# *Durées du chômage et des prestations*

***Rapport final***

**Préparé pour :**

***Développement des ressources humaines Canada***

***Mai 1998***

**Rédigé par :**

***Stephen R. G. Jones***
***Département d'économique***
***Université McMaster***

SP-AH050F-05-98
(also available in english)

# *Remerciements*

J'aimerais remercier Développement des ressources humaines Canada pour avoir fourni les données. J'aimerais remercier également Tom Crossley pour l'aide remarquable qu'il a apportée dans le cadre de la recherche.

Les opinions exprimées dans cette étude représentent le point de vue de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement la position de DRHC.

# *Préface*

*Dans le cadre de sa politique et de ses programmes, Développement des ressourches 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 la raison d'être du 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 processus, le Ministère a commandé cinq études afin d'évaluer la façon dont les Canadiens se sont adaptés à la réforme de l'assurance-chômage de 1994. Ces études ont été effectuées par des spécialistes du milieu universitaire. Chaque étude porte sur l'analyse d'un sujet précis.*

**Bob Wilson**
**Directeur général**
**Évaluation et exploitation des données**

**Ging Wong**
**Directeur**
**Évaluation stratégique et suivi du rendement**

# *Table des matières*

**Sommaire** ..... **i**

**1. Introduction** ..... **1**

**2. Modifications découlant du Projet de loi C-17 et Enquêtes par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC)** ..... **3**

**3. Résultats : Périodes de chômage** ..... **7**
Fonctions de survie empirique ..... 8
Modèles de vraisemblance partielle de Cox ..... 10
Modèle de régression exponentielle et modèle des durées de Weibull ..... 13

**4. Résultats : durée des prestations d'assurance-chômage** ..... **35**
Modèles de vraisemblance partielle de Cox ..... 36
Modèle de régression exponentielle et modèle des durées de Weibull ..... 37

**5. Autres résultats : modèles mixtes de chômage et réception de prestations** ..... **45**
Modèles mixtes de chômage et de réception de prestations ..... 46
Modèle PGM des durées de chômage ..... 53

**6. Résumé et conclusions** ..... **63**

**Annexe** ..... **65**

**Bibliographie** ..... **75**

**Liste des tableaux**

Tableau 1 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon complet ..... 16

Tableau 2 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Divers échantillons ..... 17

Tableau 3 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon DV/CON ..... 18

Tableau 4 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon et sous-échantillons DV/CON ..... 19

Tableau 5 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon MT/AUT ..... 20

Tableau 6 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon et sous-échantillons MT/AUT ..... 21

Tableau 7 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel, Échantillon complet ..... 22

Tableau 8 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel, Divers échantillons ..... 23

Tableau 9 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel, Échantillon DV/CON ..... 24

Tableau 10 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel, Échantillon et sous-échantillons DV/CON ..... 25

Tableau 11 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel, Échantillon MT/AUT ..... 26

Tableau 12 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel, Échantillon et sous-échantillons MT/AUT ..... 27

Tableau 13 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull, Échantillon complet ..... 28

Tableau 14 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull, Divers échantillons ..... 29

Tableau 15 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull, Échantillon DV/CON ..... 30

Tableau 16 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull, Échantillon et sous-échantillons DV/CON ..... 31

Tableau 17 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull, Échantillon MT/AUT ..... 32

Tableau 18 Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull, Échantillon et sous-échantillons MT/AUT ..... 33

Tableau 19 Déterminants des périodes de prestations d'a.-c. fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon complet ..... 39

Tableau 20 Déterminants des périodes de prestations d'a.-c. fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon complet ..... 40

Tableau 21 Déterminants des périodes de prestations d'a.-c. fondés sur le modèle de durée exponentiel, Échantillon complet ..... 41

Tableau 22 Déterminants des périodes de prestations d'a.-c. fondés sur le modèle de durée exponentiel, Échantillon complet et sous-échantillons ..... 42

Tableau 23 Modèle de Weibull des déterminants des périodes de prestations d'a.-c., Échantillon complet ..... 43

Tableau 24 Modèle de Weibull des déterminants des périodes de prestations d'a.-c., Échantillon complet et sous-échantillons ..... 44

Tableau 25 Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage, Échantillon complet ..... 47

Tableau 26 Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage, Échantillon complet et sous-échantillons ..... 48

Tableau 27 Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage, Échantillon DV/CON ..... 49

Tableau 28 Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage, Échantillon et sous-échantillons DV/CON ..... 50

Tableau 29 Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage, Échantillon MT/AUT ..... 51

Tableau 30 Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage, Échantillon et sous-échantillons MT/AUT ..... 52

Tableau 31 Modèle de durée de Cox des déterminants de la durée du chômage : Analyse des effets de l'épuisement des prestations, Échantillon complet ..... 55

Tableau 32 Modèle de durée de Cox des déterminants de la durée du chômage : Analyse des effets de l'épuisement des prestations, Échantillon complet et sous-échantillons ..... 56

Tableau 33 Modèle de durée de Cox des déterminants de la durée du chômage : Analyse des effets de l'épuisement des prestations, Échantillon MT/AUT ..... 57

Tableau 34 Modèle de durée de Cox des déterminants de la durée du chômage : Analyse des effets de l'épuisement des prestations, Échantillon et sous-échantillons MT/AUT ..... 58

Tableau 35 Modèle semiparamétrique de risques de Prentice-Gloecker-Meyer des déterminants de la durée du chômage, Échantillon complet ..... 59

Tableau 36 Modèle semiparamétrique de risques de Prentice-Gloecker-Meyer des déterminants de la durée du chômage, Échantillon DV/CON ..... 60

Tableau 37 Modèle semiparamétrique de risques de Prentice-Gloecker-Meyer des déterminants de la durée du chômage, Échantillon MT/AUT ..... 61

**Liste des figures**

Figure 1 Fonctions de survie empiriques de l'EPCC93 et l'EPCC95, Échantillon global ..... 8

Figure 2 Fonctions de survie empiriques pour l'EPCC93 et l'EPCC95, Échantillon DV/CON ..... 9

Figure 3 Fonctions de survie empiriques pour l'EPCC93 et l'EPCC95, Échantillon MT/AUT ..... 9

**Annexe**

Tableau A1 Définitions des variables utilisées dans l'analyse..... 67

Tableau A2 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon complet non-pondéré ..... 68

Tableau A3 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Divers échantillons non-pondérés ..... 69

Tableau A4 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon DV/CON non-pondéré..... 70

Tableau A5 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon et sous-échantillons DV/CON non-pondérés ..... 71

Tableau A6 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon MT/AUT non-pondéré ..... 72

Tableau A7 Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox, Échantillon et sous-échantillons MT/AUT non-pondérés ..... 73

# *Sommaire*

## Contexte

Le présent rapport résume les résultats d'une recherche sur les effets du Projet de loi C-17, texte législatif qui a apporté en 1994 un certain nombre de modifications au Régime d'assurance-chômage (a.-c.) du Canada. Ce projet de loi a principalement eu pour effet :

- de ramener de 57 p. 100 à 55 p. 100 de la rémunération assurable le taux de remplacement des prestations d'a.-c.;

- de créer une catégorie de bénéficiaires à faible revenu avec personnes à charge admissibles à un taux supérieur de remplacement de 60 p. 100;

- de remanier en profondeur les normes d'admissibilité à respecter pour avoir droit aux prestations d'a.-c., rendant ainsi plus difficile l'obtention du droit aux prestations;

- de modifier la formule servant à calculer la période d'admissibilité à l'A.-c. à partir du nombre de semaines de travail, ce qui a entraîné une réduction de la durée d'une période type d'admissibilité à l'A.-c. associée à une période donnée d'emploi assurable.

Bien que les modifications précitées ont par la suite été supplantées par la réforme plus étendue qui a mis en place le Régime d'assurance-emploi en 1996, on reste intéressé à comprendre les effets propres du Projet de loi C-17; ainsi qu'à mettre à profit les leçons d'ordre plus général qu'il est possible de tirer de ce changement de politique.

## Méthodologie

La méthodologie retenue aux fins de la présente étude consiste à examiner les cas de personnes dont l'emploi a pris fin avant et après la prise d'effet des modifications découlant du Projet de loi C-17, de façon à cerner par déduction, en tenant compte d'autres facteurs qui peuvent varier selon les échantillons, l'effet " quasi expérimental " des modifications en question. Cette méthodologie, à laquelle on a reconnu ces dernières années un attrait considérable sur le plan analytique, a pour avantage d'être moins dépendante d'une structure de modélisation hypothétique que les méthodes d'estimation structurelles traditionnelles. En outre, les modifications nettement définies découlant du Projet de loi C-17 déterminent des variations des paramètres du régime qui peuvent raisonnablement être considérées comme exogènes à l'individu, par

opposition par exemple à l'analyse de séries chronologiques de données sur l'A.-c., dans laquelle les variables du régime telles que les taux de prestations et le droit aux prestations sont fonction dans une large mesure d'effets propres à l'individu, soit par exemple les antécédents de travail. Pour mener à bien une telle évaluation, nous avons utilisé dans le cadre de cette étude deux vagues de l'Enquête par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC) qui a été réalisée chez des personnes dont la cessation d'emploi s'était produite au cours de périodes déterminées en 1993 et 1995. Ces deux vagues sont appelées respectivement EPCC93 et EPCC95. Au total, on comptait deux cohortes par vague, et les périodes d'inclusion dans l'échantillon étaient similaires en 1993 et en 1995. Aux fins de la présente étude, nous mettons l'accent sur la deuxième cohorte de l'EPCC93 et la deuxième cohorte de l'EPCC95. Les deux échantillons encadrent les modifications découlant du Projet de loi C-17 et présentent des caractéristiques saisonnières presque identiques. Nous présentons à la fois des analyses non conditionnelles des effets quasi expérimentaux et des analyses conditionnelles, ces dernières faisant appel à des méthodes d'analyse économétrique de durée qui visent à expliquer les déterminants de la durée d'une période de chômage ou d'une période de réception de prestations d'assurance-chômage.

## Faits saillants

En nous fondant sur les résultats tirés de l'analyse, nous constatons premièrement que les modifications découlant du Projet de loi C-17 ont été suffisamment importantes pour que l'on puisse raisonnablement s'attendre à ce qu'elles fassent ressortir, dans ces données, un effet d'ordre comportemental. Le pourcentage de cessation d'emploi touchant des personnes ayant droit à l'A.-c., tel que mesuré à la date de cessation d'emploi indiquée dans les dossiers administratifs, a reculé de 67 p. 100 pour l'EPCC93 à 57 p. 100 pour l'EPCC95. Qui plus est, chez les personnes ayant droit aux prestations, la durée moyenne de l'admissibilité à l'A.-c. est passée de près de 45 semaines dans le cas de l'EPCC93 à 36 semaines dans le cas de l'EPCC95.

Deuxièmement, ces modifications, conjuguées aux divers changements observés dans les taux de remplacement, ont produit un effet marqué sur les durées du chômage. Dans les analyses non conditionnelles, le rythme auquel les personnes incluses dans l'échantillon de l'EPCC93 ont trouvé un emploi est toujours plus lent que chez les personnes de l'échantillon de l'EPCC95. Les durées médianes du chômage, par exemple, sont de 34 semaines pour l'EPCC93 et de 15 semaines pour l'EPCC95. Dans les analyses conditionnelles, pour une grande variété de modèles de durée et une vaste

gamme de déterminants de rechange des durées, l'effet attribuable au Projet de loi C-17 est toujours assez prononcé et important. Lorsqu'on ajoute les taux de chômage locaux pour tenir compte des variations des conditions macro-économiques, et lorsqu'on ajoute d'autres déterminants démographiques de durée, l'effet est sensiblement moins prononcé, les durées médianes conditionnelles s'établissant à 39 et 36 semaines respectivement, sans que disparaisse toutefois l'effet quasi expérimental du Projet de loi C-17.

Troisièmement, nous avons constaté que les effets des modifications restent marqués avec divers modèles de rechange, y compris une analyse des déterminants conjoints des durées des périodes de prestations d'a.-c. et des périodes de chômage ainsi qu'une étude des effets d'épuisement des prestations d'a.-c. aux environs de la période pendant laquelle l'admissibilité du bénéficiaire de prestations d'a.-c. devait prendre fin. Si certaines variations ont été relevées entre les provinces en ce qui a trait aux effets estimatés, les tendances ne sont jamais prononcées, et la seule variable démographique d'importance est le sexe, les durées des périodes de chômage étant uniformément plus courtes chez les hommes.

En général, la principale conclusion reste que les modifications législatives découlant du Projet de loi C-17 ont eu une incidence marquée sur les durées du chômage et sur la longueur des périodes de prestations d'a.-c. Compte tenu de la faible ampleur des modifications dont a fait l'objet le taux de remplacement et de l'impossibilité de mettre au jour des effets importants du taux de remplacement dans la plupart des recherches canadiennes antérieures, nous serions naturellement amenés à penser que les changements importants au regard de l'admissibilité et du droit aux prestations découlant du Projet de loi C-17 ont joué un rôle décisif eu égard à ces résultats. Étant donné qu'un élément (parmi de nombreux autres) des réformes plus poussées de l'Assurance-emploi a été la réduction de 50 à 45 semaines de la période maximale d'admissibilité, la présente étude tend à montrer qu'il faut s'attendre à ce qu'un tel changement produise un effet marqué.

# 1. Introduction

L'objectif général de la recherche présentée dans ce rapport consiste à étudier le rôle de l'Assurance-chômage (A.-c.) et son influence sur les durées du chômage ou des périodes de prestations d'a.-c. Au nombre des raisons pour lesquelles ce sujet suscite de l'intérêt figurent naturellement les effets de l'A.-c. et des modifications apportées à la Loi et au Règlement sur l'a.-c. sur le taux global de chômage de même que sur la fréquence du chômage dans divers groupes démographiques et diverses régions. Dans une perspective micro-économique, un enjeu clé est lié au degré de risque moral en tant que sous-produit de la fonction d'assurance du régime d'a.-c., compte tenu de la possibilité que des modifications des paramètres du régime débouchent sur des changements dans les durées du chômage. Un tel compromis entre les distorsions possibles du comportement de recherche et le strict rôle d'assurance du régime d'a.-c. se trouve au coeur de l'analyse du niveau optimal de l'A.-c.[1] Toutefois, il faut souligner au départ qu'une étude de ce genre constitue une analyse du comportement conjoint des travailleurs et des entreprises en réponse aux paramètres des politiques[2], étant donné que les résultats au regard de l'équilibre concernent naturellement les deux axes du marché du travail et que nous ne croyons pas qu'il soit possible de distinguer les paramètres comportementaux des travailleurs de ceux des entreprises.

La présente recherche porte plus particulièrement sur un ensemble de modifications apportées à la législation sur l'A.-c., soit celles qui découlent du Projet de loi C-17. Elle vise à étudier ses effets sur les durées du chômage et des prestations d'a.-c. À cette fin, nous utiliserons deux nouveaux ensembles de données combinant des données tirées d'enquêtes et des données administratives. Ces ensembles de données ont été spécialement conçus pour mettre en évidence les modifications législatives précitées et permettre de comprendre les effets de l'A.-c. L'approche retenue répond donc directement à la préoccupation maintes fois exprimée selon laquelle les variations exogènes des paramètres du régime d'a.-c. sont peu prononcées, les taux de prestations aussi bien que l'admissibilité étant surtout fonction des expériences passées sur le marché du travail. Ces expériences ont probablement aussi un effet sur les perspectives futures d'emploi, que ce soit directement (par exemple en raison des avantages que procurent les expériences d'emploi antérieures) ou indirectement en tant qu'indicateurs des qualités non observées auxquelles un

---

1 Voir les travaux antérieurs de Baily (1978), par exemple, et ceux plus récents de Hansen et Imrohoroglu (1992) ainsi que de Hopenhayn et Nicolini (1997). Gruber (1997, p. 201-203) entreprend une application empirique du cadre de Baily.

2 Albrecht et Axell (1984) fournissent un exemple d'une analyse d'équilibre qui tient compte du comportement du travailleur et de l'entreprise dans un contexte général de recherche d'équilibre.

employeur pourrait attacher de la valeur; ces effets s'exerçant indépendamment des dispositions relatives à l'A.-c., on croit donc qu'il serait difficile de distinguer les effets directs des paramètres du régime d'a.-c. des divers effets du comportement antérieur sur le marché du travail (voir par exemple Welch, 1977, et Meyer, 1992).

Au moment de mettre en oeuvre cette approche de rechange aujourd'hui connue sous le nom de méthode quasi expérimentale d'évaluation de programme, il conviendra toutefois de faire observer que l'approche pourrait ne pas refléter avec exactitude celle d'une expérience assortie d'une affectation aléatoire aux traitements. En conséquence, il sera important dans le cadre de l'analyse de chercher à savoir si un rôle doit être attribué à d'autres variables explicatives ainsi que d'étudier le strict effet quasi expérimental. Néanmoins, dans la mesure où se présentent dans les ensembles de données des variations engendrées par des modifications législatives exogènes, on peut espérer que les résultats sont plus solides et moins assujettis aux particularités de la procédure d'estimation que bon nombre des résultats relevés dans les études canadiennes sur l'A.-c. (voir par exemple Corak, 1994, au sujet d'une enquête).[3]

Le présent rapport est structuré comme suit. À la partie 2 sont résumées les modifications législatives pertinentes et sont décrites les enquêtes qui seront utilisées. Vient ensuite la présentation des résultats. La partie 3 traite de la nature des périodes de chômage sur lesquelles portent les données, que ce soit avant ou après la prise d'effet des dispositions du Projet de loi C-17. Y seront exposées des estimations relatives à diverses spécifications de rechange visant à mettre au jour l'effet global de ces dispositions, en tenant compte d'autres différences possibles entre les deux années à l'égard desquelles les données ont été recueillies. La partie 4 fait état de résultats analogues concernant les durées des périodes de prestations d'a.-c. uniquement, et elle présente un examen comparable de l'effet quasi expérimental immédiat aussi bien que des conséquences d'une prise en compte d'autres déterminants observables de la durée. Combinant ces deux éléments, la partie 5 présente des estimations relatives à un certain nombre de spécifications débouchant sur une modélisation conjointe de la durée des prestations d'a.-c. et de la longueur des périodes de chômage, l'accent étant mis sur les effets d'épuisement des prestations d'a.-c. Cette partie présente également des précisions au sujet de certaines stratégies de modélisation de rechange qui font office de contrôles supplémentaires de la robustesse des résultats antérieurs concernant les périodes de chômage. La partie 6 résume les constatations et tire des conclusions.

---

[3] Au nombre des autres travaux qui ont été réalisés au Canada et qui visent à mettre à contribution les modifications apportées à la Loi et au Règlement sur l'a.-c. suivant une méthode quasi expérimentale, il faut mentionner ceux de Green et Riddell (1997) et de Jones (1994).

# 2. Modifications découlant du Projet de loi C-17 et Enquêtes par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC)

Les données utilisées dans la présente étude sont tirées de deux enquêtes spéciales menées auprès de personnes qui ont connu une cessation d'emploi au cours de périodes déterminées. Ces enquêtes se fondent sur un échantillon aléatoire de 10 p. 100 de personnes munies d'un relevé d'emploi (RE), formulaire qui est remis chaque fois que se produit une cessation d'emploi. Les résultats de ces enquêtes sont comparés aux données administratives de l'A.-c. et aux dossiers connexes. Considérées dans leur ensemble, ces données sont désignées sous le nom d'Enquêtes par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC). Pour comprendre leur structure, il faut connaître l'histoire de l'A.-c. au Canada au cours des années 1990, car ces enquêtes ont été menées essentiellement afin d'évaluer les modifications apportées au régime.

***... ces données sont désignées sous le nom d'Enquêtes par panel auprès des chômeurs canadiens (EPCC) ... ces enquêtes ont été menées essentiellement afin d'évaluer les modifications apportées au régime.***

Dans les années 1990, avant la récente instauration du régime d'assurance-emploi (a.-e.), le régime d'a.-c. canadien a fait l'objet de deux refontes législatives d'importance. Il s'agissait du Projet de loi C-113, en 1993, et du Projet de loi C-17 en 1994. Les premières modifications ont eu pour effet de ramener le taux de remplacement de l'a.-c. de 60 p. 100 à 57 p. 100 du maximum de la rémunération assurable et de resserrer considérablement les dispositions de l'exclusion dans les cas de cessation d'emploi injustifiée (le plus souvent des départs volontaires, mais englobant aussi les congédiements pour motif déterminé). Prenant effet en avril 1993, ces modifications tombaient entre les deux périodes de six semaines retenues pour la sélection des échantillons de l'EPCC93, de sorte que cette dernière présentait naturellement une structure " avant " et " après ". Les six semaines correspondant exactement à la période de prise d'effet des modifications ont toutefois été exclues de l'échantillon de l'EPCC93, pour pallier aux préoccupations visant une présentation stratégique des demandes.[4] Plusieurs études antérieures sur les effets du Projet de loi C-113 ont été réalisées au moyen de l'ensemble de

***Dans les années 1990, le régime d'a.-c. canadien a fait l'objet de deux refontes législatives d'importance ... il s'agissait du Projet de loi C-113, en 1993, et du Projet de loi C-17 en 1994.***

[4] L'idée maîtresse est qu'une personne qui prévoit une longue période de chômage pourrait avoir joué un rôle dans la détermination de la date précise de la cessation d'emploi en faisant en sorte que sa demande soit présentée avant la date de prise d'effet des modifications (étant donné que ces dernières ont entraîné une réduction des prestations), tandis qu'un comportement de ce genre pourrait ne présenter aucun avantage pour les personnes qui s'attendent à une période de chômage plus courte. Jones (1994) fournit certains résultats d'analyse qui permettent de penser que la période de six semaines entourant les modifications est probablement plus que suffisante pour empêcher que les résultats de l'EPCC93 soient faussés par ce problème.

données de l'EPCC93 (voir par exemple Crémieux, Fortin, Storer et Van Audenrode, 1995; Crossley et Kuhn, 1995; Browning, Jones et Kuhn, 1995; Browning, 1995; et Wong, 1995).

Le Projet de loi C-17 était susceptible d'entraîner des changements plus importants que les remaniements précédents. Le principal taux de remplacement était encore plus réduit, passant de 57 p. 100 à 55 p. 100 de la rémunération assurable, quoiqu'on ajoutait une disposition établissant un taux de 60 p. 100 pour les bénéficiaires de l'A.-c. à faible revenu (moins de 390 $ par semaine) ayant des personnes à charge. En outre, la norme d'admissibilité aux prestations d'a.-c. était haussée de 10 à 12 semaines dans les régions où le taux de chômage est le plus élevé, et on modifiait la formule servant à calculer à partir du nombre de semaines de travail le nombre de semaines de prestations d'a.-c. En outre, on apportait certaines modifications aux taux des cotisations d'a.-c. de même qu'aux dispositions du Projet de loi C-113 qui portaient sur l'exclusion. L'entrée en vigueur de ces dispositions s'est faite en deux temps, les exigences relatives à l'admissibilité prenant effet en avril 1994, tandis que les modifications touchant les prestations ne se sont appliquées que trois mois plus tard.

Comme il n'a pas été possible de réaliser une EPCC en 1994, il n'y a pas correspondance exacte de l'enquête et des modifications apportées à l'A.-c. avec la structure de l'EPCC93. On a plutôt mené une enquête en 1995, en utilisant des périodes de réception pratiquement identiques à celles qui avaient été employées en 1993. On pensait que le groupe " après " de l'EPCC93 pourrait constituer un groupe de demandes traitées avant l'entrée en vigueur du Projet de loi C-17 (ces demandes formant donc le groupe " avant " pour les besoins du Projet de loi C-17) et que le deuxième échantillon de demandes reçues de l'EPCC95 formerait le groupe " après " pour les besoins du Projet de loi C-17. Étant donné que les caractéristiques saisonnières des deuxièmes cohortes de l'EPCC93 et de l'EPCC95 seraient identiques, on pensait que les effets saisonniers reliés au marché du travail ne représenteraient pas un problème dans le cadre de l'évaluation relative au Projet de loi C-17, préoccupations qui avaient été exprimées au sujet de la précédente série de travaux sur le Projet de loi C-113 qui avaient été réalisés à partir des résultats de l'EPCC93.

Au départ, il convient de souligner trois points au sujet de l'utilisation conjointe de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Premièrement, les données ont été recueillies par deux agences de sondage distinctes (Ekos et Statistique Canada, respectivement), et on peut soulever des doutes quant à l'uniformité des pratiques d'entrevue, des rappels, des taux de réponse et d'autres facteurs du genre. De façon générale, on ne peut probablement pas faire grand-chose à ce sujet, quoiqu'on ait élaboré pour les besoins de l'EPCC93 un ensemble de poids d'échantillonnage qui représente probablement une amélioration par

rapport aux poids initiaux fournis par la société Ekos (Cater, 1996). Dans l'étude qui suit, je me suis penché sur l'utilisation de ces poids et de ceux qu'a fournis Statistique Canada, quoique dans les résultats tant conditionnels que non conditionnels, je n'aie relevé aucune différence significative de l'utilisation des données pondérées plutôt que des données non pondérées.

Deuxièmement, les instruments d'enquête eux-mêmes différaient dans l'EPCC93 et l'EPCC95. Si aucun effort n'a été épargné pour assurer un haut degré d'uniformité, des différences ont subsisté entre les deux enquêtes dans les données qui ont été recueillies et dans la façon dont elles ont été codées. Pour la présente étude, les modifications sont assez peu marquées et elles ont consisté le plus souvent à ramener le niveau de l'information recueillie dans une enquête au niveau (degré de détail) de celle de l'autre enquête. Nous trouvons un exemple de ce type de modification dans les catégories liées à l'éducation.

