	-0,1443	0,1618	-0,1074	0,3118	0,7125	0,0001
adm. pub.	-0,301	0,0158	-0,3956	0,0005	-0,2106	0,0591	1,0462	0,0001
âge	-0,024	0,0001	-0,023	0,0001	-0,0103	0,0001	0,000821	0,1674
mariés	-0,2509	0,0001	-0,2151	0,0001	-0,039	0,0809	-0,0678	0,0001
femmes	0,38	0,0001	0,551	0,0001	0,7698	0,0001	0,6341	0,0001
secondaire	-0,6504	0,0001	-0,4794	0,0001	-0,098	0,0015	0,1772	0,0001
secondaire partiel	-0,4376	0,0001	-0,324	0,0001	-0,0212	0,5696	0,1214	0,0001
diplôme postsec.	-0,5652	0,0001	-0,4903	0,0001	-0,136	0,0001	0,1465	0,0001

**TABLEAU A1 (suite)**  
Estimations du modèle de hasard

	de 0 à 10 heures		de 11 à 0 heures		de 21 à 30 heures		de 31 à 40 heures	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
bacc.	-0,5937	0,0001	-0,533	0,0001	-0,2053	0,0001	-0,0494	0,0357
sciences naturelles	-0,034	0,7645	-0,2571	0,0398	0,2836	0,0011	0,5759	0,0001
sciences sociales	0,3555	0,0003	0,6158	0,0001	0,5341	0,0001	0,3283	0,0001
religion	0,1843	0,4782	0,5162	0,0161	0,0628	0,7814	-1,3798	0,0001
enseignement	0,5413	0,0001	0,65	0,0001	0,746	0,0001	-0,6054	0,0001
médecine	0,4041	0,0001	1,0112	0,0001	1,1142	0,0001	0,5014	0,0001
arts	1,5436	0,0001	0,9635	0,0001	0,7746	0,0001	0,3443	0,0001
travail de bureau	0,7345	0,0001	1,111	0,0001	0,9045	0,0001	0,8821	0,0001
ventes	0,7752	0,0001	1,1585	0,0001	0,9997	0,0001	0,5137	0,0001
services	1,0192	0,0001	1,184	0,0001	1,1195	0,0001	0,4559	0,0001
agriculture	0,7216	0,0001	0,824	0,0001	0,7162	0,0001	0,1856	0,0015
exploitation forestière	-0,0955	0,7438	0,193	0,4937	0,7433	0,0004	0,5494	0,0001
exploitation minière	-0,2954	0,3499	0,2153	0,4415	0,3317	0,1774	0,4233	0,0001
transformation	0,2314	0,0461	0,5445	0,0001	0,6333	0,0001	0,3891	0,0001
usinage	-0,0153	0,9313	0,0218	0,9063	0,152	0,339	0,4764	0,0001
fabrication	-0,1557	0,1053	0,1858	0,0224	0,043	0,5679	0,4931	0,0001
construc.	-0,2336	0,059	0,2006	0,0639	0,2388	0,012	0,4841	0,0001
exploitation transports	0,6043	0,0001	1,1262	0,0001	0,7733	0,0001	-0,1625	0,0001
manutention	0,6444	0,0001	1,1641	0,0001	1,1253	0,0001	0,5946	0,0001
autres ouvriers qualifiés	0,4235	0,0093	0,9038	0,0001	0,6705	0,0001	0,6273	0,0001
secteur public	-0,1499	0,0016	-0,2484	0,0001	-0,2348	0,0001	0,2477	0,0001
base=2	1,1311	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=3	1,2903	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=4	1,7397	0,0001	—	—	—	—	—	—

**TABLEAU A1 (suite)**  
Estimations du modèle de hasard

	de 0 à 10 heures		de 11 à 0 heures		de 21 à 30 heures		de 31 à 40 heures	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
base=5	1,9236	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=6	1,8481	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=7	1,2368	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=8	2,6145	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=9	0,8778	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=10	2,7179	0,0001	—	—	—	—	—	—
base=12	—	—	1,9161	0,0001	—	—	—	—
base=13	—	—	0,2702	0,0097	—	—	—	—
base=14	—	—	1,0014	0,0001	—	—	—	—
base=15	—	—	2,5336	0,0001	—	—	—	—
base=16	—	—	2,1838	0,0001	—	—	—	—
base=17	—	—	0,4411	0,0001	—	—	—	—
base=18	—	—	1,43	0,0001	—	—	—	—
base=19	—	—	0,3316	0,0022	—	—	—	—
base=20	—	—	3,2111	0,0001	—	—	—	—
base=22	—	—	—	—	0,00566	0,9304	—	—
base=23	—	—	—	—	0,0528	0,4107	—	—
base=24	—	—	—	—	1,3308	0,0001	—	—
base=25	—	—	—	—	1,3561	0,0001	—	—
base=26	—	—	—	—	-0,3421	0,0001	—	—
base=27	—	—	—	—	-0,2347	0,001	—	—
base=28	—	—	—	—	0,7325	0,0001	—	—
base=29	—	—	—	—	-0,5943	0,0001	—	—
base=30	—	—	—	—	2,3676	0,0001	—	—
base=32	—	—	—	—	—	—	2,066	0,0001
base=33	—	—	—	—	—	—	0,6625	0,0001
base=34	—	—	—	—	—	—	0,5744	0,0001
base=35	—	—	—	—	—	—	3,2099	0,0001
base=36	—	—	—	—	—	—	2,0987	0,0001
base=37	—	—	—	—	—	—	1,8549	0,0001
base=38	—	—	—	—	—	—	3,591	0,0001
base=39	—	—	—	—	—	—	1,3459	0,0001
base=40	—	—	—	—	—	—	6,2504	0,0001

**TABLEAU A1 (suite)**  
Estimations du modèle de hasard

	de 0 à 10 heures		de 11 à 0 heures		de 21 à 30 heures		de 31 à 40 heures	
	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p	coefficient	valeur p
taux de chômage	-0,0302	0,0001	-0,0195	0,0001	-0,00892	0,0015	0,0121	0,0001
exemption de l'AE	0,0604	0,0217	0,168	0,0856	—	—	—	—
ENTCH	—	—	—	—	-0,00722	0,0085	—	—
ENTCHP	-0,00504	0,0458	0,00877	0,022	0,0124	0,0032	-0,0134	0,0001
ENTCHM	—	—	—	—	—	—	-0,00504	0,0154
exemption de l'AE	0,0604	0,0217	0,168	0,0856	—	—	—	—
ENTCH	—	—	—	—	-0,00722	0,0085	—	—
ENTCHP	-0,00504	0,0458	0,00877	0,022	0,0124	0,0032	-0,0134	0,0001
ENTCHM	—	—	—	—	—	—	-0,00504	0,0154