Troisièmement, il existait des différences assez marquées entre les deux enquêtes sur le plan de la structure des entrevues. Dans l'EPCC93, les répondants ont été interviewés (par téléphone, suivant la méthode des ITAO) trois fois aux environs des semaines 26, 39 et 56, tandis que dans l'EPCC95, les répondants n'ont été interviewés que deux fois (également par téléphone, mais dans le cadre d'ITAO structurées de façon plus stricte), vers le huitième et le douzième mois. Pour ce qui est des questions à l'égard desquelles le comportement à un moment déterminé est d'une importance primordiale, ces différences dans l'échelonnement (et plus particulièrement sous l'aspect saisonnier) pourraient jouer un rôle non négligeable. Toutefois, on s'en inquiétera moins dans le cadre de la présente étude des durées étant donné que la dernière entrevue dans les deux cas tombait un peu plus d'un an après la date de cessation d'emploi indiquée sur le RE.[5]

Dans l'ensemble, il importe de souligner que malgré l'existence de ces diverses différences entre l'EPCC93 et l'EPCC95, les ensembles de données combinés amalgament les données des enquêtes et les données administratives et procurent, aux fins de l'étude des effets des dispositions relatives à l'A.-c. et des modifications apportées à ces dispositions, une ressource d'une qualité inégalée par rapport aux données disponibles à l'échelle du Canada, et peut-être même à une échelle plus vaste.

---

[5] Dans certains travaux antérieurs réalisés à partir de ces données avant que ne soient disponibles les données provenant de la dernière entrevue, la procédure que l'on a appliquée a consisté à traiter les données provenant de l'enquête pour laquelle la période écoulée entre la date du RE et la date de l'entrevue était la plus longue comme des données censurées en fonction de la période plus courte associée aux données des entrevues de l'autre ECPP, comme il a déjà été indiqué dans le rapport de méthodologie initial relatif au présent contrat. Cela n'est plus nécessaire en raison de la disponibilité des données provenant de la dernière entrevue.

Les résultats présentés plus loin concernent la deuxième cohorte de chacune des EPCC, ce qui permet de tenir compte des effets saisonniers et de mettre l'accent sur l'évaluation quasi expérimentale des modifications découlant du Projet de loi C-17.[6] En outre, l'accent est mis sur l'étude des durées des périodes de chômage faisant suite aux cessations d'emploi rentrant dans les catégories (selon le code de cessation d'emploi des RE) suivantes : départ volontaire, renvoi, manque de travail et autre.[7] Pour donner une idée des ordres de grandeur, les départs volontaires représentent de 15 à 20 p. 100 environ de l'ensemble des cessations d'emploi, les renvois moins de 5 p. 100, et le manque de travail au-delà de 50 p. 100. Le groupe " Autre " correspond à environ 20 p. 100 de l'ensemble des cessations d'emploi. On considère habituellement qu'il se compare à la catégorie du " manque de travail ".[8] En me fondant sur les résultats de nombreuses recherches préliminaires, et dans la foulée du travail accompli auparavant au moyen de l'EPCC93, j'étudie habituellement soit l'échantillon complet pour les quatre codes précités, soit deux sous-échantillons appelés DV/CON (départ volontaire/congédiement), qui englobe les deux premiers codes de cessation d'emploi indiqués plus haut, et MT/AUT (manque de travail/autre), qui englobe les deux autres codes.

Il convient de souligner au départ que, selon ces données, le pourcentage de personnes admissibles à l'A.-c. (tel que mesuré à la date de cessation d'emploi indiquée sur le RE) se situe entre 67 p. 100 pour l'EPCC93 et 57,2 p. 100 pour l'EPCC95, ce qui reflète le resserrement des critères d'admissibilité observé après l'adoption du Projet de loi C-17. En outre, chez les personnes admissibles, le nombre de semaines d'admissibilité se situait entre 44,7 dans le cas de l'EPCC93 et 34,7 dans le cas de l'EPCC95, ce qui semble faire ressortir encore une fois une variation importante. Si les modifications touchant par exemple le taux de remplacement sont relativement peu marquées, les variations de l'admissibilité sont suffisamment importantes pour que nous puissions nous attendre à ce que leurs effets se manifestent dans une certaine mesure dans les résultats.

---

6 Dans un travail ultérieur, j'étudierai les modifications découlant du Projet de loi C-113 en me servant de l'EPCC95 comme d'un témoin pour procéder à une analyse de différence parmi les différences (voir Card, 1992 et Gruber, 1994), ce qui m'amènera à utiliser les deux cohortes des deux EPCC. Cette méthode utilise essentiellement les cohortes de l'EPCC95 comme des contrôles saisonniers pour l'étude des modifications apportées en 1993, en faisant abstraction de tout aspect saisonnier dans la composition des entrées dans les deux cohortes. Il n'est toutefois pas possible d'examiner les modifications découlant du Projet de loi C-17 de cette façon en raison de la structure et de l'échelonnement des données disponibles.

7 Cela signifie que la présente analyse ne tient pas compte des autres codes de cessation d'emploi paraissant sur les RE (conflit collectif, congé et grossesse, par exemple).

8 On relève des différences entre les deux EPCC en ce qui a trait à ces données, de même que des différences entre les données des RE et les motifs déclarés par les intéressés dans les réponses aux enquêtes. Toutefois, ces ordres de grandeur constituent des indicateurs valables.

# 3. Résultats : Périodes de chômage

Le premier indicateur auquel il faut s'intéresser est celui de la durée des périodes de chômage faisant suite aux cessations d'emploi. Mon approche générale consiste à commencer avec des mesures simples des durées, à examiner la preuve quasi expérimentale de base, puis à construire graduellement des ensembles de variables de contrôle possibles plus complexes et plus englobants, en cherchant des résultats présentant une apparente robustesse à l'égard d'une variété de spécifications de rechange. Comme aucune spécification n'est probablement entièrement vraie, ce type de robustesse à l'égard de stratégies de modélisation de rechange possibles constitue un élément important de l'évaluation.

***Mon approche générale consiste à commencer avec des mesures simples des durées ... puis à construire graduellement des ensembles de variables de contrôle possibles plus complexes et plus englobants ...***

Le cadre statistique utilisé permet l'étude des périodes de chômage au moyen d'une analyse de la durée (ou de la transition) (voir par exemple Cox et Oakes, 1984; Kalbfleisch et Prentice, 1980; et Lancaster, 1990). Ces méthodes fournissent des estimations des déterminants de la durée des périodes tout en permettant une censure (lorsque les périodes n'étaient pas terminées à la date de la dernière enquête et que la date de la fin n'est pas connue) ainsi que l'inclusion de variables explicatives qui sont susceptibles de changer au cours d'une période (par exemple une variable indiquant l'épuisement des prestations d'a.-c.). Ces méthodes permettent également une estimation des variations de la probabilité conditionnelle que le chômage prenne fin à mesure que la période s'écoule, peut-être du fait d'une véritable dépendance fondée sur la durée, laquelle s'expliquerait par exemple par le fait que les chercheurs découragés deviennent moins employables quand augmente la durée de leur période de chômage. Toutefois, comme il existe certains désaccords entre les auteurs quant à la valeur de diverses spécifications dans le cadre de l'analyse des durées, et comme il a été prouvé que les résultats obtenus au moyen d'un modèle peuvent parfois être fragiles et ne pas être robuste dans d'autres cas, je considère qu'il est très important d'étudier différents modèles de ce genre en cherchant à obtenir des résultats qui ne sont pas déterminés exclusivement par un aspect de la spécification de durée pour lequel le niveau de confiance pourrait être faible.

L'objet d'étude usuel dans le cadre d'un tel travail est la fonction de hasards, c'est-à-dire la probabilité qu'une période de chômage prenne fin à une date déterminée, sous réserve que cette période n'ait pas pris fin avant. La spécification relative aux hasards débouche, de façon équivalente, sur une spécification relative à la répartition globale des périodes terminées, de même que sur une spécification relative à la forme de la fonction de survie à la

***... un risque de base ... donne la probabilité (conditionnelle) qu'une période de chômage finisse au temps t quand toutes les variables explicatives sont fixées à zéro ...***

proportion de périodes non terminées étant fonction de la durée (voir par exemple Cox et Oakes, 1984).

## Fonctions de survie empiriques

Je commence par tracer le graphique de la fonction de survie de Kaplan-Meier pour la durée qui s'écoule entre l'émission du relevé d'emploi et le premier emploi subséquent, appelée ici durée de chômage, d'abord pour les deux enquêtes par panel dans leur ensemble, puis pour les deux sous-groupes répartis selon la raison de la cessation d'emploi. Cet estimateur produit-limite de Kaplan-Meier est l'estimateur de maximum de vraisemblance non paramétrique de la fonction de survie (Kalbfleisch et Prentice 1980, p.12). Comme le montre la figure 1, il y a un net écart entre les fonctions de survie empiriques des deux enquêtes par panel, celle de 1995 (EPCC95) étant uniformément inférieure à celle de 1993 (EPCC93); cette différence est particulièrement marquée pour à peu près les 20 premières semaines d'une période de chômage. La ventilation selon la raison de la cessation d'emploi qui apparaît aux figures 2 et 3 montre que cet écart est plus grand pour l'échantillon départ volontaire/congédiement (DV/CON) de la figure 2 que pour l'échantillon manque de travail/autre (MT/AUT) de la figure 3. Quoi qu'il en soit, le groupe EPCC95 a une fonction de survie qui est toujours moins élevée, à chacune des durées, jusqu'à 40 semaines et au-delà. Ces graphiques indiquent qu'après le resserrement des paramètres de l'assurance-chômage en 1995, la proportion des périodes persistant au-delà de toute durée donnée était inférieure à la proportion correspondante en 1993, avant les modifications apportées par le Projet de loi C-17. Et l'impression qui se dégage des figures 1 à 3 est que cet effet présumé du Projet de loi C-17 a été très prononcé.

**Figure 1**
**Fonctions de survie empiriques de l'EPCC93 et de l'EPCC95 - Échantillon global**

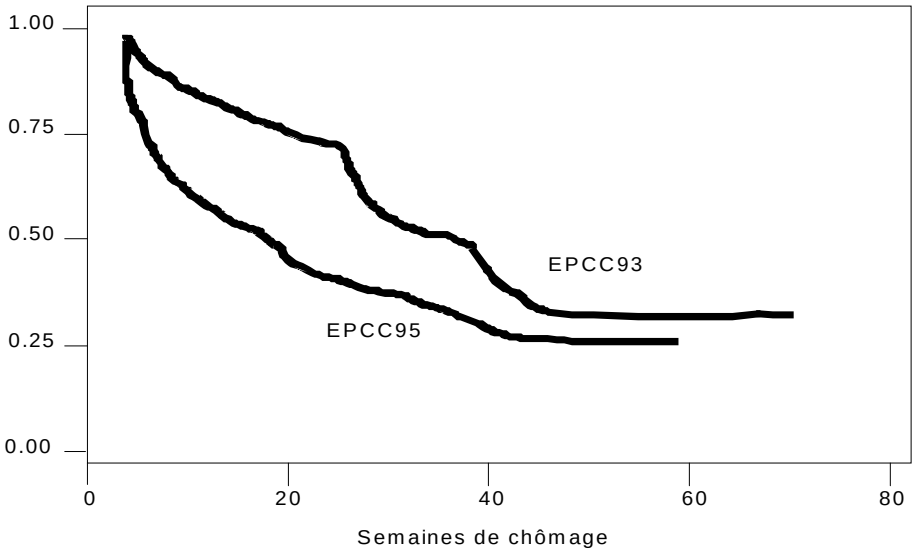


**Figure 2**
**Fonctions de survie empiriques de l'EPCC93 et de l'EPCC95 - Échantillon des DV/CON**

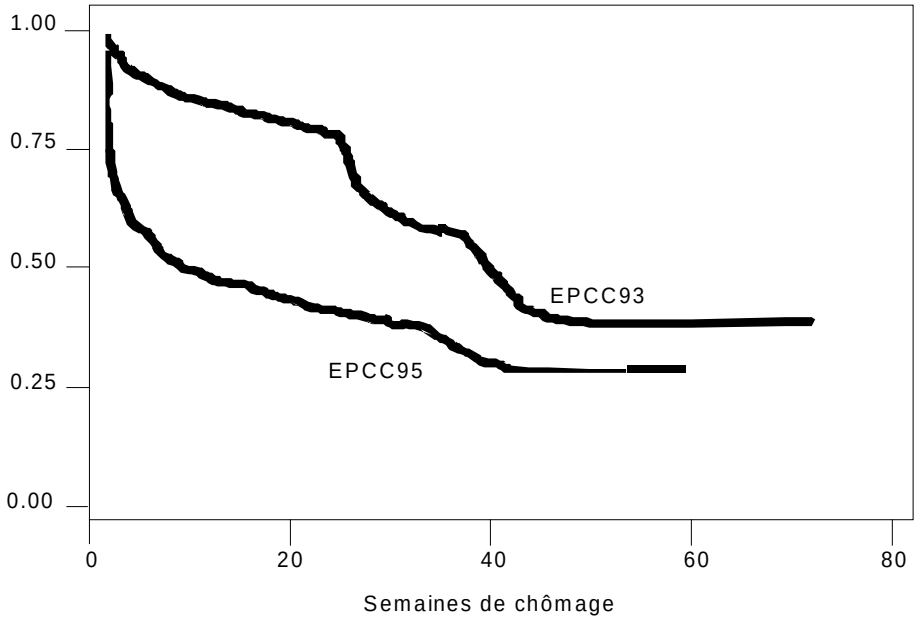
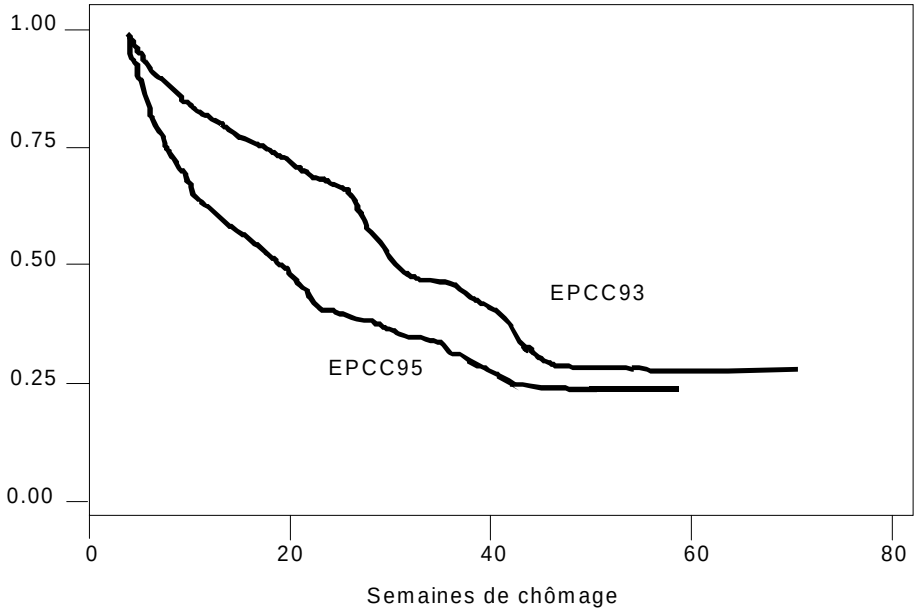



**Figure 3**
**Fonctions de survie empiriques de l'EPCC93 et de l'EPCC95 - Échantillon MT/AUT**



Nous allons maintenant voir si ces indications graphiques trouvent une confirmation dans l'analyse statistique. À cette fin, une série de modèles de durée sont estimés, avec examen de différentes spécifications, de différentes hypothèses de distribution et de différents ensembles de variables explicatives comme compléments à l'effet quasi expérimental " avant/après ". Je commencerai par le modèle de vraisemblance partielle de Cox, puis j'examinerai d'autres spécifications possibles.

## Modèles de vraisemblance partielle de Cox

Dans le premier ensemble de modèles étudié, nous supposons, à l'exemple de Cox (1972), que le risque de sortie du chômage est formé de deux composantes distinctes : un risque de base b(t, **0**), qui donne la probabilité (conditionnelle) qu'une période de chômage finisse au temps t quand toutes les variables explicatives sont fixées à zéro; et un ensemble de variables explicatives qui sont présumées agir proportionnellement sur cette base. Cette spécification est donc une forme de modèle de risques proportionnels. Dans cette approche de vraisemblance partielle, la composante de base peut prendre n'importe quelle forme et s'isole simplement du reste de l'équation de vraisemblance; par conséquent, nous n'avons pas à en faire l'estimation. Globalement, le risque est donc

$$h(t, X(t)) = b(t, 0)\, e^{X(t)\beta}$$

où X(t) est un vecteur de variables explicatives (dont des éléments pourraient varier avec le temps) et **ß** un vecteur de coefficients.

Les tableaux 1 et 2 présentent les résultats de l'estimation de modèles de Cox de cette forme sur l'échantillon total EPCC93/EPCC95, selon toute une variété d'ensembles différents de variables de contrôle[9]. Dans le tableau 1, le modèle 1 étudie l'effet de la prise en compte exclusive de la variable binaire, baptisée epcc, reflétant l'appartenance ou non au groupe EPCC95; elle prend la valeur 1 dans la période postérieure au Projet de loi C-17 (c'est-à-dire pour les membres du groupe EPCC95) et la valeur 0 dans la période précédente (c'est-à-dire pour les membres du groupe EPCC93). Le coefficient positif et significatif 0,442 de la variable epcc dans ce modèle signifie que le risque de sortie du chômage est significativement plus élevé pour le groupe EPCC95 que pour le groupe EPCC93, ce qui est conforme à l'impression qui émane du graphique des risques empiriques. Comme l'effet de toute variable explicative X s'opère sur le risque de base sous la forme **exp(Xß)**, l'estimation ponctuelle de 0,442 se traduit en un risque de base majoré proportionnellement d'un

[9] Le tableau A1 de l'annexe donne les définitions des variables.

facteur exp(0,442)=1,56 par rapport au cas où epcc=0 (c.-à-d. pour les membres du groupe EPCC93). En l'absence d'autres variables de contrôle, on obtient ainsi l'effet quasi expérimental dans le contexte de cette spécification de Cox.

L'interprétation de ce résultat en termes de politiques publiques est plus directement perçue par l'examen de la durée de chômage médiane, mesurée en semaines, pour les groupes EPCC93 et EPCC95. Cette procédure permet d'éviter de tenir compte des périodes tronquées, c'est-à-dire qui se poursuivent au-delà de la dernière date d'interview. Selon les données pondérées, la durée médiane de l'échantillon EPCC93 est de 34 semaines, tandis qu'elle est de 15 semaines pour le groupe EPCC95.

Dans les autres modèles présentés au tableau 1, d'autres variables de contrôle sont ajoutées successivement. Le modèle 2 ajoute le taux de chômage local au moment de l'émission du relevé d'emploi — un indicateur de la conjoncture économique générale (ainsi qu'un facteur influant sur l'admissibilité à l'assurance-chômage) — mais son impact est faible, de sorte que l'effet epcc reste essentiellement inchangé. Les durées médianes conditionnelles à cette mesure du taux de chômage local passent à 35 et à 16 semaines pour les groupes EPCC93 et EPCC95 respectivement. Le modèle 3 ajoute un ensemble standard de variables de contrôle démographiques et autres : sexe, état matrimonial, âge (entré sous forme quadratique), appartenance à une minorité visible, exercice à plein temps de la profession indiquée sur le relevé d'emploi, ensemble de sept variables binaires pour la scolarité et variables binaires provinciales. Chacune d'elles a des effets très modestes, et seuls le sexe, une catégorie de scolarité et quelques variables régionales ont une incidence significative. Mais leur impact global est de réduire l'estimation du coefficient de la variable epcc d'environ la moitié, la ramenant à 0,203. Il en résulte une majoration proportionnelle du risque d'un facteur de 1,23 par rapport au cas epcc=0. En termes de durées de chômage médianes, l'effet est également prononcé, la durée conditionnelle à ces contrôles passant respectivement à 39 et 33 semaines pour les groupes EPCC93 et EPCC95. Bien que l'écart soit moindre une fois ces variables démographiques prises en compte démographiques, l'impact de la variable EPCC reste encore très significativement différent de zéro. Enfin, l'ajout du taux de chômage local (dans le modèle 4) n'imprime qu'un léger changement aux estimations du modèle 3, et la durée médiane du groupe EPCC93 reste à 39 semaines tandis que celle du groupe EPCC95 augmente encore, atteignant 36 semaines.

D'autres spécifications de Cox sont présentées au tableau 2, encore pour l'échantillon global. Un facteur qui peut influer sur le comportement de recherche d'emploi et sur les déterminants des durées de chômage est si la personne s'attend ou non à réintégrer l'emploi qu'elle occupait avant l'émission du relevé d'emploi. Une importante minorité parmi les répondants aux enquêtes par panel disent s'attendre à retrouver leur emploi. En conséquence, les modèles

1 et 2 du tableau 2 donnent les résultats de l'estimation du modèle complet (avec toutes les variables explicatives introduites jusqu'ici) sur deux sous-échantillons : celui des personnes qui ne s'attendent pas à retrouver leur emploi et celui des personnes qui s'y attendent. Ceux qui n'entrevoient pas un retour ont un effet epcc plus faible (modèle 1), soit environ 0,108, tandis que ceux qui prévoient réintégrer leur emploi ont un effet epcc plus élevé, soit 0,373, bien que les deux coefficients soient significatifs au niveau 5 p. 100. Fait intéressant, l'appartenance à une minorité visible diminue le risque pour ceux qui s'attendent à un rappel, mais pas significativement pour ceux qui ne s'y attendent pas, tandis que le fait d'avoir eu précédemment un emploi à plein temps augmente le risque pour ceux qui ne s'attendent pas à être rappelés.

Les autres modèles présentés au tableau 2 étudient sous divers angles les effets de l'admissibilité à l'assurance-chômage et de la réception de prestations. Le modèle 3 ajoute aux variables explicatives une variable binaire pour l'admissibilité à l'assurance-chômage (à la date du relevé d'emploi) et une mesure du droit aux prestations à ce moment. Aucune de ces variables n'a d'incidence significative dans cette spécification, et le coefficient clé de la variable epcc demeure à environ 0,2, comme dans les modèles 3 et 4 du tableau 1. La colonne suivante du tableau 2, le modèle 4, centre l'attention seulement sur ceux qui étaient admissibles à l'assurance-chômage. Étonnamment peut-être, ce modèle modifie très peu les estimations, qu'il s'agisse de la variable epcc ou des variables démographiques et autres contrôles. Enfin, le modèle 5 de ce tableau ajoute à l'ensemble standard de variables de contrôle une mesure simple d'expérience antérieure : un indicateur du recours à l'assurance-chômage dans trois des cinq années précédentes. Bien que cette variable ait individuellement un effet positif et significatif, ce qui laisse croire qu'un tel recours antérieur est associé à un risque plus élevé, compte tenu des autres variables de contrôle, l'effet le plus remarquable est que le coefficient de la variable epcc demeure positif et significatif au niveau 1 p. 100, avec une estimation ponctuelle de 0,200.

Les tableaux 3 et 4 reprennent cette analyse en utilisant seulement le sous-échantillon DV/CON, tandis que les tableaux 5 et 6 font de même pour le sous-échantillon MT/AUT. Pour rester bref et aller à l'essentiel, je m'attacherai principalement aux effets de ces groupements sur l'incidence de la variable epcc, mais il n'est peut-être pas inutile de noter que les estimations des autres coefficients sont relativement semblables pour les deux groupes[10]. L'effet epcc est plus prononcé pour le groupe DV/CON dans les modèles comportant peu d'autres contrôles (tableau 3, modèles 1 et 2) que pour le groupe

[10] Les effets régionaux sont plus marqués dans le groupe MT/AUT que dans le groupe DV/CON. Comparez, par exemple, les estimations des coefficients provinciaux du modèle 4 dans les tableaux 5 et 3 respectivement, où les provinces du centre et de l'ouest montrent des durées prévues plus courtes en raison d'un risque plus élevé.

MT/AUT (tableau 5, modèles 1 et 2), mais l'inverse est vrai, à un faible degré, dans les modèles 3 et 4 de ces tableaux respectifs. Le nouveau régime du Projet de loi C-17 semble avoir eu plus d'impact sur le groupe DV/CON, en termes de réduction des durées de chômage, cette observation étant conforme à la baisse prononcée de la fonction de survie empirique de ce groupe présentée à la figure 2. Si toutefois l'on contrôle pour la composition démographique et régionale différente des deux groupes, les résultats des modèles 3 et 4 des tableaux 3 et 5 montrent finalement peu de différence dans l'effet EPCC estimé, celui-ci étant dans les deux cas voisin de la valeur globale d'environ 0,2 (1,2 une fois converti en ratio de risque proportionnel).

La comparaison des résultats présentés aux tableaux 4 et 6 montre elle aussi qu'il y a étonnamment peu de différences entre les deux groupes. L'effet EPCC paraît plus élevé, dans les deux cas, pour ceux qui ne s'attendent pas à retrouver leur emploi antérieur (comparaison du modèle 2 et du modèle 1 dans les deux tableaux), bien que de façon non significative pour le petit échantillon DV/CON. Dans l'ensemble toutefois, le coefficient donne une impression de stabilité considérable. Pour le groupe DV/CON, dont certaines personnes seraient exclues par les dispositions de la loi C-113, l'effet de l'admissibilité à l'assurance-chômage est d'abaisser significativement le risque (modèle 4 du tableau 4), tandis que la même variable binaire n'est pas significativement différente de zéro pour le groupe MT/AUT.

Enfin, pour donner suite aux préoccupations exprimées au début concernant la comparabilité des deux enquêtes par panel, notamment les méthodes de pondération appliquées aux deux échantillons, j'ai aussi estimé tous les modèles des tableaux 1 à 6 en utilisant les valeurs non pondérées de l'ensemble de données réuni des groupes EPCC93 et EPCC95. Ces résultats sont présentés en annexe aux tableaux A2 à A7. Bien que des écarts soient inévitables, on peut conclure généralement que la décision sur la méthode de pondération ne modifie pas les principaux résultats, notamment l'effet de l'estimation de la variable epcc.

## Modèle de régression exponentielle et modèle des durées de Weibull

Une importante solution de rechange au modèle de vraisemblance partielle de Cox consiste à estimer une structure paramétrique pour le risque de base en même temps que sont estimés les effets des variables explicatives. Certes, on peut s'inquiéter de l'interprétation des coefficients estimés dans l'éventualité où la fonction de base serait incorrectement spécifiée, mais une telle estimation peut servir de vérification pour le précédent ensemble de résultats. J'examinerai donc deux modèles :

***... le message clair de cette analyse des périodes de chômage est que l'effet du Projet de loi C-17 a été significatif et a contribué à réduire la durée du chômage, même conditionnellement à d'autres variables explicatives ...***

$$h(t, X(t)) = e^{X(t)\beta}$$

le modèle de régression exponentielle, dans lequel le risque est de telle sorte que le risque de base b(t,0), que nous avions plus haut, est égal à l'unité et que le risque est présumé constant avec la durée; et la généralisation au modèle de Weibull, dans laquelle le risque est

$$h(t, X(t)) = qt^{q-1} e^{X(t)\beta}$$

une formule qui englobe le modèle exponentiel sous forme du cas spécial où q=1. Notons que le modèle de Weibull permet une dépendance monotone à l'égard de la durée, avec q<1 impliquant un risque décroissant et inversement[11].

Par souci d'exhaustivité, l'ensemble complet de spécifications de modèles découlant du modèle de Cox ci-dessus a été estimé aussi bien pour le modèle exponentiel que pour la généralisation de Weibull, au moyen des échantillons complet ainsi que des sous-échantillons DV/CON et MT/AUT. Les résultats sont présentés respectivement dans les tableaux 7 à 12 et 13 à 18[12]. On ne peut évidemment pas commenter tous ces résultats, mais il est utile de signaler les tendances observées. Premièrement, l'effet epcc est presque toujours positif et significatif. Dans le cas le plus patent (voir tableau 7, modèle 4 et tableau 13, modèle 4), son estimation ponctuelle est d'environ 0,21, ce qui est très proche de celle de la spécification de Cox. Deuxièmement, les résultats des modèles de Weibull amènent à rejeter l'hypothèse q=1 qui serait sous-jacente au modèle exponentiel, car nous estimons ln< 0 (et de manière significative) pour toutes les spécifications de Weibull. Le risque estimé est donc décroissant dans ces modèles. Troisièmement, la ventilation selon la raison de la cessation d'emploi joue encore un rôle comparativement mineur, les échantillons DV/CON et MT/AUT donnant grosso modo les mêmes résultats. Enfin, dans le cas des variables démographiques, quelques détails méritent d'être signalés, comme au tableau 7, modèle 4. Dans cet exemple, le fait d'être un homme augmente le risque de façon significative (l'effet est d'amplitude égale à celui d'être dans le groupe EPCC95 plutôt que dans le groupe EPCC93) et tend donc à réduire les durées de chômage. Certains effets positifs sur le risque sont aussi observés pour les habitants de l'I.-P.-É., du Québec et de l'Alberta. Ces effets sont relativement robustes sur les autres tableaux (8-12) de ce modèle et sur l'ensemble des résultats du modèle de Weibull (tableaux 13-18). Il y a aussi certains signes d'effets positifs de la scolarité sur le risque, au moins au niveau des études collégiales ou supérieures. Toutefois, ces dernières

---

11 En fait, l'estimation est ajustée sous la forme ln q pour ce paramètre de forme du modèle Weibull, de sorte qu'un risque décroissant correspondrait à ln q < 0.

12 Des résultats semblables obtenus par l'application de ces deux modèles aux données EPCC93 et EPCC95 non pondérées ne sont pas présentés ici, mais sont disponibles sur demande. Comme pour les vraisemblances partielles de Cox présentées en annexe, aucune différence importante ne résulte de l'utilisation des données non pondérées.

sont relativement plus éparses dans ces données. Quoi qu'il en soit, le message clair de cette analyse des périodes de chômage est que l'effet du Projet de loi C-17 a été significatif et a contribué à réduire la durée du chômage, même conditionnellement à d'autres variables explicatives comme le sexe, la région et la scolarité, qui sont tous des facteurs susceptibles de modifier la durée d'une période de chômage.

**Tableau 1**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon complet**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **11857** | **11855** | **10251** | **10250** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,442** | 0,451** | 0,203** | 0,206** |
| | (0,029) | (0,030) | (0,031) | (0,032) |
| clocal | | 0,007 | | 0,001 |
| | | (0,004) | | (0,005) |
| masc | | | 0,211** | 0,212** |
| | | | (0,031) | (0,031) |
| r_pt | | | 0,044 | 0,044 |
| | | | (0,042) | (0,042) |
| marié | | | 0,001 | 0,001 |
| | | | (0,033) | (0,033) |
| âge | | | 0,003 | 0,003 |
| | | | (0,010) | (0,010) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,036 | -0,036 |
| | | | (0,038) | (0,038) |
| élém | | | 0,055 | 0,055 |
| | | | (0,071) | (0,071) |
| secpart | | | 0,011 | 0,011 |
| | | | (0,041) | (0,041) |
| qprof | | | 0,053 | 0,053 |
| | | | (0,069) | (0,069) |
| collpart | | | 0,121* | 0,121* |
| | | | (0,060) | (0,060) |
| coll | | | 0,088 | 0,089 |
| | | | (0,056) | (0,056) |
| univpart | | | 0,078 | 0,078 |
| | | | (0,072) | (0,072) |
| pcycle | | | 0,008 | 0,008 |
| | | | (0,051) | (0,051) |
| tn | | | -0,144 | -0,152 |
| | | | (0,118) | (0,121) |
| lpé | | | 0,555* | 0,547* |
| | | | (0,264) | (0,265) |
| né | | | -0,002 | -0,005 |
| | | | (0,076) | (0,078) |
| nb | | | 0,168 | 0,165 |
| | | | (0,089) | (0,090) |
| qué | | | 0,127** | 0,124** |
| | | | (0,040) | (0,042) |
| man | | | 0,104 | 0,105 |
| | | | (0,095) | (0,095) |
| sask | | | 0,214* | 0,215* |
| | | | (0,090) | (0,090) |
| alta | | | 0,191** | 0,191** |
| | | | (0,055) | (0,055) |
| cb | | | 0,088 | 0,088 |
| | | | (0,048) | (0,048) |
| terr | | | 0,463 | 0,444 |
| | | | (0,270) | (0,279) |

Notes Les écarts-type sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95.

**Tableau 2**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Divers échantillons (voir les notes)**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** | **5** |
|---|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **3451** | **3776** | **10217** | **6479** | **8857** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| Epcc | 0,108* | 0,373** | 0,208** | 0,222** | 0,200** |
| | (0,051) | (0,049) | (0,033) | (0,043) | (0,034) |
| ClocaL | 0,002 | 0,001 | 0,003 | 0,007 | 0,001 |
| | (0,008) | (0,007) | (0,005) | (0,007) | (0,006) |
| Masc | 0,198** | 0,300** | 0,195** | 0,177** | 0,241** |
| | (0,050) | (0,047) | (0,031) | (0,041) | (0,034) |
| r_pt | 0,183** | 0,043 | 0,055 | 0,024 | 0,049 |
| | (0,070) | (0,065) | (0,043) | (0,057) | (0,046) |
| marié | 0,108* | 0,023 | 0,002 | 0,053 | 0,007 |
| | (0,054) | (0,050) | (0,033) | (0,044) | (0,035) |
| âge | 0,009 | 0,028 | 0,004 | 0,004 | 0,003 |
| | (0,017) | (0,017) | (0,010) | (0,014) | (0,013) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,046 | -0,160** | -0,035 | -0,023 | -0,040 |
| | (0,065) | (0,059) | (0,038) | (0,050) | (0,041) |
| élém | -0,040 | 0,096 | 0,044 | 0,136 | 0,017 |
| | (0,142) | (0,10) | (0,073) | (0,087) | (0,076) |
| secpart | -0,050 | 0,068 | 0,005 | -0,010 | -0,049 |
| | (0,067) | (0,063) | (0,042) | (0,060) | (0,045) |
| qprof | -0,132 | 0,128 | 0,036 | 0,108 | -0,021 |
| | (0,120) | (0,116) | (0,070) | 0,092) | (0,073) |
| collpart | 0,064 | 0,223* | 0,127* | 0,086 | 0,149* |
| | (0,090) | (0,106) | (0,061) | (0,075) | (0,064) |
| coll | 0,030 | 0,147 | 0,105 | 0,067 | 0,060 |
| | (0,084) | (0,080) | (0,056) | (0,073) | (0,060) |
| univpart | 0,194 | -0,069 | 0,094 | 0,011 | 0,061 |
| | (0,104) | (0,119) | (0,072) | (0,090) | (0,080) |
| pcycle | -0,009 | -0,048 | 0,028 | 0,074 | 0,028 |
| | (0,076) | (0,078) | (0,051) | 0,062) | (0,054) |
| tn | -0,070 | -0,272 | -0,167 | 0,006 | -0,221 |
| | (0,160) | (0,194) | (0,123) | (0,127) | (0,131) |
| lpé | 0,904 | 0,307 | 0,540* | 0,231* | 0,488 |
| | (0,509) | (0,240) | (0,263) | (0,233) | (0,276) |
| né | -0,018 | -0,085 | 0,000 | -0,161 | -0,054 |
| | (0,147) | (0,115) | (0,077) | (0,109) | (0,085) |
| nb | 0,134 | 0,124 | 0,166 | 0,088 | 0,140 |
| | (0,135) | (0,126) | (0,089) | (0,133) | (0,092) |
| qué | 0,217** | -0,030 | 0,128** | 0,062 | 0,101* |
| | (0,067) | (0,062) | (0,042) | (0,055) | (0,045) |
| man | 0,171 | 0,024 | 0,085 | 0,266* | 0,109 |
| | (0,157) | (0,142) | (0,097) | (0,123) | (0,099) |
| sask | 0,280 | 0,258 | 0,215* | 0,152 | 0,252** |
| | (0,144) | (0,141) | (0,091) | (0,116) | (0,093) |
| alta | 0,386** | 0,071 | 0,184** | -0,002 | 0,154* |
| | (0,076) | (0,099) | (0,055) | (0,080) | (0,061) |
| cb | 0,044 | 0,020 | 0,088 | 0,074 | 0,115* |
| | (0,077) | (0,078) | (0,049) | (0,062) | (0,052) |
| terr | 0,457 | -0,379 | 0,413 | 0,001 | 0,264 |
| | (0,351) | (0,511) | (0,264) | (0,528) | (0,339) |
| elig | | | -0,087 | | |
| | | | (0,050) | | |
| semass | | | -0,002 | | |
| | | | (0,001) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,163** |
| | | | | | (0,033) |

Notes Les écarts-types sont indiquées entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations.

**Tableau 3**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon DV/CON**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **2567** | **2567** | **1947** | **1947** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,593** | 0,613** | 0,191** | 0,209** |
| | (0,060) | (0,063) | (0,066) | (0,071) |
| clocal | | 0,012 | | 0,012 |
| | | (0,010) | | (0,013) |
| masc | | | 0,223** | 0,222** |
| | | | (0,069) | (0,069) |
| r_pt | | | 0,140 | 0,140 |
| | | | (0,080) | (0,080) |
| marié | | | 0,013 | 0,008 |
| | | | (0,080) | (0,080) |
| âge | | | -0,002 | -0,002 |
| | | | (0,025) | (0,025) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,041 | -0,041 |
| | | | (0,081) | (0,081) |
| élém | | | -0,048 | -0,059 |
| | | | (0,264) | (0,265) |
| secpart | | | -0,063 | -0,068 |
| | | | (0,089) | (0,089) |
| qprof | | | -0,098 | -0,10 |
| | | | (0,176) | (0,176) |
| collpart | | | 0,027 | 0,024 |
| | | | (0,117) | (0,118) |
| coll | | | 0,022 | 0,030 |
| | | | (0,117) | (0,114) |
| univpart | | | 0,096 | 0,098 |
| | | | (0,124) | (0,124) |
| pcycle | | | -0,004 | 0,001 |
| | | | (0,113) | (0,113) |
| tn | | | 0,191 | 0,183 |
| | | | (0,209) | (0,20) |
| îpé | | | 0,671** | 0,628* |
| | | | (0,245) | (0,245) |
| né | | | 0,339* | 0,305 |
| | | | (0,162) | (0,166) |
| nb | | | 0,395* | 0,384 |
| | | | (0,196) | (0,20) |
| qué | | | 0,215* | 0,180 |
| | | | (0,090) | (0,093) |
| man | | | 0,045 | 0,051 |
| | | | (0,187) | (0,188) |
| sask | | | 0,040 | 0,044 |
| | | | (0,182) | (0,182) |
| alta | | | 0,206 | 0,209 |
| | | | (0,108) | (0,109) |
| cb | | | 0,052 | 0,048 |
| | | | (0,101) | (0,10) |
| terr | | | 0,286 | 0,135 |
| | | | (0,753) | (0,796) |

Notes Les écarts-type sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95.

**Tableau 4**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon et sous-échantillons DV/CON**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 922 | 213 | 1934 | 1197 | 1561 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,245* | 0,303 | 0,237** | 0,347** | 0,230** |
| | (0,110) | (0,215) | (0,072) | (0,098) | (0,079) |
| clocal | 0,008 | -0,033 | 0,006 | 0,044** | 0,011 |
| | (0,017) | (0,040) | (0,013) | (0,017) | (0,015) |
| masc | 0,189* | 0,308 | 0,223** | 0,217* | 0,302** |
| | (0,089) | (0,215) | (0,068) | (0,092) | (0,078) |
| r_pt | 0,365** | 0,307 | 0,135 | 0,247* | 0,150 |
| | (0,105) | (0,293) | (0,080) | (0,113) | (0,091) |
| marié | 0,146 | -0,132 | 0,008 | 0,131 | 0,065 |
| | (0,098) | (0,240) | (0,080) | (0,105) | (0,087) |
| âge | 0,005 | 0,123 | -0,003 | -0,001 | 0,002 |
| | (0,032) | (0,082) | (0,025) | (0,036) | (0,043) |
| âge2 | 0,000 | -0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,001) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,090 | -0,561* | -0,039 | 0,063 | -0,152 |
| | (0,115) | (0,253) | (0,081) | (0,107) | (0,095) |
| élém | 0,025 | -0,593 | -0,052 | 0,256 | 0,001 |
| | (0,237) | (0,823) | (0,265) | (0,423) | (0,280) |
| secpart | -0,043 | 0,120 | -0,054 | -0,226 | -0,131 |
| | (0,119) | (0,238) | (0,090) | (0,138) | (0,106) |
| qprof | -0,207 | -0,056 | -0,091 | -0,195 | -0,195 |
| | (0,280) | (0,529) | (0,175) | (0,251) | (0,199) |
| collpart | 0,049 | -0,280 | 0,030 | -0,012 | 0,059 |
| | (0,137) | (0,419) | (0,117) | (0,154) | (0,130) |
| coll | 0,048 | -0,083 | 0,042 | -0,115 | -0,046 |
| | (0,129) | (0,358) | (0,114) | (0,153) | (0,127) |
| univpart | 0,008 | 0,483 | 0,102 | -0,092 | 0,071 |
| | (0,179) | (0,403) | (0,125) | (0,148) | (0,141) |
| pcycle | 0,003 | -0,434 | 0,004 | -0,012 | -0, 056 |
| | (0,143) | (0,338) | (0,113) | (0,140) | (0,129) |
| tn | -0,240 | 0,856* | 0,198 | 0,032 | 0,190 |
| | (0,331) | (0,360) | (0,20) | (0,329) | (0,208) |
| né | 0,595* | -0,306 | 0,320* | 0,132 | 0,288 |
| | (0,232) | (0,599) | (0,164) | (0,215) | (0,185) |
| nb | 0,254 | -0,291 | 0,357 | 0,403 | 0,386* |
| | (0,263) | (0,834) | (0,201) | (0,268) | (0,196) |
| qué | 0,267* | 0,031 | 0,188* | 0,017 | 0,174 |
| | (0,112) | (0,298) | (0,093) | (0,130) | (0,107) |
| man | 0,116 | 0,245 | 0,049 | -0,092 | 0,060 |
| | (0,215) | (0,358) | (0,187) | (0,319) | (0,204) |
| sask | 0,243 | -0,536 | 0,039 | -0,078 | 0,190 |
| | (0,206) | (0,684) | (0,181) | (0,254) | (0,201) |
| alta | 0,321* | -0,063 | 0,196 | -0,001 | 0,141 |
| | (0,133) | (0,299) | (0,109) | (0,156) | (0,127) |
| cb | -0,172 | -0,30 | 0,044 | -0,028 | 0,052 |
| | (0,144) | (0,344) | (0,101) | (0,122) | (0,117) |
| terr | -0,392 | -0,379 | 0,149 | -1,118 | 0,016 |
| | (0,946) | (0,511) | (0,773) | (0,969) | (0,984) |
| îpé | 0,904 | 0,759 | 0,657** | 0,740** | 0,579* |
| | (0,509) | (0,646) | (0,252) | (0,215) | (0,253) |
| elig | | | -0,309* | | |
| | | | (0,123) | | |
| semass | | | 0,007* | | |
| | | | (0,003) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,016 |
| | | | | | (0,085) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations.

**Tableau 5**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon MT/AUT**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **8474** | **8472** | **7810** | **7809** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,359** | 0,363** | 0,222** | 0,224** |
| | (0,033) | (0,034) | (0,035) | (0,036) |
| clocal | | 0,004 | | 0,001 |
| | | (0,005) | | (0,005) |
| masc | | | 0,211** | 0,211** |
| | | | (0,035) | (0,035) |
| r_pt | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,051) | (0,050) |
| marié | | | 0,016 | 0,015 |
| | | | (0,036) | (0,036) |
| âge | | | 0,010 | 0,010 |
| | | | (0,012) | (0,012) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,031 | -0,032 |
| | | | (0,044) | (0,044) |
| minvis | | | 0,073 | 0,074 |
| | | | (0,076) | (0,076) |
| secpart | | | 0,029 | 0,029 |
| | | | (0,047) | (0,047) |
| qprof | | | 0,076 | 0,077 |
| | | | (0,076) | (0,076) |
| collpart | | | 0,165* | 0,166* |
| | | | (0,070) | (0,070) |
| coll | | | 0,105 | 0,106 |
| | | | (0,062) | (0,062) |
| univpart | | | 0,036 | 0,036 |
| | | | (0,091) | (0,091) |
| pcycle | | | -0,016 | -0,016 |
| | | | (0,058) | (0,058) |
| tn | | | -0,177 | -0,181 |
| | | | (0,130) | (0,135) |
| îpé | | | 0,519 | 0,515 |
| | | | (0,319) | (0,320) |
| né | | | -0,062 | -0,063 |
| | | | (0,089) | (0,092) |
| nb | | | 0,130 | 0,130 |
| | | | (0,099) | (0,100) |
| qué | | | 0,102* | 0,100* |
| | | | (0,044) | (0,047) |
| man | | | 0,162 | 0,162* |
| | | | (0,110) | (0,110) |
| sask | | | 0,317** | 0,318** |
| | | | (0,100) | (0,100) |
| alta | | | 0,184** | 0,185** |
| | | | (0,065) | (0,065) |
| cb | | | 0,114* | 0,115* |
| | | | (0,055) | (0,055) |
| terr | | | 0,512 | 0,504 |
| | | | (0,312) | (0,323) |

Notes Les écarts-type sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95.

**Tableau 6**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon et sous-échantillons MT/AUT**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 2468 | 3403 | 7791 | 4890 | 6860 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,200** | 0,389** | 0,221** | 0,191** | 0,206** |
| | (0,061) | (0,052) | (0,037) | (0,048) | (0,038) |
| clocal | 0,000 | 0,006 | 0,005 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,010) | (0,008) | (0,006) | (0,007) | (0,006) |
| masc | 0,189** | 0,317** | 0,195** | 0,144** | 0,214** |
| | (0,063) | (0,049) | (0,036) | (0,045) | (0,037) |
| r_pt | 0,049 | 0,015 | 0,011 | -0,048 | 0,006 |
| | (0,092) | (0,066) | (0,051) | (0,067) | (0,053) |
| marié | 0,129* | 0,034 | 0,015 | 0,035 | 0,014 |
| | (0,065) | (0,052) | (0,037) | (0,047) | (0,038) |
| âge | 0,013 | 0,006 | 0,010 | 0,020 | 0,006 |
| | (0,021) | (0,016) | (0,012) | (0,018) | (0,015) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,023 | -0,122 | -0,025 | -0,071 | 0,001 |
| | (0,079) | (0,062) | (0,044) | (0,058) | (0,047) |
| élém | -0,066 | 0,144 | 0,057 | 0,130 | 0,034 |
| | (0,172) | (0,10) | (0,077) | (0,098) | (0,081) |
| secpart | -0,010 | 0,059 | 0,013 | 0,039 | -0,030 |
| | (0,084) | (0,068) | (0,048) | (0,066) | (0,051) |
| qprof | -0,081 | 0,122 | 0,061 | 0,185 | 0,017 |
| | (0,132) | (0,121) | (0,078) | (0,098) | (0,079) |
| collpart | 0,072 | 0,341** | 0,180* | 0,077 | 0,195** |
| | (0,120) | (0,102) | (0,071) | (0,083) | (0,073) |
| coll | -0,027 | 0,167* | 0,121 | 0,157* | 0,087 |
| | (0,107) | (0,080) | (0,064) | (0,076) | (0,066) |
| univpart | 0,364** | -0,069 | 0,060 | 0,031 | -0,002 |
| | (0,135) | (0,128) | (0,090) | (0,114) | (0,102) |
| pcycle | -0,038 | -0,025 | 0,008 | 0,081 | 0,021 |
| | (0,090) | (0,083) | (0,060) | (0,072) | (0,061) |
| tn | -0,007 | -0,311 | -0,197 | 0,069 | -0,277 |
| | (0,195) | (0,200) | (0,138) | (0,139) | (0,147) |
| îpé | 1,001 | 0,211 | 0,512 | 0,196 | 0,442 |
| | (0,582) | (0,263) | (0,320) | (0,257) | (0,335) |
| né | -0,188 | -0,071 | -0,058 | -0,235 | -0,127 |
| | (0,185) | (0,119) | (0,091) | (0,134) | (0,099) |
| nb | 0,120 | 0,181 | 0,141 | 0,078 | 0,089* |
| | (0,159) | (0,131) | (0,098) | (0,151) | (0,101) |
| qué | 0,215** | -0,067 | 0,112* | 0,073 | 0,080 |
| | (0,083) | (0,065) | (0,047) | (0,061) | (0,050) |
| man | 0,256 | -0,022 | 0,138 | 0,451** | 0,173 |
| | (0,207) | (0,155) | (0,115) | (0,122) | (0,113) |
| sask | 0,259 | 0,299* | 0,321** | 0,230 | 0,312** |
| | (0,197) | (0,135) | (0,103) | (0,119) | (0,102) |
| alta | 0,430** | 0,091 | 0,188** | -0,005 | 0,161* |
| | (0,093) | (0,108) | (0,065) | (0,092) | (0,069) |
| cb | 0,140 | 0,013 | 0,110 | 0,134 | 0,152** |
| | (0,091) | (0,081) | (0,057) | (0,071) | (0,059) |
| terr | 0,879* | -0,472 | 0,440 | 0,470 | 0,232 |
| | (0,368) | (0,516) | (0,314) | (0,519) | (0,357) |
| elig | | | -0,048 | | |
| | | | (0,055) | | |
| semass | | | -0,004** | | |
| | | | (0,001) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,222** |
| | | | | | (0,037) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations.

**Tableau 7**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel**
**Échantillon complet**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **11857** | **11855** | **10251** | **10250** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,472** | 0,483** | 0,217* | 0,220** |
| | (0,031) | (0,032) | (0,034) | (0,036) |
| clocal | | 0,008 | | 0,002 |
| | | (0,004) | | (0,006) |
| masc | | | 0,232** | 0,233** |
| | | | (0,035) | (0,035) |
| r_pt | | | 0,050 | 0,050 |
| | | | (0,047) | (0,047) |
| marié | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,037) | (0,037) |
| âge | | | 0,003 | 0,003 |
| | | | (0,011) | (0,011) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,036 | -0,037 |
| | | | (0,042) | (0,042) |
| élém | | | 0,053 | 0,053 |
| | | | (0,082) | (0,082) |
| secpart | | | 0,012 | 0,012 |
| | | | (0,046) | (0,046) |
| qprof | | | 0,061 | 0,061 |
| | | | (0,078) | (0,078) |
| collpart | | | 0,127 | 0,127 |
| | | | (0,067) | (0,067) |
| coll | | | 0,095 | 0,096 |
| | | | (0,063) | (0,063) |
| univpart | | | 0,080 | 0,081 |
| | | | (0,081) | (0,081) |
| pcycle | | | -0,002 | -0,001 |
| | | | (0,056) | (0,056) |
| tn | | | -0,154 | -0,165 |
| | | | (0,131) | (0,135) |
| îpé | | | 0,602* | 0,592* |
| | | | (0,298) | (0,298) |
| né | | | -0,004 | -0,009 |
| | | | (0,084) | (0,086) |
| nb | | | 0,178 | 0,175 |
| | | | (0,10) | (0,101) |
| qué | | | 0,141** | 0,136** |
| | | | (0,044) | (0,046) |
| man | | | 0,117 | 0,117 |
| | | | 0,105) | (0,106) |
| sask | | | 0,231* | 0,232* |
| | | | (0,101) | (0,101) |
| alb | | | 0,210** | 0,210** |
| | | | (0,062) | (0,062) |
| cb | | | 0,101 | 0,101 |
| | | | (0,054) | (0,054) |
| terr | | | 0,493 | 0,467 |
| | | | (0,299) | (0,311) |

Notes Les écarts-type sont indiqués entre parenthèses, aves p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Tous les modèles incluent une constante.

**Tableau 8**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel**
**Divers échantillons (voir les notes)**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** | **5** |
|---|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **3451** | **3776** | **10217** | **6479** | **8857** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,108 | 0,399** | 0,224** | 0,232** | 0,216** |
| | (0,062) | (0,055) | (0,036) | (0,048) | (0,039) |
| clocal | 0,004 | 0,002 | 0,004 | 0,009 | 0,001 |
| | (0,010) | (0,008) | (0,006) | (0,008) | (0,006) |
| masc | 0,231** | 0,326** | 0,215** | 0,195** | 0,268** |
| | (0,060) | (0,053) | (0,035) | (0,046) | (0,038) |
| r_pt | 0,215** | 0,053 | 0,062 | 0,031 | 0,057 |
| | (0,083) | (0,072) | (0,047) | (0,063) | (0,051) |
| marié | 0,135* | 0,025 | 0,000 | 0,057 | 0,008 |
| | (0,066) | (0,056) | (0,037) | (0,049) | (0,039) |
| âge | 0,007 | 0,030 | 0,004 | 0,004 | 0,003 |
| | (0,020) | (0,019) | (0,012) | (0,016) | (0,014) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,047 | -0,175** | -0,036 | -0,021 | -0,038 |
| | (0,078) | (0,067) | (0,043) | (0,056) | (0,046) |
| élém | -0,044 | 0,108 | 0,041 | 0,150 | 0,016 |
| | (0,170) | (0,113) | (0,084) | (0,097) | (0,085) |
| secpart | -0,067 | 0,086 | 0,006 | -0,012 | -0,055 |
| | (0,081) | (0,071) | (0,046) | (0,067) | (0,050) |
| qprof | -0,164 | 0,145 | 0,041 | 0,119 | -0,022 |
| | (0,146) | (0,131) | (0,078) | (0,103) | (0,083) |
| collpart | 0,055 | 0,249* | 0,134* | 0,089 | 0,160* |
| | (0,106) | (0,118) | (0,068) | (0,083) | (0,073) |
| coll | 0,033 | 0,168 | 0,114 | 0,074 | 0,064 |
| | (0,10) | (0,090) | (0,063) | (0,081) | (0,067) |
| univpart | 0,233 | -0,084 | 0,099 | 0,006 | 0,062 |
| | (0,132) | (0,132) | (0,081) | (0,10) | (0,090) |
| pcycle | -0,020 | -0,052 | 0,021 | 0,072 | 0,020 |
| | (0,089) | (0,086) | (0,057) | (0,069) | (0,060) |
| tn | -0,080 | -0,302 | -0,183 | 0,005 | -0,244 |
| | (0,186) | (0,218) | (0,138) | (0,139) | (0,147) |
| îpé | 1,162 | 0,329 | 0,588* | 0,247 | 0,525 |
| | (0,750) | (0,274) | (0,298) | (0,264) | (0,312) |
| né | -0,021 | -0,095 | -0,001 | -0,179 | -0,065 |
| | (0,170) | (0,128) | (0,085) | (0,120) | (0,094) |
| nb | 0,156 | 0,131 | 0,176 | 0,085 | 0,150 |
| | (0,156) | (0,140) | (0,099) | (0,148) | (0,104) |
| qué | 0,250** | -0,038 | 0,141** | 0,067 | 0,113* |
| | (0,080) | (0,070) | (0,047) | (0,061) | (0,050) |
| man | 0,202 | 0,022 | 0,094 | 0,295* | 0,122 |
| | (0,191) | (0,158) | (0,108) | (0,138) | (0,111) |
| sask | 0,328 | 0,296 | 0,234* | 0,159 | 0,283** |
| | (0,174) | (0,160) | (0,102) | (0,130) | (0,107) |
| alta | 0,467** | 0,069 | 0,204** | 0,003 | 0,170* |
| | (0,093) | (0,111) | (0,061) | (0,089) | (0,068) |
| cb | 0,051 | 0,028 | 0,101 | 0,088 | 0,134* |
| | (0,090) | (0,088) | (0,055) | (0,068) | (0,059) |
| terr | 0,511 | -0,408 | 0,438 | -0,015 | 0,267 |
| | (0,420) | (0,556) | (0,295) | (0,574) | (0,370) |
| assur | | | -0,109 | | |
| | | | (0,056) | | |
| semass | | | -0,002 | | |
| | | | (0,001) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,185** |
| | | | | | (0,037) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations. Tous les modèles incluent une constante.

**Tableau 9**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel**
**Échantillon DV/CON**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **2567** | **2567** | **1947** | **1947** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,673** | 0,696** | 0,217** | 0,239** |
| | (0,068) | (0,071) | (0,080) | (0,086) |
| clocal | 0,014 | | 0,015 | |
| | (0,011) | | (0,016) | |
| masc | | | 0,257** | 0,256** |
| | | | (0,083) | (0,083) |
| r_pt | | | 0,157 | 0,156 |
| | | | (0,097) | (0,097) |
| marié | | | 0,003 | -0,003 |
| | | | (0,096) | (0,095) |
| âge | | | -0,003 | -0,003 |
| | | | (0,030) | (0,030) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,049 | -0,050 |
| | | | (0,097) | (0,097) |
| élém | | | -0,113 | -0,128 |
| | | | (0,336) | (0,338) |
| secpart | | | -0,076 | -0,082 |
| | | | (0,106) | (0,106) |
| qprof | | | -0,123 | -0,126 |
| | | | (0,213) | (0,213) |
| collpart | | | 0,021 | 0,017 |
| | | | (0,141) | (0,141) |
| coll | | | 0,030 | 0,040 |
| | | | (0,140) | (0,138) |
| univpart | | | 0,118 | 0,118 |
| | | | (0,155) | (0,155) |
| pcycle | | | -0,005 | 0,001 |
| | | | (0,137) | (0,137) |
| tn | | | 0,224 | 0,220 |
| | | | (0,253) | (0,244) |
| îpé | | | 0,902* | 0,851* |
| | | | (0,368) | (0,369) |
| né | | | 0,419* | 0,375 |
| | | | (0,207) | (0,212) |
| nb | | | 0,506 | 0,487 |
| | | | (0,264) | (0,268) |
| qué | | | 0,253* | 0,213 |
| | | | (0,107) | (0,113) |
| man | | | 0,072 | 0,079 |
| | | | (0,226) | (0,227) |
| sask | | | 0,030 | 0,035 |
| | | | (0,220) | (0,220) |
| alta | | | 0,258* | 0,261* |
| | | | (0,131) | (0,131) |
| cb | | | 0,048 | 0,044 |
| | | | (0,120) | (0,119) |
| terr | | | 0,372 | 0,179 |
| | | | (0,905) | (0,957) |

Notes Les écarts-type sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Tous les modèles incluent une constante.

**Tableau 10**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel**
**Échantillon et sous-échantillons DV/CON**

| Modèle: | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 922 | 213 | 1934 | 1197 | 1561 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,340* | 0,335 | 0,274** | 0,407** | 0,269** |
| | (0,156) | (0,276) | (0,088) | (0,122) | (0,098) |
| clocal | 0,016 | -0,038 | 0,006 | 0,052** | 0,012 |
| | (0,024) | (0,050) | (0,016) | (0,020) | (0,019) |
| masc | 0,260* | 0,378 | 0,259** | 0,235* | 0,359** |
| | (0,126) | (0,276) | (0,083) | (0,117) | (0,097) |
| r_pt | 0,481** | 0,273 | 0,152 | 0,292* | 0,175 |
| | (0,142) | (0,368) | (0,097) | (0,141) | (0,114) |
| marié | 0,211 | -0,184 | 0,000 | 0,167 | 0,061 |
| | (0,141) | (0,289) | (0,095) | (0,130) | (0,106) |
| âge | 0,002 | 0,154 | -0,004 | -0,005 | 0,000 |
| | (0,046) | (0,103) | (0,030) | (0,043) | (0,052) |
| âge2 | 0,000 | -0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,001) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,101 | -0,681* | -0,049 | 0,084 | -0,178 |
| | (0,159) | (0,297) | (0,097) | (0,135) | (0,116) |
| élém | 0,187 | -0,679 | -0,119 | 0,234 | 0,021 |
| | (0,352) | (0,979) | (0,338) | (0,545) | (0,344) |
| secpart | -0,065 | 0,101 | -0,065 | -0,260 | -0,155 |
| | (0,167) | (0,316) | (0,108) | (0,168) | (0,129) |
| qprof | -0,313 | -0,173 | -0,113 | -0,235 | -0,235 |
| | (0,376) | (0,659) | (0,211) | (0,319) | (0,244) |
| collpart | 0,041 | -0,322 | 0,028 | -0,027 | 0,067 |
| | (0,190) | (0,498) | (0,140) | (0,193) | (0,161) |
| coll | 0,096 | -0,188 | 0,060 | -0,134 | -0,045 |
| | (0,188) | (0,420) | (0,137) | (0,190) | (0,157) |
| univpart | -0,049 | 0,527 | 0,126 | -0,119 | 0,113 |
| | (0,239) | (0,512) | (0,156) | (0,179) | (0,182) |
| pcycle | 0,011 | -0,495 | 0,005 | -0,005 | -0,064 |
| | (0,198) | (0,415) | (0,137) | (0,175) | (0,159) |
| tn | -0,353 | 1,511** | 0,242 | 0,098 | 0,247 |
| | (0,390) | (0,585) | (0,244) | (0,425) | (0,263) |
| né | 0,929* | -0,283 | 0,402 | 0,156 | 0,362 |
| | (0,382) | (0,758) | (0,210) | (0,280) | (0,245) |
| nb | 0,360 | -0,467 | 0,454 | 0,552 | 0,539 |
| | (0,373) | (0,887) | (0,270) | (0,377) | (0,288) |
| qué | 0,318* | 0,050 | 0,225* | 0,019 | 0,203 |
| | (0,158) | (0,350) | (0,113) | (0,162) | (0,133) |
| man | 0,205 | 0,362 | 0,080 | -0,115 | 0,101 |
| | (0,316) | (0,494) | (0,227) | (0,395) | (0,256) |
| sask | 0,293 | -0,545 | 0,033 | -0,118 | 0,261 |
| | (0,294) | (0,837) | (0,218) | (0,314) | (0,264) |
| alta | 0,450* | -0,084 | 0,247 | 0,001 | 0,171 |
| | (0,195) | (0,363) | (0,131) | (0,191) | (0,155) |
| cb | -0,228 | -0,389 | 0,043 | -0,059 | 0,053 |
| | (0,187) | (0,415) | (0,120) | (0,150) | (0,142) |
| terr | -0,448 | -0,408 | 0,216 | -1,258 | 0,058 |
| | (1,162) | (0,556) | (0,925) | (1,107) | (1,152) |
| îpé | 1,162 | 0,963 | 0,882* | 1,612** | 0,849* |
| | (0,750) | (0,902) | (0,373) | (0,606) | (0,412) |
| assur | | | -0,392** | | |
| | | | (0,151) | | |
| semass | | | 0,009* | | |
| | | | (0,004) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,020 |
| | | | | | (0,105) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations. Tous les modèles incluent une constante.

**Tableau 11**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel**
**Échantillon MT/AUT**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **8474** | **8472** | **7810** | **7809** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,377** | 0,382** | 0,233** | 0,235** |
| | (0,036) | (0,036) | (0,038) | (0,039) |
| clocal | | 0,004 | | 0,001 |
| | | (0,005) | | (0,006) |
| masc | | | 0,228** | 0,229** |
| | | | (0,038) | (0,038) |
| r_pt | | | 0,003 | 0,003 |
| | | | (0,055) | (0,055) |
| marié | | | 0,018 | 0,017 |
| | | | (0,040) | (0,040) |
| âge | | | 0,009 | 0,009 |
| | | | (0,013) | (0,013) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minis | | | -0,030 | -0,031 |
| | | | (0,048) | (0,048) |
| élém | | | 0,084 | 0,085 |
| | | | (0,083) | (0,083) |
| secpart | | | 0,033 | 0,034 |
| | | | (0,052) | (0,052) |
| qprof | | | 0,088 | 0,088 |
| | | | (0,083) | (0,083) |
| collpart | | | 0,172* | 0,172* |
| | | | (0,076) | (0,076) |
| coll | | | 0,116 | 0,117 |
| | | | (0,068) | (0,068) |
| univpart | | | 0,031 | 0,031 |
| | | | (0,10) | (0,10) |
| pcycle | | | -0,026 | -0,025 |
| | | | (0,063) | (0,063) |
| tn | | | -0,191 | -0,199 |
| | | | (0,142) | (0,148) |
| îpé | | | 0,534 | 0,527 |
| | | | (0,344) | (0,345) |
| né | | | -0,073 | -0,077 |
| | | | (0,096) | (0,099) |
| nb | | | 0,131 | 0,129 |
| | | | (0,107) | (0,108) |
| qué | | | 0,109* | 0,105* |
| | | | (0,048) | (0,051) |
| man | | | 0,172 | 0,172 |
| | | | (0,120) | (0,120) |
| sask | | | 0,344** | 0,346** |
| | | | (0,110) | (0,110) |
| alta | | | 0,194** | 0,195** |
| | | | (0,071) | (0,071) |
| cb | | | 0,132* | 0,133* |
| | | | (0,061) | (0,061) |
| terr | | | 0,561 | 0,542 |
| | | | (0,344) | (0,357) |

Notes Les écarts-type sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Tous les modèles incluent une constante.

**Tableau 12**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de durée exponentiel**
**Échantillon et sous-échantillons MT/AUT**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 2468 | 3403 | 7791 | 4890 | 6860 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,009 | 0,412** | 0,234** | 0,191** | 0,219** |
| | (0,068) | (0,057) | (0,040) | (0,052) | (0,042) |
| clocal | 0,001 | 0,007 | 0,006 | 0,001 | 0,000 |
| | (0,011) | (0,009) | (0,006) | (0,007) | (0,006) |
| masc | 0,208** | 0,345** | 0,211** | 0,155** | 0,232** |
| | (0,070) | (0,054) | (0,039) | (0,048) | (0,040) |
| r_pt | 0,051 | 0,021 | 0,014 | -0,042 | 0,011 |
| | (0,102) | (0,072) | (0,055) | (0,072) | (0,058) |
| marié | 0,147* | 0,035 | 0,017 | 0,035 | 0,018 |
| | (0,074) | (0,057) | (0,040) | (0,051) | (0,042) |
| âge | 0,011 | 0,005 | 0,009 | 0,020 | 0,005 |
| | (0,023) | (0,018) | (0,013) | (0,019) | (0,016) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,023 | -0,132 | -0,023 | -0,071 | 0,007 |
| | (0,088) | (0,069) | (0,049) | (0,062) | (0,051) |
| élém | -0,076 | 0,161 | 0,067 | 0,143 | 0,038 |
| | (0,192) | (0,112) | (0,085) | (0,106) | (0,089) |
| secpart | -0,021 | 0,077 | 0,016 | 0,039 | -0,035 |
| | (0,095) | (0,075) | (0,053) | (0,071) | (0,055) |
| qprof | -0,088 | 0,134 | 0,071 | 0,193 | 0,021 |
| | (0,151) | (0,136) | (0,085) | (0,105) | (0,087) |
| collpart | 0,062 | 0,379** | 0,189* | 0,077 | 0,205* |
| | (0,134) | (0,113) | (0,078) | (0,089) | (0,080) |
| coll | -0,035 | 0,199* | 0,132 | 0,170* | 0,092 |
| | (0,119) | (0,088) | (0,069) | (0,081) | (0,072) |
| univpart | 0,408* | -0,080 | 0,056 | 0,025 | -0,013 |
| | (0,161) | (0,141) | (0,099) | (0,123) | (0,111) |
| pcycle | -0,044 | -0,027 | 0,001 | 0,078 | 0,011 |
| | (0,099) | (0,091) | (0,065) | (0,077) | (0,067) |
| tn | -0,016 | -0,346 | -0,217 | 0,065 | -0,304 |
| | (0,215) | (0,222) | (0,152) | (0,148) | (0,163) |
| îpé | 1,143 | 0,203 | 0,526 | 0,193 | 0,447 |
| | (0,743) | (0,291) | (0,348) | (0,275) | (0,360) |
| né | -0,217 | -0,079 | -0,070 | -0,259 | -0,148 |
| | (0,201) | (0,131) | (0,098) | (0,143) | (0,107) |
| nb | 0,123 | 0,191 | 0,143 | 0,068 | 0,088 |
| | (0,172) | (0,144) | (0,107) | (0,162) | (0,110) |
| qué | 0,232* | -0,082 | 0,118* | 0,076 | 0,085 |
| | (0,093) | (0,072) | (0,052) | (0,065) | (0,055) |
| man | 0,277 | -0,036 | 0,145 | 0,480** | 0,183 |
| | (0,235) | (0,170) | (0,127) | (0,132) | (0,124) |
| sask | 0,276 | 0,338* | 0,349** | 0,247 | 0,342** |
| | (0,221) | (0,151) | (0,113) | (0,126) | (0,113) |
| alta | 0,474** | 0,090 | 0,200** | -0,001 | 0,172* |
| | (0,105) | (0,120) | (0,072) | (0,099) | (0,076) |
| cb | 0,156 | 0,018 | 0,127* | 0,153* | 0,175** |
| | (0,101) | (0,089) | (0,062) | (0,077) | (0,065) |
| terr | 0,972* | -0,515 | 0,478 | 0,486 | 0,251 |
| | (0,435) | (0,554) | (0,346) | (0,557) | (0,383) |
| assur | | | -0,059 | | |
| | | | (0,060) | | |
| semass | | | -0,004** | | |
| | | | (0,002) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,241** |
| | | | | | (0,041) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations. Tous les modèles incluent un terme constant.

**Tableau 13**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull**
**Échantillon complet**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **11857** | **11855** | **10251** | **10250** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,444** | 0,453** | 0,208** | 0,210** |
| | (0,029) | (0,029) | (0,031) | (0,032) |
| const | -3,066** | -3,139** | -3,259** | -3,271** |
| | (0,040) | (0,062) | (0,265) | (0,269) |
| clocal | | 0,007 | | 0,002 |
| | | (0,004) | | (0,005) |
| masc | | | 0,215** | 0,216** |
| | | | (0,031) | (0,031) |
| r_pt | | | 0,046 | 0,045 |
| | | | (0,042) | (0,042) |
| marié | | | 0,003 | 0,002 |
| | | | (0,033) | (0,033) |
| âge | | | 0,002 | 0,002 |
| | | | (0,010) | (0,010) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,038 | -0,038 |
| | | | (0,038) | (0,038) |
| élém | | | 0,044 | 0,044 |
| | | | (0,072) | (0,072) |
| secpart | | | 0,009 | 0,009 |
| | | | (0,041) | (0,041) |
| qprof | | | 0,058 | 0,058 |
| | | | (0,069) | (0,069) |
| collpart | | | 0,117 | 0,117 |
| | | | (0,060) | (0,060) |
| coll | | | 0,090 | 0,091 |
| | | | (0,056) | (0,056) |
| univpart | | | 0,077 | 0,077 |
| | | | (0,073) | (0,073) |
| pcycle | | | -0,001 | 0,000 |
| | | | (0,051) | (0,051) |
| tn | | | -0,145 | -0,154 |
| | | | (0,118) | (0,121) |
| îpé | | | 0,542* | 0,533 |
| | | | (0,272) | (0,272) |
| né | | | -0,005 | -0,009 |
| | | | (0,076) | (0,078) |
| nb | | | 0,160 | 0,157 |
| | | | (0,089) | (0,090) |
| qué | | | 0,125** | 0,121** |
| | | | (0,039) | (0,042) |
| man | | | 0,102 | 0,103 |
| | | | (0,094) | (0,094) |
| sask | | | 0,199* | 0,200* |
| | | | (0,089) | (0,089) |
| alta | | | 0,187** | 0,188** |
| | | | (0,055) | (0,055) |
| cb | | | 0,090 | 0,090 |
| | | | (0,048) | (0,048) |
| terr | | | 0,431 | 0,409 |
| | | | (0,259) | (0,270) |
| ln q | -0,246** | -0,246** | -0,287** | -0,287** |
| | (0,013) | (0,013) | (0,013) | (0,013) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le paramètre ln q correspond à la forme estimative du risque de base, suivant la distribution de probabilité de Weibull, où ln q < 0 équivaut à un risque décroissant.

**Tableau 14**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull**
**Divers échantillons (voir les notes)**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** | **5** |
|---|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **3451** | **3776** | **10217** | **6479** | **8857** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,121* | 0,368** | 0,214** | 0,220** | 0,204** |
| | (0,052) | (0,050) | (0,032) | (0,043) | (0,034) |
| clocal | 0,002 | 0,002 | 0,003 | 0,008 | 0,001 |
| | (0,008) | (0,008) | (0,005) | (0,007) | (0,006) |
| masc | 0,202** | 0,304** | 0,200** | 0,182** | 0,246** |
| | (0,051) | (0,048) | (0,031) | (0,041) | (0,034) |
| r_pt | 0,187** | 0,046 | 0,056 | 0,029 | 0,052 |
| | (0,070) | (0,066) | (0,042) | (0,057) | (0,045) |
| marié | 0,111* | 0,024 | 0,003 | 0,051 | 0,009 |
| | (0,055) | (0,051) | (0,033) | (0,044) | (0,035) |
| âge | 0,007 | 0,028 | 0,003 | 0,003 | 0,002 |
| | (0,017) | (0,017) | (0,010) | (0,014) | (0,013) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,049 | -0,160** | -0,037 | -0,024 | -0,040 |
| | (0,065) | (0,061) | (0,038) | (0,050) | (0,041) |
| élém | -0,049 | 0,099 | 0,034 | 0,131 | 0,012 |
| | (0,142) | (0,102) | (0,073) | (0,087) | (0,075) |
| secpart | -0,057 | 0,074 | 0,003 | -0,016 | -0,051 |
| | (0,068) | (0,065) | (0,041) | (0,060) | (0,045) |
| qprof | -0,129 | 0,132 | 0,041 | 0,107 | -0,015 |
| | (0,121) | (0,118) | (0,069) | (0,092) | (0,073) |
| collpart | 0,053 | 0,225* | 0,124* | 0,082 | 0,143* |
| | (0,090) | (0,107) | (0,061) | (0,075) | (0,064) |
| coll | 0,032 | 0,157 | 0,107 | 0,070 | 0,060 |
| | (0,085) | (0,081) | (0,056) | (0,073) | (0,060) |
| univpart | 0,197 | -0,069 | 0,094 | 0,003 | 0,060 |
| | (0,107) | (0,122) | (0,073) | (0,090) | (0,081) |
| pcycle | -0,009 | -0,052 | 0,020 | 0,064 | 0,016 |
| | (0,076) | (0,079) | (0,051) | (0,062) | (0,054) |
| tn | -0,072 | -0,286 | -0,169 | -0,003 | -0,218 |
| | (0,159) | (0,201) | (0,124) | (0,125) | (0,132) |
| îpé | 0,998 | 0,287 | 0,529 | 0,205 | 0,477 |
| | (0,576) | (0,243) | (0,271) | (0,229) | (0,283) |
| né | -0,014 | -0,089 | -0,004 | -0,162 | -0,059 |
| | (0,149) | (0,116) | (0,077) | (0,109) | (0,084) |
| nb | 0,124 | 0,120 | 0,157 | 0,077 | 0,131 |
| | (0,134) | (0,127) | (0,089) | (0,134) | (0,092) |
| qué | 0,216** | -0,036 | 0,125** | 0,056 | 0,100* |
| | (0,068) | (0,063) | (0,042) | (0,055) | (0,045) |
| man | 0,158 | 0,020 | 0,084 | 0,255* | 0,107 |
| | (0,158) | (0,145) | (0,097) | (0,122) | (0,099) |
| sask | 0,260 | 0,263 | 0,202* | 0,129 | 0,240** |
| | (0,142) | (0,143) | (0,089) | (0,114) | (0,093) |
| alta | 0,383** | 0,071 | 0,181** | 0,010 | 0,152* |
| | (0,077) | (0,101) | (0,055) | (0,081) | (0,061) |
| cb | 0,044 | 0,021 | 0,091 | 0,073 | 0,118* |
| | (0,078) | (0,079) | (0,049) | (0,061) | (0,052) |
| terr | 0,430 | -0,395 | 0,378 | 0,007 | 0,236 |
| | (0,337) | (0,503) | (0,257) | (0,526) | (0,323) |
| const | -3,431** | -3,901** | -3,222** | -3,475** | -3,313** |
| | (0,451) | (0,456) | (0,271) | (0,376) | (0,333) |
| assur | | | -0,097 | | |
| | | | (0,050) | | |
| semass | | | -0,001 | | |
| | | | (0,001) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,156** |
| | | | | | (0,033) |
| ln q | -0,457** | -0,223** | -0,286** | -0,300** | -0,305** |
| | (0,019) | (0,019) | (0,013) | (0,017) | (0,014) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le paramètre ln q correspond à la forme estimative du risque de base, suivant la distribution de probabilité de Weibull, où ln q < 0 équivaut à un risque décroissant.

**Tableau 15**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull**
**Échantillon DV/CON**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **2567** | **2567** | **1947** | **1947** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,629** | 0,648** | 0,224** | 0,241** |
| | (0,060) | (0,063) | (0,067) | (0,071) |
| const | -2,740** | -2,863** | -2,875** | -2,970** |
| | (0,062) | (0,124) | (0,667) | (0,676) |
| clocal | | 0,012 | | 0,012 |
| | | (0,010) | | (0,013) |
| masc | | | 0,224** | 0,223** |
| | | | (0,070) | (0,069) |
| r_pt | | | 0,141 | 0,141 |
| | | | (0,080) | (0,080) |
| marié | | | 0,013 | 0,009 |
| | | | (0,081) | (0,080) |
| âge | | | -0,002 | -0,002 |
| | | | (0,025) | (0,025) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,053 | -0,053 |
| | | | (0,081) | (0,081) |
| élém | | | -0,112 | -0,123 |
| | | | (0,268) | (0,269) |
| secpart | | | -0,072 | -0,076 |
| | | | (0,088) | (0,088) |
| qprof | | | -0,097 | -0,098 |
| | | | (0,175) | (0,175) |
| collpart | | | 0,014 | 0,012 |
| | | | (0,116) | (0,117) |
| coll | | | 0,030 | 0,038 |
| | | | (0,118) | (0,116) |
| univpart | | | 0,093 | 0,094 |
| | | | (0,125) | (0,125) |
| pcycle | | | 0,007 | 0,012 |
| | | | (0,116) | (0,116) |
| tn | | | 0,165 | 0,157 |
| | | | (0,203) | (0,194) |
| îpé | | | 0,647* | 0,602* |
| | | | (0,288) | (0,295) |
| né | | | 0,343* | 0,310 |
| | | | (0,166) | (0,170) |
| nb | | | 0,397 | 0,385 |
| | | | (0,207) | (0,210) |
| qué | | | 0,205* | 0,173 |
| | | | (0,090) | (0,094) |
| man | | | 0,046 | 0,051 |
| | | | (0,188) | (0,189) |
| sask | | | 0,030 | 0,034 |
| | | | (0,182) | (0,182) |
| alta | | | 0,203 | 0,207 |
| | | | (0,108) | (0,109) |
| cb | | | 0,040 | 0,036 |
| | | | (0,101) | (0,10) |
| terr | | | 0,312 | 0,174 |
| | | | (0,752) | (0,793) |
| ln q | -0,443** | -0,443** | -0,520** | -0,520** |
| | (0,024) | (0,024) | (0,024) | (0,024) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le paramètre ln q correspond à la forme estimative du risque de base, suivant la distribution de probabilité de Weibull, où ln q < 0 équivaut à un risque décroissant.

**Tableau 16**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modéle de Weibull**
**Échantillon et sous-échantillons DV/CON**

| Model : | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| # obs : | 922 | 213 | 1934 | 1197 | 1561 |
| Depvar: | uspell | uspell | uspell | uspell | uspell |
| epcc | 0,278* | 0,319 | 0,270** | 0,376** | 0,263** |
| | (0,118) | (0,214) | (0,073) | (0,10) | (0,080) |
| const | -3,172** | -5,575* | -2,904** | -3,596** | -2,913* |
| | (0,921) | (2,381) | (0,672) | (0,957) | (1,181) |
| clocal | 0,007 | -0,031 | 0,005 | 0,043* | 0,008 |
| | (0,018) | (0,040) | (0,013) | (0,017) | (0,015) |
| masc | 0,200* | 0,310 | 0,224** | 0,217* | 0,304** |
| | (0,095) | (0,220) | (0,069) | (0,094) | (0,080) |
| r_pt | 0,395** | 0,262 | 0,137 | 0,243* | 0,161 |
| | (0,111) | (0,297) | (0,080) | (0,115) | (0,092) |
| marié | 0,159* | -0,106 | 0,009 | 0,134 | 0,065 |
| | (0,105) | (0,243) | (0,080) | (0,107) | (0,088) |
| âge | 0,004 | 0,122 | -0,003 | -0,001 | -0,001 |
| | (0,034) | (0,083) | (0,025) | (0,036) | (0,043) |
| âge2 | 0,000 | -0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,001) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,099 | -0,573* | -0,051 | 0,044 | -0,153 |
| | (0,122) | (0,256) | (0,081) | (0,108) | (0,096) |
| élém | 0,015 | -0,589 | -0,114 | 0,239 | -0,028 |
| | (0,249) | (0,836) | (0,269) | (0,436) | (0,277) |
| secpart | -0,055 | 0,112 | -0,063 | -0,232 | -0,131 |
| | (0,126) | (0,247) | (0,090) | (0,139) | (0,107) |
| qprof | -0,218 | -0,124 | -0,089 | -0,178 | -0,191 |
| | (0,293) | (0,521) | (0,174) | (0,257) | (0,199) |
| collpart | 0,026 | -0,268 | 0,018 | -0,019 | 0,041 |
| | (0,145) | (0,416) | (0,116) | (0,156) | (0,130) |
| coll | 0,065 | -0,091 | 0,050 | -0,109 | -0,033 |
| | (0,140) | (0,364) | (0,115) | (0,157) | (0,131) |
| univpart | -0,015 | 0,486 | 0,099 | -0,109 | 0,073 |
| | (0,186) | (0,413) | (0,126) | (0,149) | (0,144) |
| pcycle | 0,017 | -0,406 | 0,014 | -0,002 | -0,039 |
| | (0,153) | (0,351) | (0,116) | (0,144) | (0,132) |
| tn | -0,276 | 0,920* | 0,172 | 0,029 | 0,161 |
| | (0,335) | (0,358) | (0,194) | (0,325) | (0,206) |
| né | 0,678** | -0,306 | 0,328 | 0,122 | 0,302 |
| | (0,256) | (0,609) | (0,168) | (0,222) | (0,192) |
| nb | 0,254 | -0,368 | 0,360 | 0,409 | 0,399 |
| | (0,275) | (0,810) | (0,211) | (0,289) | (0,212) |
| qué | 0,262* | 0,017 | 0,181 | 0,001 | 0,170 |
| | (0,119) | (0,30) | (0,094) | (0,133) | (0,109) |
| man | 0,118 | 0,239 | 0,050 | -0,089 | 0,058 |
| | (0,233) | (0,378) | (0,189) | (0,327) | (0,208) |
| sask | 0,241 | -0,491 | 0,031 | -0,111 | 0,195 |
| | (0,219) | (0,708) | (0,181) | (0,254) | (0,208) |
| alta | 0,337* | -0,10 | 0,193 | 0,008 | 0,142 |
| | (0,143) | (0,297) | (0,109) | (0,159) | (0,128) |
| cb | -0,194 | -0,349 | 0,034 | -0,053 | 0,040 |
| | (0,151) | (0,347) | (0,101) | (0,124) | (0,118) |
| terr | -0,360 | -- | 0,181 | -1,077 | 0,066 |
| | (0,955) | | (0,766) | (0,978) | (0,975) |
| îpé | 0,998 | 0,882 | 0,633* | 0,899** | 0,564 |
| | (0,576) | (0,664) | (0,296) | (0,269) | (0,325) |
| assur | | | -0,320* | | |
| | | | (0,125) | | |
| semass | | | 0,007* | | |
| | | | (0,003) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,007** |
| | | | | | (0,085) |
| ln q | -0,711** | -0,522** | -0,521** | -0,595** | -0,595** |
| | (0,026) | (0,068) | (0,024) | (0,029) | (0,025) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05= * p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations. Le paramètre ln q correspond à la forme estimative du risque de base, suivant la distribution de probabilité de Weibull, où ln q<0 équivaut à un risque décroissant.

**Tableau 17**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull**
**Échantillon MT/AUT**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **8474** | **8472** | **7810** | **7809** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,355** | 0,360** | 0,220** | 0,222** |
| | (0,033) | (0,034) | (0,035) | (0,036) |
| const | -3,138** | -3,181** | -3,560** | -3,568** |
| | (0,051) | (0,072) | (0,317) | (0,323) |
| clocal | | 0,004 | | 0,001 |
| | | (0,005) | | (0,006) |
| masc | | | 0,215** | 0,216** |
| | | | (0,035) | (0,035) |
| r_pt | | | 0,003 | 0,002 |
| | | | (0,051) | (0,051) |
| marié | | | 0,017 | 0,017 |
| | | | (0,037) | (0,037) |
| âge | | | 0,009 | 0,008 |
| | | | (0,012) | (0,012) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,030 | -0,031 |
| | | | (0,044) | (0,044) |
| élém | | | 0,076 | 0,077 |
| | | | (0,076) | (0,076) |
| secpart | | | 0,030 | 0,030 |
| | | | (0,048) | (0,048) |
| qprof | | | 0,084 | 0,085 |
| | | | (0,076) | (0,076) |
| collpart | | | 0,163* | 0,163* |
| | | | (0,070) | (0,070) |
| coll | | | 0,109 | 0,110 |
| | | | (0,062) | (0,062) |
| univpart | | | 0,036 | 0,036 |
| | | | (0,093) | (0,093) |
| pcycle | | | -0,025 | -0,025 |
| | | | (0,058) | (0,058) |
| tn | | | -0,179 | -0,187 |
| | | | (0,132) | (0,138) |
| îpé | | | 0,504 | 0,498 |
| | | | (0,325) | (0,326) |
| né | | | -0,068 | -0,071 |
| | | | (0,090) | (0,092) |
| nb | | | 0,123 | 0,121 |
| | | | (0,099) | (0,10) |
| qué | | | 0,100* | 0,097* |
| | | | (0,044) | (0,047) |
| man | | | 0,157 | 0,157 |
| | | | (0,110) | (0,110) |
| sask | | | 0,307** | 0,308** |
| | | | (0,099) | (0,099) |
| alta | | | 0,180** | 0,180** |
| | | | (0,065) | (0,065) |
| cb | | | 0,121* | 0,121* |
| | | | (0,056) | (0,056) |
| terr | | | 0,519 | 0,502 |
| | | | (0,309) | (0,320) |
| ln q | -0,188** | -0,188** | -0,206** | -0,206** |
| | (0,015) | (0,015) | (0,015) | (0,015) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le paramètre ln q correspond à la forme estimative du risque de base, suivant la distribution de probabilité de Weibull, où ln q < 0 équivaut à un risque décroissant.

**Tableau 18**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur le modèle de Weibull**
**Échantillon et sous-échantillons MT/AUT**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 2468 | 3403 | 7791 | 4890 | 6860 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,021 | 0,384** | 0,220** | 0,181** | 0,204** |
| | (0,061) | (0,052) | (0,037) | (0,048) | (0,038) |
| const | -3,808** | -3,422** | -3,481** | -3,983** | -3,599** |
| | (0,559) | (0,434) | (0,323) | (0,475) | (0,393) |
| clocal | 0,000 | 0,007 | 0,005 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,010) | (0,008) | (0,006) | (0,007) | (0,006) |
| masc | 0,191** | 0,324** | 0,199** | 0,150** | 0,219** |
| | (0,063) | (0,050) | (0,036) | (0,045) | (0,037) |
| r_pt | 0,042 | 0,018 | 0,013 | -0,040 | 0,009 |
| | (0,092) | (0,067) | (0,051) | (0,067) | (0,053) |
| marié | 0,130* | 0,033 | 0,016 | 0,032 | 0,016 |
| | (0,065) | (0,053) | (0,037) | (0,047) | (0,038) |
| âge | 0,010 | 0,005 | 0,008 | 0,019 | 0,005 |
| | (0,021) | (0,017) | (0,012) | (0,018) | (0,015) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,023 | -0,121 | -0,024 | -0,067 | 0,003 |
| | (0,079) | (0,063) | (0,045) | (0,058) | (0,047) |
| élém | -0,068 | 0,150 | 0,060 | 0,134 | 0,035 |
| | (0,173) | (0,102) | (0,078) | (0,098) | (0,082) |
| secpart | -0,018 | 0,067 | 0,014 | 0,035 | -0,032 |
| | (0,084) | (0,070) | (0,048) | (0,066) | (0,051) |
| qprof | -0,076 | 0,126 | 0,071 | 0,182 | 0,024 |
| | (0,134) | (0,124) | (0,078) | (0,098) | (0,079) |
| collpart | 0,065 | 0,348** | 0,177* | 0,074 | 0,190** |
| | (0,121) | (0,103) | (0,071) | (0,084) | (0,073) |
| coll | -0,026 | 0,183* | 0,125* | 0,162* | 0,086 |
| | (0,107) | (0,080) | (0,064) | (0,076) | (0,066) |
| univpart | 0,372** | -0,067 | 0,060 | 0,026 | -0,003 |
| | (0,140) | (0,132) | (0,092) | (0,116) | (0,103) |
| pcycle | -0,038 | -0,029 | 0,000 | 0,071 | 0,006 |
| | (0,089) | (0,084) | (0,060) | (0,072) | (0,061) |
| tn | -0,011 | -0,328 | -0,201 | 0,061 | -0,279 |
| | (0,194) | (0,208) | (0,141) | (0,139) | (0,151) |
| îpé | 1,063 | 0,177 | 0,497 | 0,174 | 0,428 |
| | (0,639) | (0,264) | (0,327) | (0,254) | (0,340) |
| né | -0,190 | -0,073 | -0,066 | -0,242 | -0,136 |
| | (0,187) | (0,120) | (0,091) | (0,136) | (0,099) |
| nb | 0,113 | 0,175 | 0,133 | 0,066 | 0,080 |
| | (0,157) | (0,132) | (0,099) | (0,153) | (0,101) |
| qué | 0,216* | -0,076 | 0,109* | 0,070 | 0,078 |
| | (0,084) | (0,066) | (0,048) | (0,061) | (0,050) |
| man | 0,240 | -0,033 | 0,135 | 0,439** | 0,168 |
| | (0,207) | (0,158) | (0,116) | (0,121) | (0,114) |
| sask | 0,227 | 0,305* | 0,311** | 0,218 | 0,302** |
| | (0,193) | 0,137) | (0,102) | (0,116) | (0,101) |
| alta | 0,423** | 0,092 | 0,183** | 0,005 | 0,157* |
| | (0,093) | (0,111) | (0,066) | (0,093) | (0,070) |
| cb | 0,147 | 0,015 | 0,117* | 0,138 | 0,158** |
| | (0,091) | (0,082) | (0,057) | (0,071) | (0,059) |
| terr | 0,890* | -0,494 | 0,440 | 0,471 | 0,237 |
| | (0,367) | (0,509) | (0,311) | (0,515) | (0,354) |
| assur | | | -0,055 | | |
| | | | (0,055) | | |
| semass | | | -0,004** | | |
| | | | (0,001) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,216** |
| | | | | | (0,038) |
| ln q | -0,277** | -0,188** | -0,204** | -0,180** | -0,212** |
| | (0,026) | (0,020) | (0,015) | (0,020) | (0,016) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations. Le paramètre ln q correspond à la forme estimative du risque de base, suivant la distribution de probabilité de Weibull, où ln q<0 équivaut à un hasard décroissant.

# 4. Résultats : durée des prestations d'assurance-chômage

Outre l'analyse des déterminants de la durée du chômage et du rôle joué par des modifications apportées au régime par l'introduction du Projet de loi C-17, il y a un certain intérêt à faire la modélisation connexe des déterminants des durées de prestations proprement dites. Ces durées — que, par souci de brièveté, nous appellerons ici durées de prestations — sont importantes à plusieurs égards. Premièrement, l'évaluation de l'effet budgétaire d'une modification de politique, par exemple l'introduction du Projet de loi C-17, passe par l'évaluation des effets qui s'exercent sur le niveau et la durée des prestations. Deuxièmement, les durées de prestations, par opposition aux durées de chômage, ont peut-être plus d'affinité avec la notion théorique d'un compromis entre assurance et risque moral dans les modèles cherchant à définir la structure et la taille d'un régime optimal. Troisièmement, une grande partie des travaux canadiens effectués sur le régime d'assurance-chômage, notamment certaines des contributions les plus marquantes (p. ex. Ham et Rea 1987), ont dû se limiter aux durées de prestations, simplement parce que les données administratives sous-jacentes ne disaient rien sur ce qui s'était passé après la fin de la période de prestations. Cela dit, il importe de souligner que les durées de prestations sont clairement distinctes des durées de chômage ou de non-emploi et que, en termes empiriques, ces différences peuvent être grandes. Lévesque (1987, 1989) compare des données sur le chômage tirées de l'Enquête sur la population active avec des données sur le comportement à l'égard de la réception de prestations, et Barnes et Picard (1992) et Roy (1994) ont pris le relais, avec une insistance sur les aspects cycliques[13].

Dans la présentation de cette analyse sur les durées de prestations, j'ai choisi de me concentrer sur les résultats de l'échantillon total. Comme pour la multitude de résultats sur les durées du chômage à la section précédente, il y a peu de différences dans l'effet principal — l'effet du Projet de loi C-17 — entre les groupes séparés selon la raison de cessation d'emploi. De plus, comme le présent travail se limite forcément aux personnes admissibles à l'assurance-chômage et, plus encore, à celles qui ont effectivement demandé des prestations, la taille de l'échantillon du groupe DV/CON devient très faible dans de nombreux cas. Comme plus haut, l'analyse consiste à examiner une série de modèles de durée et à analyser diverses spécifications, diverses

[13] Voir aussi l'analyse des périodes de chômage et de réception de prestations dans Corak et Jones (1995), p. 560-1.

hypothèses de distribution et divers ensembles de variables de contrôle en plus de l'effet quasi expérimental " avant/après ". Encore ici, je commence par le modèle de vraisemblance partielle de Cox, puis j'examine deux autres spécifications.

## Modèles de vraisemblance partielle de Cox

Les tableaux 19 et 20 présentent les résultats de l'estimation des modèles de Cox des déterminants des durées de prestations, limités au sous-échantillon des personnes qui étaient admissibles aux prestations et qui en ont fait la demande. Au tableau 19, le modèle 1 donne l'effet quasi expérimental pur. Celui-ci, comme on s'y attendait, est élevé, de fait beaucoup plus que l'effet semblable pour les durées de chômage présenté au tableau 1. En termes de ratio de risque, l'estimation ponctuelle de 1,241 du modèle 1 du tableau 19 correspond à une multiplication du risque d'un facteur proche de 3,5. En outre, cet effet prononcé se maintient même avec l'ajout d'une variable de contrôle tenant compte des taux de chômage local dans le modèle 2 et avec l'ajout de l'ensemble général standard de variables de contrôle démographiques et autres, sans ou avec les taux de chômage locaux, dans les modèles 3 et 4 respectivement.

Fait intéressant, ces modèles de durée des prestations, contrairement aux résultats précédents sur les périodes de chômage, montrent un effet négatif significatif exercé par les conditions locales du marché du travail, aussi bien sans autres variables de contrôle (modèle 2) que lorsqu'on tient compte du facteur régional et des caractéristiques démographiques (modèle 4). De plus, dans les deux derniers modèles du tableau 19, les données montrent des effets significatifs pour le sexe (les hommes ont un risque plus élevé et donc des durées prévues plus brèves) et l'âge (avec premier terme négatif) ainsi que certains effets régionaux significatifs (même après contrôle pour retrancher l'effet des taux de chômage local). Par ailleurs, le fait d'avoir occupé un emploi à plein temps avant la demande de prestations contribue à réduire le risque de façon significative : ces personnes ont plus de difficulté à trouver un nouvel emploi convenable et sont plus susceptibles de demeurer prestataires.

Le tableau 20 présente les résultats de trois spécifications connexes. Le modèle 1 étudie le sous-échantillon des personnes ne s'attendant pas à réintégrer leur emploi antérieur, tandis que le modèle 2 étudie l'autre groupe, c'est-à-dire les personnes qui ont déclaré s'attendre à retrouver leur emploi. Il y a des écarts entre les résultats de ces deux colonnes et par rapport à l'échantillon global du tableau précédent, mais ils sont de peu d'ampleur. L'effet epcc est élevé et positif dans les deux modèles, et au nombre des autres variables explicatives significatives figurent le sexe et, pour le modèle 2, certaines variables provinciales. L'estimation ponctuelle ou le taux de chômage local

reste constante entre les deux colonnes et diffère peu des chiffres du tableau 19, mais sa signification statistique est moindre, peut-être en raison des tailles plus faibles des échantillons. Enfin, le fait d'avoir occupé un emploi à plein temps précédemment est uniquement significatif dans le modèle 1, pour le sous-échantillon des personnes n'espérant pas un rappel, bien que l'estimation du modèle 2 soit aussi négative, mais non significative. Dans la dernière colonne du tableau 20, l'ensemble des variables explicatives s'enrichit d'une mesure du nombre de semaines d'admissibilité : cette variable a un effet négatif significatif et tend à réduire le risque et à accroître les durées. Toutefois, il pourrait être préférable de modéliser de tels éléments liés à l'admissibilité et à l'épuisement éventuel des prestations, dans des spécifications comprenant des covariables variant dans le temps. C'est ce que nous ferons à l'aide d'un modèle mixte des durées de prestations et des durées de chômage dans la section suivante.

## Modèle de régression exponentielle et modèle des durées de Weibull

À des fins de comparabilité avec les résultats précédents et d'évaluation de la robustesse, je présente également brièvement les résultats de l'estimation de deux modèles paramétriques du risque lié à la réception de prestations. Les tableaux 21 et 22 donnent les résultats constants du risque pour la spécification exponentielle, tandis que les tableaux 23 et 24 donnent les estimations correspondantes des spécifications de Weibull.

Les modèles exponentiels donnent des résultats qualitativement semblables à ceux de la spécification de Cox, avec des effets epcc positifs et significatifs, un certain rôle pour les conditions locales du marché du travail, un effet significatif du sexe, de l'âge et de certaines variables binaires provinciales et un rôle pour le fait d'avoir occupé précédemment un emploi à plein temps. Les effets de la variable epcc sont numériquement plus faibles que dans le modèle Cox, mais demeurent élevés en termes d'incidence sur le risque : le modèle 4 du tableau 21, par exemple, entraîne un risque 1,8 fois plus élevé pour le groupe EPCC95 que pour le groupe EPCC93.

Les modèles de Weibull aux tableaux 23 et 24 donnent un ensemble analogue de résultats, où l'on peut voir que les effets des taux de chômage locaux qui tendent à faire baisser le risque, dans le modèle 2 du tableau 23, sont submergés lorsqu'on inclut l'ensemble complet de variables de contrôle dans le modèle 4 du même tableau. Alors que le paramètre de forme pour les modèles de Weibull des durées de chômage était négatif, ce qui signifiait un risque décroissant de sortie du chômage, les estimations de ln q sont toutes, dans ce cas-ci, positives et significatives, d'où découle un risque associé aux périodes de prestations

qui augmente avec l'allongement de ces périodes. Encore une fois, on est porté à penser que ces résultats traduisent des effets liés à l'épuisement éventuel des prestations, c'est-à-dire que plus la durée de prestations est longue, plus approche le moment où les prestations seront épuisées. Nous examinerons cette question dans la section suivante. Avant cela toutefois, signalons qu'encore ici la variable epcc a des coefficients estimés importants et positifs dans tous ces modèles de Weibull. L'effet estimé du Projet de loi C-17, compte tenu des autres variables de contrôle, paraît encore une fois très net dans ces données.

**Tableau 19**
**Déterminants des périodes de prestations d'a.-c., fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon complet**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **5713** | **5713** | **5083** | **5083** |
| **Vardép :** | **pérpres** | **pérpres** | **pérpres** | **pérpres** |
| epcc | 1,241** | 1,223** | 1,351** | 1,334** |
| | (0,056) | (0,056) | (0,060) | (0,061) |
| clocal | | -0,015** | | -0,011* |
| | | (0,005) | | (0,006) |
| masc | | | 0,173** | 0,171** |
| | | | (0,041) | (0,041) |
| r_pt | | | -0,192** | -0,194** |
| | | | (0,051) | (0,051) |
| marié | | | 0,041 | 0,041 |
| | | | (0,042) | (0,042) |
| âge | | | -0,036* | -0,035* |
| | | | (0,016) | (0,016) |
| âge2 | | | 0,000** | 0,000** |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | 0,038 | 0,035 |
| | | | (0,052) | (0,053) |
| élém | | | 0,003 | 0,005 |
| | | | (0,078) | (0,078) |
| secpart | | | -0,014 | -0,011 |
| | | | (0,056) | (0,056) |
| qprof | | | 0,012 | 0,013 |
| | | | (0,098) | (0,097) |
| collpart | | | -0,006 | -0,004 |
| | | | (0,106) | (0,106) |
| coll | | | -0,024 | -0,025 |
| | | | (0,064) | (0,064) |
| univpart | | | 0,194* | 0,197* |
| | | | (0,095) | (0,095) |
| pcycle | | | 0,116 | 0,115 |
| | | | (0,065) | (0,065) |
| tn | | | -0,352** | -0,278** |
| | | | (0,091) | (0,10) |
| îpé | | | -0,015 | 0,044 |
| | | | (0,127) | (0,130) |
| né | | | -0,413** | -0,374** |
| | | | (0,112) | (0,114) |
| nb | | | -0,166 | -0,142 |
| | | | (0,096) | (0,097) |
| qué | | | -0,121* | -0,089 |
| | | | (0,050) | (0,052) |
| man | | | 0,139 | 0,133 |
| | | | (0,149) | (0,149) |
| sask | | | 0,185 | 0,182 |
| | | | (0,134) | (0,134) |
| alta | | | -0,092 | -0,095 |
| | | | (0,101) | (0,101) |
| cb | | | 0,135* | 0,136* |
| | | | (0,066) | (0,067) |
| terr | | | 0,186 | 0,325 |
| | | | (0,251) | (0,261) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95.

**Tableau 20**
**Déterminants des périodes de prestations d'a.-c., fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon complet**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** |
|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **1350** | **1897** | **5083** |
| **Vardép :** | **pérpres** | **pérpres** | **pérpres** |
| epcc | 1,215** | 1,696** | 1,249** |
| | (0,135) | (0,103) | (0,066) |
| clocal | -0,010 | -0,011 | 0,001 |
| | (0,011) | (0,008) | (0,006) |
| masc | 0,215** | 0,211** | 0,178** |
| | (0,080) | (0,059) | (0,041) |
| r_pt | -0,233* | -0,123 | -0,179** |
| | (0,112) | (0,075) | (0,051) |
| marié | -0,037 | 0,10 | 0,048 |
| | (0,081) | (0,063) | (0,043) |
| âge | -0,033 | -0,035 | -0,034* |
| | (0,033) | (0,025) | (0,016) |
| âge2 | 0,001 | 0,000 | 0,000** |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,107 | 0,001 | 0,043 |
| | (0,117) | (0,079) | (0,053) |
| élém | -0,076 | -0,130 | -0,012 |
| | (0,209) | (0,109) | (0,078) |
| secpart | -0,027 | -0,003 | -0,015 |
| | (0,117) | (0,082) | (0,056) |
| qprof | -0,261 | 0,015 | 0,013 |
| | (0,201) | (0,144) | (0,098) |
| collpart | -0,037 | 0,141 | -0,005 |
| | (0,137) | (0,141) | (0,112) |
| coll | -0,053 | 0,021 | -0,026 |
| | (0,113) | (0,101) | (0,065) |
| univpart | 0,427* | -0,035 | 0,189 |
| | (0,196) | (0,127) | (0,097) |
| pcycle | 0,028 | 0,258** | 0,116 |
| | (0,127) | (0,100) | (0,064) |
| tn | -0,343 | -0,301* | -0,355** |
| | (0,248) | (0,137) | (0,103) |
| îpé | 0,366 | -0,097 | -0,012 |
| | (0,479) | (0,164) | (0,131) |
| né | -0,489 | -0,288* | -0,420** |
| | (0,280) | (0,142) | (0,117) |
| nb | 0,004 | -0,130 | -0,163 |
| | (0,252) | (0,112) | (0,097) |
| qué | -0,10 | -0,197* | -0,105* |
| | (0,101) | (0,083) | (0,053) |
| man | 0,002 | -0,117 | 0,088 |
| | (0,269) | (0,233) | (0,151) |
| sask | -0,161 | 0,436 | 0,161 |
| | (0,275) | (0,240) | (0,135) |
| alta | -0,022 | -0,015 | -0,097 |
| | (0,132) | (0,141) | (0,105) |
| cb | 0,007 | 0,026 | 0,135* |
| | (0,128) | (0,110) | (0,067) |
| terr | 0,092 | -0,039 | 0,229 |
| | (0,349) | (0,470) | (0,272) |
| semass | | | -0,013** |
| | | | (0,003) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le paramètre ln q correspond à la forme estimative du risque de base, suivant la distribution de probabilité et de Weibull, où ln q<0 équivaut à un risque décroissant.

**Tableau 21**
**Déterminants des périodes de prestations d'a.-c., fondés sur le modèle de durée exponentiel**
**Échantillon complet**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **5713** | **5713** | **5083** | **5083** |
| **Vardép :** | **pérpres** | **pérpres** | **pérpres** | **pérpres** |
| epcc | 0,604** | 0,591** | 0,599** | 0,590** |
| | (0,033) | (0,033) | (0,033) | (0,034) |
| clocal | | -0,009* | | -0,006 |
| | | (0,005) | | (0,005) |
| masc | | | 0,128** | 0,127** |
| | | | (0,034) | (0,034) |
| r_pt | | | -0,116** | -0,118** |
| | | | (0,041) | (0,041) |
| marié | | | 0,055 | 0,055 |
| | | | (0,035) | (0,035) |
| âge | | | -0,029* | -0,029* |
| | | | (0,013) | (0,013) |
| âge2 | | | 0,000** | 0,000** |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | 0,015 | 0,015 |
| | | | (0,044) | (0,044) |
| élém | | | -0,010 | -0,010 |
| | | | (0,062) | (0,062) |
| secpart | | | -0,025 | -0,023 |
| | | | (0,048) | (0,048) |
| qprof | | | 0,034 | 0,033 |
| | | | (0,080) | (0,079) |
| collpart | | | 0,006 | 0,007 |
| | | | (0,083) | (0,083) |
| coll | | | 0,002 | 0,001 |
| | | | (0,052) | (0,052) |
| univpart | | | 0,134 | 0,134 |
| | | | (0,078) | (0,078) |
| pcycle | | | 0,050 | 0,049 |
| | | | (0,051) | (0,051) |
| tn | | | -0,251** | -0,211* |
| | | | (0,075) | (0,083) |
| îpé | | | -0,005 | 0,025 |
| | | | (0,103) | (0,107) |
| né | | | -0,309** | -0,289** |
| | | | (0,097) | (0,098) |
| nb | | | -0,098 | -0,085 |
| | | | (0,081) | (0,082) |
| qué | | | -0,058 | -0,041 |
| | | | (0,043) | (0,045) |
| man | | | 0,131 | 0,127 |
| | | | (0,125) | (0,126) |
| sask | | | 0,129 | 0,127 |
| | | | (0,106) | (0,106) |
| alta | | | -0,031 | -0,033 |
| | | | (0,078) | (0,078) |
| cb | | | 0,126* | 0,127* |
| | | | (0,054) | (0,054) |
| terr | | | -0,012 | 0,066 |
| | | | (0,272) | (0,276) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Tous les modèles incluent une constante.

**Tableau 22**
**Déterminants des périodes de prestations d'a.-c., fondés sur le modèle de durée exponentiel**
**Échantillon complet et sous-échantillons**

| Model : | 1 | 2 | 3 |
|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 1350 | 1897 | 5083 |
| Vardép | pérpres | pérpres | pérpres |
| epcc | 0,397** | 0,741** | 0,551** |
| | (0,067) | (0,046) | (0,041) |
| clocal | -0,004 | -0,005* | -0,001 |
| | (0,010) | (0,006) | (0,005) |
| masc | 0,133* | 0,175** | 0,129** |
| | (0,066) | (0,043) | (0,034) |
| r_pt | -0,142 | -0,082 | -0,110** |
| | (0,097) | (0,054) | (0,042) |
| marié | -0,017 | 0,089 | 0,058 |
| | (0,067) | (0,046) | (0,035) |
| âge | -0,028 | -0,024 | -0,028* |
| | (0,028) | (0,018) | (0,013) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000** |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,130 | -0,002 | 0,018 |
| | (0,099) | (0,062) | (0,044) |
| élém | -0,109 | -0,119 | -0,016 |
| | (0,171) | (0,084) | (0,062) |
| secpart | -0,021 | -0,024 | -0,025 |
| | (0,095) | (0,062) | (0,048) |
| qprof | -0,242 | 0,058 | 0,035 |
| | (0,178) | (0,117) | (0,079) |
| collpart | -0,056 | 0,079 | 0,008 |
| | (0,117) | (0,095) | (0,084) |
| coll | -0,009 | -0,007 | 0,002 |
| | (0,099) | (0,075) | (0,052) |
| univpart | 0,379* | -0,079 | 0,132 |
| | (0,159) | (0,095) | (0,078) |
| pcycle | -0,011 | 0,075 | 0,049 |
| | (0,105) | (0,071) | (0,051) |
| tn | -0,357 | -0,190 | -0,242** |
| | (0,196) | (0,097) | (0,085) |
| îpé | 0,395 | -0,170 | 0,001 |
| | (0,414) | (0,115) | (0,108) |
| né | -0,453 | -0,256* | -0,307** |
| | (0,241) | (0,114) | (0,098) |
| nb | 0,053 | -0,035 | -0,092 |
| | (0,215) | (0,076) | (0,082) |
| qué | -0,059 | -0,141* | -0,047 |
| | (0,083) | (0,061) | (0,045) |
| man | 0,039 | -0,105 | 0,109 |
| | (0,239) | (0,188) | (0,126) |
| sask | -0,062 | 0,212 | 0,117 |
| | (0,184) | (0,20) | (0,106) |
| alta | 0,018 | 0,001 | -0,034 |
| | (0,109) | (0,099) | (0,079) |
| cb | 0,012 | 0,034 | 0,126* |
| | (0,109) | (0,076) | (0,054) |
| terr | -0,321 | -0,241 | 0,022 |
| | (0,545) | (0,438) | (0,281) |
| semass | | | -0,005* |
| | | | (0,002) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets, pour l'ensemble de l'échantillon, des semaines assurables aux fins de l'a.-c. Tous les modèles incluent un terme constant.

**Tableau 23**
**Modèle de Weibull des déterminants des périodes de prestations d'a.-c.**
**Échantillon complet**

| Model : | 1 | 2 | 3 | 4 |
|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 5713 | 5713 | 5083 | 5083 |
| Depvar: | uiclaim | uiclaim | uiclaim | uiclaim |
| epcc | 1,052** | 1,037** | 1,102** | 1,086** |
| | (0,048) | (0,049) | (0,049) | (0,050) |
| const | -6,659** | -6,527** | -6,242** | -6,160** |
| | (0,173) | (0,182) | (0,451) | (0,454) |
| clocal | | -0,012* | | -0,010 |
| | | (0,005) | | (0,006) |
| masc | | | 0,164** | 0,162** |
| | | | (0,041) | (0,041) |
| r_pt | | | -0,185** | -0,187** |
| | | | (0,050) | (0,051) |
| marié | | | 0,045 | 0,045 |
| | | | (0,042) | (0,042) |
| âge | | | -0,037* | -0,036* |
| | | | (0,016) | (0,016) |
| âge 2 | | | 0,000** | 0,000** |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | 0,021 | 0,019 |
| | | | (0,052) | (0,052) |
| élém | | | -0,006 | -0,004 |
| | | | (0,076) | (0,076) |
| secpart | | | -0,020 | -0,017 |
| | | | (0,055) | (0,055) |
| qprof | | | 0,010 | 0,011 |
| | | | (0,101) | (0,10) |
| collpart | | | -0,012 | -0,010 |
| | | | (0,108) | (0,108) |
| coll | | | -0,004 | -0,005 |
| | | | (0,062) | (0,062) |
| univpart | | | 0,192* | 0,195* |
| | | | (0,097) | (0,097) |
| pcycle | | | 0,101 | 0,101 |
| | | | (0,064) | (0,064) |
| tn | | | -0,348** | -0,285** |
| | | | (0,089) | (0,099) |
| îpé | | | -0,036 | 0,015 |
| | | | (0,114) | (0,118) |
| né | | | -0,368** | -0,335** |
| | | | (0,109) | (0,111) |
| nb | | | -0,177 | -0,155 |
| | | | (0,098) | (0,098) |
| qué | | | -0,104* | -0,077 |
| | | | (0,050) | (0,052) |
| man | | | 0,140 | 0,134 |
| | | | (0,147) | (0,147) |
| sask | | | 0,123 | 0,119 |
| | | | (0,137) | (0,137) |
| alta | | | -0,081 | -0,085 |
| | | | (0,104) | (0,104) |
| cb | | | 0,132* | 0,133* |
| | | | (0,065) | (0,065) |
| terr | | | 0,169 | 0,290 |
| | | | (0,256) | (0,265) |
| ln q | 0,550** | 0,550** | 0,558** | 0,589** |
| | (0,025) | (0,025) | (0,025) | (0,025) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le paramètre ln q correspond à la forme estimative du risque de base, suivant la distribution de probabilité de Weibull, où ln q<0 équivaut à un risque décroissant.

**Tableau 24**
**Modèle de Weibull des déterminants des périodes de prestations d'a.-c.**
**Échantillon complet et sous-échantillons**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** |
|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **1350** | **1897** | **5083** |
| **Vardép :** | **pérpres** | **pérpres** | **pérpres** |
| epcc | 0,858** | 1,379** | 1,018** |
| | (0,086) | (0,071) | (0,056) |
| clocal | -0,008 | -0,010 | 0,000 |
| | (0,011) | (0,008) | (0,006) |
| masc | 0,194* | 0,210** | 0,168** |
| | (0,078) | (0,057) | (0,041) |
| r_pt | -0,215 | -0,133 | -0,174** |
| | (0,112) | (0,074) | (0,051) |
| marié | -0,040 | 0,098 | 0,050 |
| | (0,078) | (0,062) | (0,043) |
| âge | -0,039 | -0,035 | -0,035* |
| | (0,032) | (0,024) | (0,016) |
| âge 2 | 0,001 | 0,000 | 0,000** |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,158 | 0,000 | 0,026 |
| | (0,115) | (0,080) | (0,052) |
| élém | -0,108 | -0,146 | -0,016 |
| | (0,198) | (0,107) | (0,076) |
| secpart | -0,025 | -0,010 | -0,019 |
| | (0,113) | (0,081) | (0,055) |
| qprof | -0,318 | 0,057 | 0,014 |
| | (0,208) | (0,144) | (0,10) |
| collpart | -0,064 | 0,132 | -0,010 |
| | (0,134) | (0,134) | (0,113) |
| coll | -0,011 | -0,013 | -0,004 |
| | (0,113) | (0,096) | (0,062) |
| univpart | 0,472* | -0,064 | 0,188 |
| | (0,198) | (0,124) | (0,098) |
| pcycle | 0,019 | 0,197* | 0,102 |
| | (0,124) | (0,099) | (0,064) |
| tn | -0,411 | -0,305* | -0,346** |
| | (0,227) | (0,132) | (0,101) |
| îpé | 0,388 | -0,217 | -0,031 |
| | (0,459) | (0,143) | (0,121) |
| né | -0,469 | -0,313* | -0,371** |
| | (0,276) | (0,141) | (0,112) |
| nb | -0,021 | -0,116 | -0,171 |
| | (0,259) | (0,106) | (0,098) |
| qué | -0,094 | -0,211* | -0,090 |
| | (0,097) | (0,083) | (0,053) |
| man | 0,033 | -0,136 | 0,099 |
| | (0,270) | (0,234) | (0,149) |
| sask | -0,202 | 0,338 | 0,103 |
| | (0,254) | (0,248) | (0,138) |
| alta | -0,009 | 0,003 | -0,087 |
| | (0,131) | (0,134) | (0,107) |
| cb | -0,010 | 0,031 | 0,132* |
| | (0,126) | (0,107) | (0,065) |
| terr | -0,029 | -0,097 | 0,214 |
| | (0,366) | (0,476) | (0,272) |
| const | -6,167** | -6,903** | -5,875** |
| | (0,891) | (0,715) | (0,454) |
| semass | | | -0,010** |
| | | | (0,003) |
| ln q | 0,562** | 0,705** | 0,592** |
| | (0,043) | (0,033) | (0,025) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets, pour l'ensemble de l'échantillon, des semaines assurables aux fins de l'a.-c. Le paramètre ln q correspond à la forme estimative du risque de base, suivant la distribution de probabilité de Weibull, où ln q<0 équivaut à un risque décroissant.

# 5. *Autres résultats : modèles mixtes de chômage et de réception de prestations*

***... j'examine d'autres moyens d'estimer les déterminants de la durée en permettant que s'exercent divers effets variant dans le temps.***

Bien que les principaux résultats des deux sections précédentes semblent très robustes, ils ne sont pas à l'abri des objections. Une difficulté possible de l'analyse des périodes de chômage présentée à la section 3, c'est que malgré une certaine évaluation du rôle joué par l'admissibilité à l'a.-c. et par la durée des droits aux prestations, ces derniers facteurs ont été contraint d'influencer proportionnellement le risque. C'était le cas aussi bien des modèles de vraisemblance partielle de Cox que des deux spécifications paramétriques. Or, il serait peut-être plus naturel de penser que de tels effets sont particulièrement prononcés dans les mois et les semaines qui précèdent l'épuisement des prestations, de sorte qu'ils agiraient plutôt en modifiant le risque à ces moments, ou en changeant l'orientation du risque global, par rapport aux modèles précédents[14]. En outre, on pourrait s'attendre à ce que le comportement de recherche d'emploi change de façon significative une fois que la période de chômage n'est plus couverte par des prestations (comme dans Meyer 1990). De même, les analyse examinant seulement les durées de prestations, comme dans la section 4 ci-dessus, omettent forcément de tenir compte des durées de chômage sans prestations attribuables ou bien à la non-admissibilité au départ, ou bien à la fin des prestations. Les effets sur le marché du travail d'une modification comme le Projet de loi C-17 agissent vraisemblablement au-delà des durées de prestations et, par conséquent, l'analyse doit s'étendre à de telles durées globales de chômage ou de non-emploi.

L'objet de la présente section est de présenter les résultats de deux grands ensembles de modèles. Premièrement, j'examine d'autres moyens d'estimer les déterminants de la durée en permettant que s'exercent divers effets variant dans le temps. Deuxièmement, à titre de vérification additionnelle des résultats précédents, je présente aussi les données d'une autre classe de modèles, où le risque est estimé de façon non paramétrique conjointement avec les paramètres de comportement, dans un cadre attribuable à Prentice et Gloeckler (1978) et développé par Meyer (1990), que j'appelle ici modèle PGM.

---

[14] Voir, à titre de comparaison, l'analyse connexe des risques qui se modifient avec l'expiration d'une période de préavis, par exemple dans Jones et Kuhn 1995.

## Modèles mixtes de chômage et de réception de prestations

Les résultats de deux modèles qui incorporent des effets variant dans le temps sont présentés. Dans le plus simple des deux, le modèle de base de la section 3 est augmenté par l'ajout d'une variable binaire nommée " nonass " (ou non-assuré) qui prend la valeur 1 dans une période pendant laquelle il n'y a pas de prestations, et 0 dans le cas contraire. Dans l'autre spécification, trois effets de l'épuisement des prestations sont étudiés, au moyen de variables binaires (variant dans le temps) qui prennent la valeur 1 à 1-3, 4-6 et 7-9 semaines avant l'expiration des prestations, respectivement, et 0 autrement, afin d'évaluer dans quelle mesure des emplois sont trouvés dans les semaines précédant l'épuisement des prestations.

Les tableaux 25-30 présentent les divers résultats des modèles de chômage assuré/non assuré, tous estimés dans le cadre de vraisemblance partielle de Cox, pour l'échantillon total et pour les sous-échantillons DV/CON et MT/AUT, selon le même ordre que les tableaux 1-6 de la section 3. Les résultats de l'échantillon global au tableau 25 ne diffèrent pas énormément des estimations en l'absence du facteur variant dans le temps, et l'effet de la variable epcc demeure significativement positif et voisin de 0,22 dans les modèles comportant la gamme complète de variables de contrôle. L'effet de la variable binaire " nonass " elle-même n'est pas significativement différent de zéro, bien que l'estimation ponctuelle soit partout négative. Au tableau 26, le modèle 1 est le seul à faire exception, du fait de l'absence d'un effet epcc significatif pour les personnes ne s'attendant pas à réintégrer le même emploi. Encore une fois, aucun effet significatif du chômage non assuré sur le risque ne se dégage de ces résultats.

La ventilation par raison de la cessation d'emploi est donnée aux tableaux 27-30. Pour le groupe DV/CON, qui forme globalement un échantillon de taille relativement petite, l'effet de la variable " nonass " est presque toujours négatif, mais l'erreur type est aussi élevée que l'estimation ponctuelle. En revanche, pour le groupe MT/AUT, le tableau 29 montre des coefficients faibles et positifs pour la variable " nonass ". Toutefois, compte tenu du fait que ces estimations ne sont pas significatives, j'hésiterais à tirer trop de conclusions de cette distinction. En ce qui a trait à la variable epcc, les modèles de base aux tableaux 27 et 29 montrent des effets significatifs et positifs qui sont numériquement plus élevés pour le groupe DV/CON que pour le groupe MT/AUT. Au tableau 30, le point à souligner est que, pour le sous-échantillon de personnes qui ne s'attendent pas à retrouver leur emploi précédent, l'effet epcc est significativement négatif à -0,226. C'est cependant le seul résultat du genre dans tout l'ensemble, et je n'attache pas beaucoup d'importance à cette exception.

**Tableau 25**
**Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage**
**Échantillon complet**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 |
|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 9294 | 9294 | 8009 | 8009 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,485** | 0,498** | 0,214** | 0,225** |
| | (0,040) | (0,041) | (0,042) | (0,044) |
| nonass | -0,078 | -0,076 | -0,047 | -0,045 |
| | (0,090) | (0,090) | (0,092) | (0,092) |
| clocal | | 0,010 | | 0,007 |
| | | (0,006) | | (0,007) |
| masc | | | 0,177** | 0,176** |
| | | | (0,041) | (0,041) |
| r_pt | | | 0,024 | 0,025 |
| | | | (0,057) | (0,057) |
| marié | | | 0,053 | 0,052 |
| | | | (0,044) | (0,044) |
| âge | | | 0,005 | 0,004 |
| | | | (0,014) | (0,014) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,023 | -0,023 |
| | | | (0,050) | (0,050) |
| élém | | | 0,136 | 0,137 |
| | | | (0,088) | (0,087) |
| secpart | | | -0,007 | -0,009 |
| | | | (0,060) | (0,060) |
| qprof | | | 0,110 | 0,108 |
| | | | (0,092) | (0,092) |
| collpart | | | 0,089 | 0,087 |
| | | | (0,075) | (0,075) |
| coll | | | 0,064 | 0,067 |
| | | | (0,074) | (0,073) |
| univpart | | | 0,013 | 0,011 |
| | | | (0,090) | (0,090) |
| pcycle | | | 0,073 | 0,074 |
| | | | (0,062) | (0,062) |
| tn | | | 0,053 | 0,007 |
| | | | (0,120) | (0,127) |
| îpé | | | 0,269 | 0,231 |
| | | | (0,230) | (0,234) |
| né | | | -0,138 | -0,160 |
| | | | (0,107) | (0,109) |
| nb | | | 0,103 | 0,088 |
| | | | (0,133) | (0,133) |
| qué | | | 0,085 | 0,063 |
| | | | (0,053) | (0,055) |
| man | | | 0,262* | 0,266* |
| | | | (0,123) | (0,123) |
| sask | | | 0,148 | 0,151 |
| | | | (0,117) | (0,116) |
| alta | | | -0,002 | -0,001 |
| | | | (0,080) | (0,080) |
| cb | | | 0,075 | 0,074 |
| | | | (0,062) | (0,062) |
| terr | | | 0,105 | 0,002 |
| | | | (0,515) | (0,529) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. " Nonass " est une covariable variant dans le temps qui prend la valeur " 1 " dans la portion de la période de chômage qui suit l'expiration de la protection du régime d'a.-c., et la valeur " 0 " en dehors de cette portion.

**Tableau 26**
**Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage**
**Échantillon complet et sous-échantillons**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 |
|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 2529 | 2818 | 6916 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,018 | 0,430** | 0,238** |
| | (0,067) | (0,069) | (0,047) |
| nonass | 0,041 | 0,133 | -0,011 |
| | (0,146) | (0,134) | (0,10) |
| clocal | 0,012 | 0,005 | 0,009 |
| | (0,011) | (0,009) | (0,008) |
| masc | 0,118 | 0,237** | 0,209** |
| | (0,065) | (0,061) | (0,044) |
| r_pt | 0,186 | 0,066 | 0,063 |
| | (0,096) | (0,085) | (0,062) |
| marié | 0,132 | 0,026 | 0,065 |
| | (0,071) | (0,064) | (0,047) |
| âge | 0,022 | 0,014 | 0,016 |
| | (0,026) | (0,022) | (0,017) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,073 | -0,154* | -0,036 |
| | (0,087) | (0,078) | (0,056) |
| élém | -0,058 | 0,003 | 0,095 |
| | (0,204) | (0,120) | (0,094) |
| secpart | -0,021 | 0,051 | -0,057 |
| | (0,098) | (0,084) | (0,065) |
| qprof | -0,193 | 0,144 | 0,052 |
| | (0,178) | (0,150) | (0,098) |
| collpart | -0,003 | 0,128 | 0,080 |
| | (0,120) | (0,119) | (0,082) |
| coll | 0,117 | 0,023 | 0,008 |
| | (0,106) | (0,106) | (0,079) |
| univpart | 0,129 | -0,260 | -0,012 |
| | (0,134) | (0,153) | (0,098) |
| pcycle | 0,065 | -0,062 | 0,051 |
| | (0,094) | (0,098) | (0,066) |
| tn | -0,285 | 0,106 | -0,088 |
| | (0,257) | (0,153) | (0,135) |
| îpé | 0,345 | 0,050 | 0,138 |
| | (0,264) | (0,356) | (0,257) |
| né | -0,365 | -0,199 | -0,224 |
| | (0,215) | (0,159) | (0,119) |
| nb | -0,063 | 0,106 | 0,059 |
| | (0,195) | (0,197) | (0,139) |
| qué | 0,047 | -0,080 | 0,027 |
| | (0,089) | (0,082) | (0,060) |
| man | 0,281 | 0,061 | 0,236 |
| | (0,174) | (0,212) | (0,134) |
| sask | 0,396** | 0,060 | 0,110 |
| | (0,148) | (0,20) | (0,118) |
| alta | 0,153 | -0,060 | -0,065 |
| | (0,113) | (0,132) | (0,087) |
| cb | -0,044 | 0,004 | 0,044 |
| | (0,101) | (0,10) | (0,068) |
| terr | -0,345 | -0,786 | -0,477 |
| | (0,864) | (0,830) | (0,660) |
| ac3de5 | | | 0,125** |
| | | | (0,045) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. " Nonass " est une covariable variant dans le temps qui prend la valeur " 1 " dans la portion de la période de chômage qui suit l'expiration de la protection du régime, et la valeur " 0 " en dehors de cette portion. Le modèle 1 porte sur l'échan-tillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 étudie les effets, pour l'ensemble de l'échantillon, des semaines assurables.

**Tableau 27**
**Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage**
**Échantillon DV/CON**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 |
|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 1834 | 1834 | 1395 | 1395 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,719** | 0,764** | 0,277** | 0,357** |
| | (0,082) | (0,087) | (0,092) | (0,099) |
| nonass | -0,299 | -0,298 | -0,220 | -0,215 |
| | (0,218) | (0,219) | (0,224) | (0,226) |
| clocal | | 0,023 | | 0,044** |
| | | (0,013) | | (0,017) |
| masc | | | 0,226* | 0,215* |
| | | | (0,092) | (0,091) |
| r_pt | | | 0,243* | 0,251* |
| | | | (0,113) | (0,113) |
| marié | | | 0,149 | 0,129 |
| | | | (0,106) | (0,104) |
| âge | | | 0,001 | -0,001 |
| | | | (0,035) | (0,036) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | 0,080 | 0,064 |
| | | | (0,105) | (0,107) |
| élém | | | 0,307 | 0,248 |
| | | | (0,407) | (0,425) |
| secpart | | | -0,20 | -0,220 |
| | | | (0,136) | (0,137) |
| qprof | | | -0,197 | -0,20 |
| | | | (0,254) | (0,253) |
| collpart | | | 0,005 | -0,013 |
| | | | (0,151) | (0,153) |
| coll | | | -0,154 | -0,121 |
| | | | (0,162) | (0,154) |
| univpart | | | -0,061 | -0,087 |
| | | | (0,150) | (0,148) |
| pcycle | | | -0,027 | -0,009 |
| | | | (0,140) | (0,140) |
| tn | | | 0,058 | 0,035 |
| | | | (0,387) | (0,326) |
| îpé | | | 1,075** | 0,879** |
| | | | (0,270) | (0,289) |
| né | | | 0,232 | 0,128 |
| | | | (0,207) | (0,216) |
| nb | | | 0,446 | 0,397 |
| | | | (0,287) | (0,270) |
| qué | | | 0,150 | 0,022 |
| | | | (0,122) | (0,129) |
| man | | | -0,081 | -0,087 |
| | | | (0,323) | (0,320) |
| sask | | | -0,124 | -0,084 |
| | | | (0,255) | (0,254) |
| alta | | | -0,003 | 0,000 |
| | | | (0,154) | (0,154) |
| cb | | | -0,008 | -0,029 |
| | | | (0,123) | (0,123) |
| terr | | | -0,475 | -1,126 |
| | | | (0,953) | (0,972) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. " Nonass " est une covariable variant dans le temps qui prend la valeur " 1 " dans la portion de la période de chômage qui suit l'expiration de la protection du régime d'a.-c., et la valeur " 0 " en dehors de cette portion.

**Tableau 28**
**Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage**
**Échantillon et sous-échantillons DV/CON**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** |
|---|---|---|---|
| **# obs :** | **580** | **125** | **1136** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,428* | -0,209 | 0,432** |
| | (0,183) | (0,344) | (0,110) |
| nonass | 0,023 | -0,166 | -0,175 |
| | (0,270) | (0,494) | (0,250) |
| clocal | 0,047 | 0,072 | 0,048** |
| | (0,026) | (0,054) | (0,018) |
| masc | 0,152 | -0,175 | 0,322** |
| | (0,119) | (0,267) | (0,106) |
| r_pt | 0,582** | 0,344 | 0,292* |
| | (0,152) | (0,325) | (0,133) |
| marié | 0,203 | -0,352 | 0,208 |
| | (0,130) | (0,330) | (0,115) |
| âge | 0,028 | 0,185 | 0,025 |
| | (0,048) | (0,178) | (0,056) |
| âge2 | 0,000 | -0,002 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,001) | (0,000) |
| minvis | -0,059 | -0,886 | -0,016 |
| | (0,139) | (0,484) | (0,123) |
| élém | 0,218 | -0,878 | 0,080 |
| | (0,198) | (1,385) | (0,472) |
| secpart | -0,242 | 0,326 | -0,288 |
| | (0,179) | (0,317) | (0,159) |
| qprof | -0,559 | 0,476 | -0,319 |
| | (0,453) | (0,850) | (0,287) |
| collpart | -0,234 | 0,797* | -0,048 |
| | (0,182) | (0,382) | (0,176) |
| coll | -0,104 | -0,462 | -0,270 |
| | (0,167) | (0,595) | (0,168) |
| univpart | -0,262 | 0,834* | -0,137 |
| | (0,255) | (0,375) | (0,173) |
| pcycle | -0,105 | -0,553 | -0,097 |
| | (0,166) | (0,542) | (0,154) |
| tn | -1,118 | -0,428 | -0,060 |
| | (1,151) | (0,938) | (0,340) |
| né | 0,304 | -0,617 | 0,034 |
| | (0,472) | (0,583) | (0,268) |
| nb | 0,067 | 0,270 | 0,340 |
| | (0,293) | (1,315) | (0,292) |
| qué | -0,050 | -0,536 | -0,010 |
| | (0,156) | (0,391) | (0,143) |
| man | 0,094 | -0,706 | -0,099 |
| | (0,358) | (1,065) | (0,355) |
| sask | 0,310 | -0,442 | -0,092 |
| | (0,240) | (0,520) | (0,270) |
| alta | 0,044 | -0,191 | -0,075 |
| | (0,188) | (0,457) | (0,171) |
| cb | -0,461* | -1,274** | -0,149 |
| | (0,188) | (0,428) | (0,140) |
| terr | -1,446 | -- | -38,352** |
| | (1,315) | | (1,065) |
| îpé | -- | 1,381 | 0,913** |
| | | (0,739) | (0,296) |
| ac3de5 | | | 0,081 |
| | | | (0,125) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = ** - signifie que l'on a abandonné une variable en raison de la collinéarité. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. " Nonass " est une covariable variant dans le temps qui prend la valeur " 1 " dans la portion de la période de chômage qui suit l'expiration de la protection du régime, et la valeur " 0 " en dehors de cette portion. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 étudie les effets, pour l'ensemble de l'échantillon des semaines assurables.

**Tableau 29**
**Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage**
**Échantillon MT/AUT**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 |
|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 6610 | 6610 | 6132 | 6132 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,349** | 0,358** | 0,190** | 0,190** |
| | (0,046) | (0,047) | (0,048) | (0,049) |
| nonass | 0,059 | 0,061 | 0,010 | 0,010 |
| | (0,098) | (0,098) | (0,10) | (0,10) |
| clocal | | 0,007 | | 0,000 |
| | | (0,006) | | (0,007) |
| masc | | | 0,144** | 0,144** |
| | | | (0,045) | (0,045) |
| r_pt | | | -0,048 | -0,048 |
| | | | (0,067) | (0,067) |
| marié | | | 0,035 | 0,035 |
| | | | (0,047) | (0,047) |
| âge | | | 0,020 | 0,020 |
| | | | (0,018) | (0,018) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,071 | -0,071 |
| | | | (0,058) | (0,058) |
| élém | | | 0,130 | 0,130 |
| | | | (0,098) | (0,098) |
| secpart | | | 0,039 | 0,039 |
| | | | (0,066) | (0,066) |
| qprof | | | 0,185 | 0,185 |
| | | | (0,098) | (0,098) |
| collpart | | | 0,077 | 0,077 |
| | | | (0,083) | (0,083) |
| coll | | | 0,157* | 0,157* |
| | | | (0,076) | (0,076) |
| univpart | | | 0,031 | 0,031 |
| | | | (0,114) | (0,114) |
| pcycle | | | 0,081 | 0,081 |
| | | | (0,072) | (0,072) |
| tn | | | 0,068 | 0,069 |
| | | | (0,129) | (0,139) |
| îpé | | | 0,195 | 0,196 |
| | | | (0,255) | (0,257) |
| né | | | -0,236 | -0,235 |
| | | | (0,131) | (0,134) |
| nb | | | 0,077 | 0,078 |
| | | | (0,150) | (0,151) |
| qué | | | 0,073 | 0,073 |
| | | | (0,058) | (0,061) |
| man | | | 0,451** | 0,451** |
| | | | (0,122) | (0,122) |
| sask | | | 0,230 | 0,230 |
| | | | (0,119) | (0,119) |
| alta | | | -0,005 | -0,005 |
| | | | (0,092) | (0,092) |
| cb | | | 0,134 | 0,134 |
| | | | (0,071) | (0,071) |
| terr | | | 0,467 | 0,469 |
| | | | (0,512) | (0,519) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. " Nonass " est une covariable variant dans le temps qui prend la valeur " 1 " dans la portion de la période de chômage qui suit l'expiration de la protection du régime, et la valeur " 0 " en dehors de cette portion.

**Tableau 30**
**Modèle de durée de Cox des déterminants des portions assurées et non-assurées des périodes de chômage**
**Échantillon et sous-échantillons MT/AUT**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 |
|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 1898 | 2535 | 5352 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch |
| epcc | -0,226** | 0,501** | 0,183** |
| | (0,082) | (0,073) | (0,053) |
| nonass | 0,079 | 0,150 | 0,030 |
| | (0,170) | (0,139) | (0,108) |
| clocal | 0,006 | 0,009 | 0,002 |
| | (0,013) | (0,010) | (0,007) |
| masc | 0,039 | 0,246** | 0,136** |
| | (0,079) | (0,064) | (0,047) |
| r_pt | -0,043 | 0,077 | -0,004 |
| | (0,120) | (0,090) | (0,071) |
| marié | 0,156 | 0,053 | 0,041 |
| | (0,084) | (0,067) | (0,049) |
| âge | 0,037 | 0,004 | 0,031 |
| | (0,034) | (0,023) | (0,020) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,125 | -0,160 | -0,053 |
| | (0,105) | (0,083) | (0,063) |
| élém | 0,013 | 0,053 | 0,110 |
| | (0,247) | (0,126) | (0,103) |
| secpart | 0,197 | 0,011 | -0,014 |
| | (0,118) | (0,091) | (0,070) |
| qprof | -0,007 | 0,117 | 0,128 |
| | (0,196) | (0,160) | (0,104) |
| collpart | 0,066 | 0,036* | 0,081 |
| | (0,164) | (0,125) | (0,088) |
| coll | 0,329** | 0,054 | 0,124 |
| | (0,125) | (0,107) | (0,081) |
| univpart | 0,504** | -0,290* | 0,006 |
| | (0,175) | (0,167) | (0,123) |
| pcycle | 0,194 | -0,053 | 0,058 |
| | (0,114) | (0,102) | (0,076) |
| tn | -0,009 | 0,018 | -0,038 |
| | (0,298) | (0,162) | (0,148) |
| îpé | 0,326 | -0,141 | 0,086 |
| | (0,336) | (0,386) | (0,280) |
| né | -0,473 | -0,181 | -0,300* |
| | (0,270) | (0,172) | (0,145) |
| nb | 0,024 | 0,151 | 0,033 |
| | (0,249) | (0,214) | (0,155) |
| qué | 0,147 | -0,143 | 0,035 |
| | (0,110) | (0,087) | (0,066) |
| man | 0,523** | 0,190 | 0,415** |
| | (0,170) | (0,207) | (0,134) |
| sask | 0,302 | 0,071 | 0,183 |
| | (0,190) | (0,210) | (0,119) |
| alta | 0,262 | -0,112 | -0,066 |
| | (0,135) | (0,140) | (0,098) |
| cb | 0,186 | 0,012 | 0,126 |
| | (0,120) | (0,107) | (0,078) |
| terr | 0,708 | -0,899 | 0,262 |
| | (0,665) | (0,844) | (0,592) |
| ac3de5 | | | 0,169** |
| | | | (0,049) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. " Nonass " est une covariable variant dans le temps qui prend la valeur " 1 " dans la portion de la période de chômage qui suit l'expiration de la protection du régime, et la valeur " 0 " en dehors de cette portion. Le modèle 1 porte sur l'échan-tillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 étudie les effets, pour l'ensemble de l'échantillon, des semaines assurables.

Au contraire, les résultats de l'estimation des déterminants des périodes de chômage dans une spécification qui fait place à la possibilité d'une phase non assurée de la période de chômage reproduisent clairement les résultats antérieurs selon lesquels le Projet de loi C-17 a eu l'effet significatif de raccourcir les durées. Enfin, il convient de signaler que le seul déterminant démographique robuste dans ces résultats est le sexe, les hommes ayant un risque significativement plus élevé et donc des durées de chômage plus courtes. Bien qu'il y ait d'autres variables significatives dans les tableaux 25-30, le profil global des résultats n'autorise pas à tirer d'autres conclusions marquantes.

***... les résultats de l'estimation des déterminants des périodes de chômage dans une spécification qui fait place à la possibilité d'une phase non assurée de la période de chômage reproduisent clairement les résultats antérieurs selon lesquels le Projet de loi C-17 a eu l'effet significatif de raccourcir les durées.***

Une ventilation plus détaillée des effets variant dans le temps est présentée aux tableaux 31-34 pour l'échantillon global et le groupe MT/AUT[15]. Pour l'échantillon global, l'ajout des trois variables binaires reflétant l'épuisement des prestations n'a qu'une faible incidence sur l'effet de la variable epcc. Dans le modèle 4 du tableau 31, par exemple, l'estimation ponctuelle est de 0,208, comparativement à 0,206 avec le même modèle au tableau 1. De même, les résultats du tableau 33 pour le groupe MT/AUT montrent des effets epcc estimés se situant entre 0,25 et 0,35. Les variables d'expiration des prestations elles-mêmes ont un comportement plutôt curieux, avec des effets positifs non significatifs à 7-9 et 4-6 semaines de l'expiration qui cèdent la place à un coefficient négatif à 1-3 semaines dans les modèles 2 à 4 du tableau 31. Ce profil est également observable, quoique de façon moins intense, dans les spécifications du tableau 32, et pour le sous-échantillon MT/AUT aux tableaux 33 et 34. Étant donné que ce signe est contraire aux attentes et à certains résultats qu'on trouve dans la littérature (par exemple dans l'analyse de 1990 par Meyer sur les effets de l'épuisement), ces modèles exigent de toute évidence un examen plus approfondi[16]. Quoi qu'il en soit, l'effet clairement positif et significatif de la variable epcc demeure présent dans l'ensemble de ces quatre tableaux.

## Modèles PGM des durées de chômage

La dernière vérification des résultats de la présente étude consiste à estimer une variété d'autres modèles au moyen de nouvelles spécifications de durée,

---

15 Les estimations de ces modèles particuliers pour l'échantillon DV/CON ont posé des problèmes de taille d'échantillon et de colinéarité et ne sont pas présentées ici. Dans chaque cas toutefois, quand les données étaient convenablement regroupées (par exemple au moyen d'une variable comme " région de l'Atlantique " plutôt que des variables binaires provinciales), les résultats du groupe DV/CON, en termes d'effet epcc, étaient comparables à ceux examinés ici.

16 Il importe de garder à l'esprit que relativement peu de périodes atteignent le point d'épuisement des prestations, comme l'indiquent les figures 1 à 3. À cet égard, ces données sont semblables à celles analysées par Meyer (1990). Voir aussi Corak et Jones (1995) pour une analyse semblable de la situation canadienne.

dans un cadre baptisé PGM d'après les travaux de Prentice et Gloeckler (1978) et de Meyer (1990). Ces modèles sont estimés pour l'échantillon global et pour les sous-échantillons DV/CON et MT/AUT, et incorporent trois approches de la durée. Premièrement, comme pour les modèles de type Weibull[17], nous introduisons le logarithme de la durée en complément de la variable EPCC. Deuxièmement, nous utilisons un polynôme du quatrième ordre pour exprimer la durée comme moyen flexible de saisir la non-monotonicité. Troisièmement, nous estimons un modèle entièrement non paramétrique dans lequel chaque durée de la grille (jusqu'à 55 semaines) a sa propre variable binaire, ce qui permet l'expression de n'importe quel profil des effets estimés de la durée.

Les résultats sont présentés aux tableaux 35-37. Pour l'échantillon global, les effets sont très constants pour les trois spécifications de durée : des effets significatifs du logarithme de la durée, des effets significatifs du polynôme de durée et un ensemble (conjointement) significatif de variables binaires de durée. Dans chaque cas, nous estimons un effet epcc, positif et significatif, d'environ 0,35 en l'absence d'autres variables de contrôle et d'environ 0,26 quand ces autres variables explicatives sont présentes. De plus, les estimations des effets des autres variables sont très constantes pour les modèles 2, 4 et 6 du tableau 35; cette observation est également valable, grosso modo, pour les tableaux 36 et 37. Les effets epcc estimés sont plus élevés pour le sous-échantillon DV/CON (tableau 36) que pour le sous-échantillon MT/AUT, mais dans tous les cas l'effet est positif et significatif. Globalement, ces résultats de la méthode d'estimation PGM renforcent nos observations antérieures et laissent croire que les résultats relatifs aux effets du Projet de loi C-17 sont très robustes.

---

17 Les modèles de Weibull analysés plus haut peuvent également être perçus comme utilisant une paramétrisation logarithmique du risque relatif selon laquelle (q agissant comme facteur d'échelle, selon notre notation précédente, de telle sorte que l'ancien coefficient ß=-qâ*), nous avons

$$\ln(t) = ß*X + e$$

où e a une distribution de valeur extrême. Ainsi, ß*X estime le logarithme de la durée.

**Tableau 31**
**Modèle de durée de Cox des déterminants de la durée du chômage : Analyse des effets de l'épuisement des prestations**
**Échantillon complet**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 |
|---|---|---|---|---|
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,478** | 0,292** | 0,193** | 0,208** |
| | (0,039) | (0,047) | (0,047) | (0,048) |
| prest13 | | -0,354** | -0,428** | -0,427** |
| | | (0,135) | (0,138) | (0,138) |
| prest46 | | 0,023 | 0,102 | 0,103 |
| | | (0,113) | (0,117) | (0,117) |
| prest79 | | 0,097 | 0,10 | 0,100 |
| | | (0,10) | (0,106) | (0,106) |
| clocal | | 0,010 | | 0,010 |
| | | (0,006) | | (0,007) |
| masc | | | 0,134** | 0,135** |
| | | | (0,046) | (0,046) |
| r_pt | | | -0,167** | -0,164** |
| | | | (0,061) | (0,061) |
| marié | | | 0,059 | 0,057 |
| | | | (0,048) | (0,048) |
| âge | | | 0,012 | 0,011 |
| | | | (0,015) | (0,015) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,031 | -0,030 |
| | | | (0,059) | (0,059) |
| élém | | | 0,093 | 0,092 |
| | | | (0,097) | (0,097) |
| secpart | | | 0,008 | 0,005 |
| | | | (0,069) | (0,069) |
| qprof | | | 0,065 | 0,066 |
| | | | (0,107) | (0,106) |
| collpart | | | -0,088 | -0,089 |
| | | | (0,086) | (0,086) |
| coll | | | 0,033 | 0,035 |
| | | | (0,075) | (0,075) |
| univpart | | | -0,103 | -0,103 |
| | | | (0,105) | (0,105) |
| pcycle | | | -0,078 | -0,078 |
| | | | (0,072) | (0,072) |
| tn | | | 0,082 | 0,022 |
| | | | (0,131) | (0,136) |
| îpé | | | 0,563** | 0,516** |
| | | | (0,193) | (0,198) |
| né | | | -0,229 | -0,262* |
| | | | (0,123) | (0,127) |
| nb | | | 0,234 | 0,211 |
| | | | (0,128) | (0,129) |
| qué | | | 0,136* | 0,110 |
| | | | (0,061) | (0,065) |
| man | | | 0,219 | 0,229 |
| | | | (0,151) | (0,152) |
| sask | | | 0,246* | 0,251* |
| | | | (0,116) | (0,116) |
| alta | | | 0,034 | 0,037 |
| | | | (0,094) | (0,094) |
| cb | | | 0,209** | 0,208** |
| | | | (0,074) | (0,074) |
| terr | | | 0,223 | 0,086 |
| | | | (0,475) | (0,490) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. " prest13 " , " prest46 " et " prest79 " sont des covariables variant dans le temps qui prend la valeur " 1 " dans la portion de la période de chômage où le délai avant épuisement des prestations se situe, respectivement, dans 1 à 3 semaines, 4 à 6 semaines et 7 à 9 semaines. En dehors de cette portion de la période de chômage, elles prennent la valeur " 0 ".

**Tableau 32**
**Modèle de durée de Cox des déterminants de la durée du chômage : Analyse des effets de l'épuisement des prestations**
**Échantillon complet et sous-échantillons**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 |
|---|---|---|---|
| Vardép : | pérch | pérch | pérch |
| epcc | -0,160* | 0,434** | 0,207** |
| | (0,081) | (0,067) | (0,051) |
| prest13 | -0,353 | -0,281 | -0,600** |
| | (0,284) | (0,202) | (0,155) |
| prest46 | 0,367 | -0,595** | 0,023 |
| | (0,202) | (0,204) | (0,134) |
| prest79 | 0,095 | 0,132 | 0,117 |
| | (0,213) | (0,143) | (0,110) |
| clocal | 0,013 | 0,006 | 0,008 |
| | (0,012) | (0,010) | (0,007) |
| masc | 0,018 | 0,304** | 0,155** |
| | (0,084) | (0,064) | (0,050) |
| r_pt | -0,106 | -0,114 | -0,143* |
| | (0,118) | (0,082) | (0,066) |
| marié | 0,010 | 0,066 | 0,075 |
| | (0,086) | (0,069) | (0,051) |
| âge | -0,004 | 0,040 | 0,011 |
| | (0,032) | (0,022) | (0,019) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| vismin | -0,156 | -0,075 | -0,058 |
| | (0,117) | (0,087) | (0,067) |
| élém | 0,037 | -0,143 | 0,074 |
| | (0,242) | (0,126) | (0,106) |
| secpart | -0,003 | -0,052 | -0,016 |
| | (0,123) | (0,090) | (0,075) |
| qprof | -0,247 | 0,206 | 0,065 |
| | (0,226) | (0,147) | (0,115) |
| collpart | -0,076 | -0,096 | -0,080 |
| | (0,144) | (0,132) | (0,098) |
| coll | 0,134 | -0,098 | 0,034 |
| | (0,125) | (0,118) | (0,079) |
| univpart | 0,137 | -0,284 | -0,104 |
| | (0,183) | (0,151) | (0,109) |
| pcycle | -0,043 | -0,230* | -0,068 |
| | (0,127) | (0,108) | (0,077) |
| tn | -0,082 | 0,157 | -0,081 |
| | (0,248) | (0,188) | (0,142) |
| îpé | 0,414 | 0,403 | 0,430* |
| | (0,331) | (0,294) | (0,214) |
| né | -0,624* | -0,268 | -0,327* |
| | (0,289) | (0,171) | (0,136) |
| nb | 0,055 | 0,377** | 0,213 |
| | (0,230) | (0,134) | (0,124) |
| qué | -0,020 | 0,003 | 0,053 |
| | (0,110) | (0,089) | (0,070) |
| man | 0,295 | 0,023 | 0,088 |
| | (0,287) | (0,254) | (0,159) |
| sask | 0,376 | 0,233 | 0,157 |
| | (0,243) | (0,197) | (0,117) |
| alta | 0,088 | 0,091 | -0,027 |
| | (0,146) | (0,143) | (0,105) |
| cb | -0,011 | 0,089 | 0,144 |
| | (0,125) | (0,123) | (0,083) |
| terr | 0,137 | -0,666 | -0,418 |
| | (0,638) | (0,838) | (0,617) |
| ac3de5 | | | 0,214** |
| | | | (0,051) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. " prest13 ", " prest46 " et " pres79 " sont des covariables variant dans le temps qui prennent la valeur " 1 " dans la portion de la période de chômage où le délai avant épuisement des prestations se situe, respectivement, dans 1 à 3 semaines, 4 à 6 semaines et 7 à 9 semaines. En dehors de cette portion de la période de chômage, elles prennent la valeur " 0 ". Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 étudie les effets, pour l'ensemble de l'échantillon, des semaines assurables.

**Tableau 33**
**Modèle de durée de Cox des déterminants de la durée du chômage : Analyse des effets de l'épuisement des prestations**
**Échantillon MT/AUT**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,354** | 0,305** | 0,254** | 0,269** |
| | (0,045) | (0,049) | (0,051) | (0,051) |
| prest13 | | -0,230 | -0,305* | -0,305* |
| | | (0,144) | (0,147) | (0,147) |
| prest46 | | 0,013 | 0,072 | 0,072 |
| | | (0,131) | (0,133) | (0,133) |
| prest79 | | 0,245* | 0,214 | 0,214 |
| | | (0,108) | (0,112) | (0,112) |
| clocal | | 0,008 | | 0,010 |
| | | (0,006) | | (0,007) |
| masc | | | 0,098* | 0,099* |
| | | | (0,047) | (0,047) |
| r_pt | | | -0,172** | -0,170** |
| | | | (0,065) | (0,064) |
| marié | | | 0,057 | 0,057 |
| | | | (0,049) | (0,049) |
| âge | | | 0,027 | 0,027 |
| | | | (0,017) | (0,017) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,052 | -0,051 |
| | | | (0,064) | (0,064) |
| élém | | | 0,014 | 0,012 |
| | | | (0,101) | (0,101) |
| secpart | | | -0,029 | -0,030 |
| | | | (0,067) | (0,067) |
| qprof | | | 0,047 | 0,047 |
| | | | (0,109) | (0,109) |
| collpart | | | -0,084 | -0,085 |
| | | | (0,084) | (0,084) |
| coll | | | 0,059 | 0,060 |
| | | | (0,081) | (0,081) |
| univpart | | | -0,174 | -0,174 |
| | | | (0,122) | (0,121) |
| pcycle | | | -0,104 | -0,104 |
| | | | (0,076) | (0,076) |
| tn | | | 0,178 | 0,105 |
| | | | (0,131) | (0,139) |
| îpé | | | 0,442* | 0,392 |
| | | | (0,205) | (0,209) |
| né | | | -0,233* | -0,273 |
| | | | (0,138) | (0,143) |
| nb | | | 0,149 | 0,125 |
| | | | (0,131) | (0,132) |
| qué | | | 0,127* | 0,10 |
| | | | (0,061) | (0,064) |
| man | | | 0,357* | 0,368** |
| | | | (0,141) | (0,142) |
| sask | | | 0,358** | 0,361** |
| | | | (0,122) | (0,122) |
| alta | | | 0,040 | 0,042 |
| | | | (0,094) | (0,094) |
| cb | | | 0,180* | 0,178* |
| | | | (0,081) | (0,081) |
| terr | | | 0,099 | -0,039 |
| | | | (0,532) | (0,547) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. " prest13 ", " prest46 " et " pres79 " sont des covariables variant dans le temps qui prennent la valeur " 1 " dans la portion de la période de chômage où le délai avant épuisement des prestations se situe, respectivement, dans 1 à 3 semaines, 4 à 6 semaines et 7 à 9 semaines. En dehors de cette portion de la période de chômage, elles prennent la valeur " 0 ".

**Tableau 34**
**Modèle de durée de Cox des déterminants de la durée du chômage : Analyse des effets de l'épuisement des prestations**
**Échantillon et sous-échantillons MT/AUT**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 |
|---|---|---|---|
| Vardép : | pérch | pérch | pérch |
| epcc | -0,169 | 0,481** | 0,246** |
| | (0,092) | (0,069) | (0,055) |
| prest13 | -0,322 | -0,207 | -0,489** |
| | (0,310) | (0,207) | (0,163) |
| prest46 | 0,301 | -0,522* | 0,034 |
| | (0,223) | (0,204) | (0,151) |
| prest79 | 0,192 | 0,189 | 0,230* |
| | (0,224) | (0,146) | (0,115) |
| clocal | 0,006 | 0,011 | 0,008 |
| | (0,013) | (0,010) | (0,007) |
| masc | -0,018 | 0,267** | 0,110* |
| | (0,090) | (0,066) | (0,049) |
| r_pt | -0,103 | -0,103 | -0,120 |
| | (0,130) | (0,086) | (0,069) |
| marié | 0,015 | 0,106 | 0,075 |
| | (0,090) | (0,070) | (0,051) |
| âge | 0,040 | 0,021 | 0,031 |
| | (0,036) | (0,020) | (0,019) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,197 | -0,066 | -0,066 |
| | (0,124) | (0,091) | (0,072) |
| élém | -0,103 | -0,136 | -0,011 |
| | (0,263) | (0,126) | (0,108) |
| secpart | -0,041 | -0,129 | -0,060 |
| | (0,131) | (0,094) | (0,072) |
| qprof | -0,259 | 0,199 | 0,008 |
| | (0,203) | (0,148) | (0,117) |
| collpart | -0,099 | -0,166 | -0,061 |
| | (0,160) | (0,136) | (0,090) |
| coll | 0,261* | -0,102 | 0,069 |
| | (0,131) | (0,120) | (0,085) |
| univpart | 0,227 | -0,307 | -0,167 |
| | (0,214) | (0,165) | (0,129) |
| qprof | 0,027 | -0,219* | -0,093 |
| | (0,132) | (0,108) | (0,082) |
| tn | 0,256 | 0,030 | 0,010 |
| | (0,254) | (0,195) | (0,145) |
| îpé | 0,495 | 0,129 | 0,306 |
| | (0,357) | (0,309) | (0,226) |
| né | -0,501 | -0,313 | -0,335* |
| | (0,297) | (0,178) | (0,151) |
| nb | -0,012 | 0,277* | 0,127 |
| | (0,245) | (0,126) | (0,127) |
| qué | 0,114 | -0,091 | 0,049 |
| | (0,116) | (0,092) | (0,070) |
| man | 0,567* | 0,124 | 0,242 |
| | (0,276) | (0,208) | (0,145) |
| sask | 0,620* | 0,190 | 0,269* |
| | (0,243) | (0,204) | (0,124) |
| alta | 0,170 | -0,006 | 0,003 |
| | (0,152) | (0,153) | (0,10) |
| cb | 0,025 | 0,031 | 0,110 |
| | (0,141) | (0,128) | (0,093) |
| terr | 0,305 | -0,811 | -0,433 |
| | (0,661) | (0,825) | (0,624) |
| ac3de5 | | | 0,220** |
| | | | (0,051) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. " prest13 ", " prest46 " et " pres79 " sont des covariables variant dans le temps qui prennent la valeur " 1 " dans la portion de la période de chômage où le délai avant épuisement des prestations se situe, respectivement, dans 1 à 3 semaines, 4 à 6 semaines et 7 à 9 semaines. En dehors de cette portion de la période de chômage, elles prennent la valeur " 0 ". Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 étudie les effets, pour l'ensemble de l'échantillon, des semaines assurables.

**Tableau 35**
**Modèle semiparamétrique de risques de Prentice-Gloecker-Meyer des déterminants de la durée du chômage**
**Échantillon complet**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** | **5** | **6** |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,362** | 0,277** | 0,345** | 0,256** | 0,352** | 0,261** |
| | (0,023) | (0,024) | (0,023) | (0,024) | (0,023) | (0,024) |
| durlog | -0,048** | -0,098** | | | | |
| | (0,010) | (0,011) | | | | |
| masc | | 0,187** | | 0,186** | | 0,185** |
| | | (0,024) | | (0,024) | | (0,024) |
| r_pt | | 0,051 | | 0,048 | | 0,046 |
| | | (0,033) | | (0,033) | | (0,033) |
| marié | | 0,051* | | 0,050* | | 0,050* |
| | | (0,025) | | (0,025) | | (0,025) |
| âge | | 0,015 | | 0,017* | | 0,017* |
| | | (0,008) | | (0,008) | | (0,008) |
| âge2 | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 |
| | | (0,000) | | (0,000) | | (0,000) |
| minvis | | -0,064* | | -0,062* | | -0,063* |
| | | (0,031) | | (0,031) | | (0,031) |
| élém | | 0,043 | | 0,064 | | 0,062 |
| | | (0,056) | | (0,056) | | (0,056) |
| secpaart | | -0,010 | | -0,010 | | -0,007 |
| | | (0,032) | | (0,032) | | (0,032) |
| qprof | | 0,098 | | 0,090 | | 0,091 |
| | | (0,053) | | (0,053) | | (0,053) |
| collpart | | 0,113* | | 0,119** | | 0,125** |
| | | (0,045) | | (0,045) | | (0,045) |
| coll | | 0,035 | | 0,032 | | 0,038 |
| | | (0,040) | | (0,040) | | (0,040) |
| univpart | | -0,024 | | -0,029 | | -0,026 |
| | | (0,053) | | (0,053) | | (0,053) |
| pcycle | | 0,003 | | 0,020 | | 0,021 |
| | | (0,040) | | (0,040) | | (0,040) |
| tn | | -0,139 | | -0,144 | | -0,140 |
| | | (0,075) | | (0,075) | | (0,075) |
| îpé | | 0,320* | | 0,357* | | 0,354* |
| | | (0,142) | | (0,142) | | (0,142) |
| né | | -0,051 | | -0,045 | | -0,046 |
| | | (0,061) | | (0,061) | | (0,061) |
| nb | | 0,036 | | 0,053 | | 0,055 |
| | | (0,062) | | (0,062) | | (0,062) |
| qué | | 0,048 | | 0,056 | | 0,057 |
| | | (0,030) | | (0,030) | | (0,030) |
| man | | 0,008 | | 0,019 | | 0,022 |
| | | (0,072) | | (0,072) | | (0,072) |
| sask | | 0,162* | | 0,192** | | 0,195** |
| | | (0,068) | | (0,068) | | (0,068) |
| alta | | 0,118** | | 0,127** | | 0,128** |
| | | (0,041) | | (0,041) | | (0,041) |
| cb | | 0,050 | | 0,058 | | 0,063 |
| | | (0,038) | | (0,038) | | (0,038) |
| terr | | 0,222 | | 0,251 | | 0,263 |
| | | (0,206) | | (0,206) | | (0,206) |
| dur | | | -0,235** | -0,233** | | |
| | | | (0,013) | (0,013) | | |
| dur^2 | | | 0,012** | 0,012 | | |
| | | | (0,001) | (0,001) | | |
| dur^3 | | | -0,000** | -0,000** | | |
| | | | (0,000) | (0,000) | | |
| dur^4 | | | -0,000 | -0,000 | | |
| | | | (0,000) | (0,000) | | |
| **Variables nominales de durée** | **Non** | **Non** | **Non** | **Non** | **Oui** | **Oui** |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Les estimations des risques proportionnels à temps discret de Prentice-Gloecker-Meyer sont présentées avec trois spécifications de durée; les modèles 1 et 2 emploient une durée fondée sur un logarithme, les modèles 3 et 4 une durée fondée sur un polynôme du quatrième degré, et les modèles 5 et 6 un ensemble souple complet de variables nominales pour chaque durée enregistrée (mesurée en semaines).

**Tableau 36**
**Modèle semiparamétrique de risques de Prentice-Gloecker-Meyer des déterminants de la durée du chômage**
**Échantillon DV/CON**

| **Modèle :**<br>**Vardép :** | **1**<br>**pérch** | **2**<br>**pérch** | **3**<br>**pérch** | **4**<br>**pérch** | **5**<br>**pérch** | **6**<br>**pérch** |
|---|---|---|---|---|---|---|
| epcc | 0,534**<br>(0,048) | 0,367**<br>(0,054) | 0,454**<br>(0,049) | 0,280**<br>(0,055) | 0,453**<br>(0,049) | 0,272**<br>(0,055) |
| durlog | -0,314**<br>(0,020) | -0,426**<br>(0,022) | | | | |
| masc | | 0,217**<br>(0,055) | | 0,218**<br>(0,055) | | 0,214**<br>(0,055) |
| r_pt | | 0,235**<br>(0,071) | | 0,251**<br>(0,071) | | 0,252**<br>(0,071) |
| marié | | 0,049<br>(0,060) | | 0,051<br>(0,060) | | 0,041<br>(0,060) |
| âge | | 0,005<br>(0,020) | | 0,003<br>(0,020) | | 0,000<br>(0,020) |
| âge2 | | 0,000<br>(0,000) | | 0,000<br>(0,000) | | 0,000<br>(0,000) |
| minvis | | -0,135<br>(0,070) | | -0,113<br>(0,070) | | -0,105<br>(0,070) |
| élém | | 0,157<br>(0,198) | | 0,258<br>(0,199) | | 0,263<br>(0,199) |
| secpart | | -0,053<br>(0,076) | | -0,048<br>(0,076) | | -0,040<br>(0,076) |
| qprof | | -0,093<br>(0,148) | | -0,140<br>(0,148) | | -0,144<br>(0,148) |
| collpart | | 0,009<br>(0,094) | | 0,044<br>(0,094) | | 0,047<br>(0,095) |
| coll | | 0,171*<br>(0,085) | | 0,164<br>(0,085) | | 0,165<br>(0,085) |
| univpart | | 0,032<br>(0,110) | | 0,015<br>(0,110) | | 0,023<br>(0,110) |
| pcycle | | 0,135<br>(0,093) | | 0,129<br>(0,093) | | 0,121<br>(0,094) |
| tn | | -0,189<br>(0,256) | | -0,154<br>(0,256) | | -0,150<br>(0,256) |
| îpé | | 0,565<br>(0,412) | | 0,614<br>(0,413) | | 0,574<br>(0,416) |
| né | | 0,213<br>(0,155) | | 0,216<br>(0,156) | | 0,219<br>(0,156) |
| nb | | 0,164<br>(0,161) | | 0,177<br>(0,162) | | 0,174<br>(0,162) |
| qué | | 0,143*<br>(0,073) | | 0,169*<br>(0,073) | | 0,170*<br>(0,073) |
| man | | 0,028<br>(0,153) | | 0,047<br>(0,153) | | 0.044<br>(0,153) |
| sask | | 0,190<br>(0,142) | | 0,194<br>(0,142) | | 0,194<br>(0,142) |
| alta | | 0,096<br>(0,085) | | 0,105<br>(0,085) | | 0,111<br>(0,085) |
| cb | | -0,025<br>(0,083) | | -0,016<br>(0,083) | | -0,006<br>(0,083) |
| terr | | 0,290<br>(0,453) | | 0,348<br>(0,455) | | 0,340<br>(0,457) |
| dur | | | -0,530**<br>(0,028) | -0,525**<br>(0,030) | | |
| dur^2 | | | 0,030**<br>(0,002) | 0,030**<br>(0,003) | | |
| dur^3 | | | -0,001**<br>(0,000) | -0,001**<br>(0,000) | | |
| dur^4 | | | 0,000**<br>(0,000) | 0,000**<br>(0,000) | | |
| **Variables nominales de durée** | **Non** | **Non** | **Non** | **Non** | **Oui** | **Oui** |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Les estimations des risques proportionnels à temps discret de Prentice-Gloecker-Meyer sont présentées avec trois spécifications de durée; les modèles 1 et 2 emploient une durée fondée sur un logarithme, les modèles 3 et 4 une durée fondée sur un polynôme du quatrième degré, et les modèles 5 et 6 un ensemble souple complet de variables nominales pour chaque durée enregistrée (mesurée en semaines).

**Tableau 37**
**Modèle semiparamétrique de risques de Prentice-Gloecker-Meyer des déterminants de la durée du chômage**
**Échantillon MT/AUT**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,297** | 0,262** | 0,290** | 0,252** | 0,298** | 0,259** |
| | (0,026) | (0,028) | (0,026) | (0,028) | (0,027) | (0,028) |
| durlog | 0,001 | -0,020 | | | | |
| | (0,012) | (0,013) | | | | |
| masc | | 0,190** | | 0,189** | | 0,186** |
| | | (0,027) | | (0,027) | | (0,027) |
| r_pt | | -0,015 | | -0,021 | | -0,026 |
| | | (0,040) | | (0,040) | | (0,040) |
| marié | | 0,060* | | 0,061* | | 0,061* |
| | | (0,028) | | (0,028) | | (0,028) |
| âge | | 0,022* | | 0,023* | | 0,024* |
| | | (0,009) | | (0,009) | | (0,009) |
| âge2 | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000* |
| | | (0,000) | | (0,000) | | (0,000) |
| minvis | | -0,048 | | -0,050 | | -0,053 |
| | | (0,035) | | (0,035) | | (0,035) |
| élém | | 0,027 | | 0,040 | | 0,037 |
| | | (0,061) | | (0,061) | | (0,061) |
| secpart | | -0,005 | | -0,005 | | -0,003 |
| | | (0,037) | | (0,037) | | (0,037) |
| qprof | | 0,155** | | 0,149* | | 0,149* |
| | | (0,060) | | (0,060) | | (0,060) |
| collpart | | 0,169** | | 0,173** | | 0,181** |
| | | (0,052) | | (0,052) | | (0,052) |
| coll | | 0,001 | | 0,000 | | 0,006 |
| | | (0,047) | | (0,047) | | (0,047) |
| univpart | | -0,043 | | -0,047 | | -0,046 |
| | | (0,063) | | (0,063) | | (0,063) |
| pcycle | | -0,027 | | -0,011 | | -0,010 |
| | | (0,045) | | (0,045) | | (0,045) |
| tn | | -0,110 | | -0,116 | | -0,114 |
| | | (0,080) | | (0,080) | | (0,080) |
| îpé | | 0,294 | | 0,323* | | 0,322* |
| | | (0,157) | | (0,157) | | (0,157) |
| né | | -0,086 | | -0,076 | | -0,078 |
| | | (0,069) | | (0,069) | | (0,069) |
| nb | | 0,072 | | 0,089 | | 0,092 |
| | | (0,069) | | (0,069) | | (0,069) |
| qué | | 0,028 | | 0,035 | | 0,034 |
| | | (0,034) | | (0,034) | | (0,034) |
| man | | 0,016 | | 0,029 | | 0,033 |
| | | (0,083) | | (0,083) | | (0,083) |
| sask | | 0,144 | | 0,177* | | 0,179* |
| | | (0,079) | | (0,079) | | (0,079) |
| alta | | 0,145** | | 0,158** | | 0,156** |
| | | (0,049) | | (0,049) | | (0,049) |
| cb | | 0,072 | | 0,082 | | 0,085 |
| | | (0,045) | | (0,045) | | (0,045) |
| terr | | 0,204 | | 0,206 | | 0,224 |
| | | (0,244) | | (0,244) | | (0,244) |
| dur | | | -0,153** | -0,157** | | |
| | | | (0,015) | (0,015) | | |
| dur^2 | | | 0,006** | 0,007** | | |
| | | | (0,001) | (0,001) | | |
| dur^3 | | | 0,000 | -0,000 | | |
| | | | (0,000) | (0,000) | | |
| dur^4 | | | -0,000** | -0,000** | | |
| | | | (0,000) | (0,000) | | |
| **Variables nominales de durée** | **Non** | **Non** | **Non** | **Non** | **Oui** | **Oui** |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Les estimations des risques proportionnels à temps discret de Prentice-Gloecker-Meyer sont présentées avec trois spécifications de durée; les modèles 1 et 2 emploient une durée fondée sur un logarithme, les modèles 3 et 4 une durée fondée sur un polynôme du quatrième degré, et les modèles 5 et 6 un ensemble souple complet de variables nominales pour chaque durée enregistrée (mesurée en semaines).

# 6. *Résumé et conclusions*

En résumé, ce rapport se fonde sur un précieux ensemble de données, créé par la réunion des enquêtes par panel EPCC93 et EPCC95, et sur des dossiers administratifs connexes. Il fait état d'une recherche ayant porté sur les déterminants des durées de chômage et des durées de prestations d'assurance-chômage, ainsi que sur la détermination mixte de ces durées, en s'intéressant particulièrement au rôle joué par un effet quasi expérimental associé aux changements législatifs introduits par le projet de loi C-17 en 1994. Au moyen de toute une gamme de modèles économétriques d'analyse de la durée et de toute une variété d'ensembles de variables explicatives ajoutés à l'effet epcc quasi expérimental, il a été observé que les résultats semblent très robustes à l'égard de ces différentes méthodes de modélisation. Étant donné qu'une telle constance est loin d'être toujours la règle, il est important de souligner l'apparente stabilité que nous avons observée dans l'effet estimé.

***... il a été observé que les résultats semblent très robustes à l'égard de ces différentes méthodes de modélisation ... il est important de souligner l'apparente stabilité que nous avons observée dans l'effet estimé.***

La principale conclusion est que l'effet epcc estimé est toujours positif et significatif pour le risque, c'est-à-dire que le fait d'appartenir au groupe EPCC95 (plutôt qu'au groupe EPCC93), et donc d'avoir été touché par les dispositions du projet de loi C-17, a entraîné une hausse de la probabilité de sortie du chômage ou de l'état de prestataire, et donc une diminution significative des durées. Une telle conclusion est conforme au but visé par les dispositions du projet de loi C-17, notamment les importants resserrements des prestations et des critères d'admissibilité. Comme on n'a pas trouvé d'effets semblables dans bon nombre des études sur le régime canadien d'assurance-chômage (voir, par exemple, Corak 1994, Jones 1994), l'effet mesuré est plus net qu'on ne l'aurait imaginé. Ce résultat est probablement attribuable au changement de politique clair introduit par le projet de loi C-17, notamment les importantes modifications apportées aux prestations et à l'admissibilité, et à l'approche quasi expérimentale bâtie à partir des deux panels EPCC et grâce à laquelle les effets sur le marché du travail du projet de loi C-17 ont pu être plus facilement isolés.

# *Annexe*

**Tableau A1**
**Définitions des variables utilisées dans l'analyse**

| | |
|---|---|
| epcc | 1 pour l'EPCC95, 0 pour l'EPCC93 |
| clocal | taux de chômage régional à la date de cessation d'emploi (selon le RE) |
| masc | 1 pour personne de sexe masculin, 0 autrement |
| r_pt | 1 pour emploi de référence (RE) à plein temps, 0 autrement |
| marié | 1 pour personne mariée actuellement, 0 autrement |
| âge | âge en années à la date du RE |
| âge2 | âge au carré |
| minvis | 1 pour membre de minorité visible, 0 autrement |
| élém | 1 pour niveau d'instruction égal ou inférieur à l'élémentaire, 0 autrement |
| secpart | 1 pour études secondaires partielles, 0 autrement |
| qprof | 1 pour qualification professionnelle, 0 autrement |
| collpart | 1 pour études collégiales partielles, 0 autrement |
| coll | 1 pour études collégiales, 0 autrement |
| univpart | 1 pour études universitaires partielles, 0 autrement |
| pcycle | 1 pour études de niveau égal ou supérieur au premier cycle, 0 autrement |
| tn | variable nominale provinciale |
| îpé | variable nominale provinciale |
| né | variable nominale provinciale |
| nb | variable nominale provinciale |
| qué | variable nominale provinciale |
| man | variable nominale provinciale |
| sask | variable nominale provinciale |
| alb | variable nominale provinciale |
| cb | variable nominale provinciale |
| terr | variable nominale pour les Territoires |

**Tableau A2**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon complet non-pondéré**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **11857** | **11855** | **10251** | **10250** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,399** | 0,404** | 0,278** | 0,283** |
| | (0,023) | (0,023) | (0,024) | (0,025) |
| clocal | | 0,004 | | 0,003 |
| | | (0,003) | | (0,004) |
| masc | | | 0,183** | 0,183** |
| | | | (0,024) | (0,024) |
| r_pt | | | 0,055 | 0,054 |
| | | | (0,033) | (0,033) |
| marié | | | 0,026 | 0,025 |
| | | | (0,025) | (0,025) |
| âge | | | 0,004 | 0,004 |
| | | | (0,008) | (0,008) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,030 | -0,030 |
| | | | (0,031) | (0,031) |
| élém | | | 0,088 | 0,088 |
| | | | (0,056) | (0,056) |
| secpart | | | -0,005 | -0,005 |
| | | | (0,032) | (0,032) |
| qprof | | | 0,041 | 0,040 |
| | | | (0,053) | (0,053) |
| collpart | | | 0,067 | 0,067 |
| | | | (0,045) | (0,045) |
| coll | | | 0,084* | 0,085* |
| | | | (0,040) | (0,040) |
| univpart | | | -0,007 | -0,007 |
| | | | (0,053) | (0,053) |
| pcycle | | | -0,048 | -0,048 |
| | | | (0,040) | (0,040) |
| tn | | | -0,077 | -0,096 |
| | | | (0,075) | (0,078) |
| îpé | | | 0,299* | 0,282* |
| | | | (0,142) | (0,143) |
| né | | | -0,103 | -0,114 |
| | | | (0,061) | (0,062) |
| nb | | | 0,080 | 0,073 |
| | | | (0,061) | (0,062) |
| qué | | | 0,088** | 0,080* |
| | | | (0,030) | (0,031) |
| man | | | 0,098 | 0,099 |
| | | | (0,072) | (0,072) |
| sask | | | 0,208** | 0,210** |
| | | | (0,068) | (0,068) |
| alb | | | 0,153** | 0,154** |
| | | | (0,041) | (0,041) |
| cb | | | 0,124** | 0,123** |
| | | | (0,038) | (0,038) |
| terr | | | 0,415* | 0,371 |
| | | | (0,206) | (0,211) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95.

**Tableau A3**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Divers échantillons non-pondérés (voir les notes)**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** | **5** |
|---|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **3451** | **3776** | **10217** | **6479** | **8857** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,199** | 0,401** | 0,246** | 0,266** | 0,277** |
| | (0,042) | (0,039) | (0,026) | (0,032) | (0,026) |
| clocal | 0,003 | 0,006 | 0,007 | 0,001 | 0,002 |
| | (0,006) | (0,006) | (0,004) | (0,005) | (0,004) |
| masc | 0,188** | 0,255** | 0,168** | 0,118** | 0,195** |
| | (0,042) | (0,039) | (0,024) | (0,030) | (0,026) |
| r_pt | 0,186** | 0,045 | 0,070* | 0,029 | 0,066 |
| | (0,060) | (0,054) | (0,034) | (0,042) | (0,036) |
| marié | 0,065 | 0,038 | 0,025 | 0,046 | 0,035 |
| | (0,045) | (0,041) | (0,025) | (0,031) | (0,027) |
| âge | 0,016 | 0,014 | 0,005 | 0,006 | 0,008 |
| | (0,015) | (0,013) | (0,008) | (0,011) | (0,010) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,012 | -0,097 | -0,028 | -0,035 | -0,037 |
| | (0,055) | (0,050) | (0,031) | (0,039) | (0,034) |
| élém | 0,030 | 0,037 | 0,083 | 0,097 | 0,083 |
| | (0,116) | (0,082) | (0,056) | (0,073) | (0,060) |
| secpart | -0,112 | 0,009 | -0,015 | 0,009 | -0,026 |
| | (0,059) | (0,051) | (0,032) | (0,043) | (0,035) |
| qprof | -0,156 | 0,166 | 0,033 | 0,067 | 0,020 |
| | (0,101) | (0,091) | (0,053) | (0,068) | (0,057) |
| collpart | 0,016 | 0,140 | 0,074 | 0,052 | 0,099* |
| | (0,076) | (0,078) | (0,045) | (0,056) | (0,048) |
| coll | 0,070 | 0,059 | 0,096* | 0,091 | 0,074 |
| | (0,064) | (0,067) | (0,040) | (0,050) | (0,043) |
| univpart | 0,049 | -0,056 | -0,005 | -0,031 | -0,032 |
| | (0,089) | (0,087) | (0,053) | (0,068) | (0,058) |
| pcycle | -0,067 | -0,108 | -0,032 | 0,028 | -0,030 |
| | (0,066) | (0,066) | (0,040) | (0,048) | (0,043) |
| tn | -0,063 | -0,115 | -0,122 | -0,078 | -0,168* |
| | (0,148) | (0,116) | (0,078) | (0,106) | (0,081) |
| îpé | 0,406 | 0,260 | 0,258 | 0,284 | 0,203 |
| | (0,293) | (0,203) | (0,143) | (0,183) | (0,149) |
| né | -0,008 | -0,227* | -0,117 | -0,138 | -0,172* |
| | (0,113) | (0,097) | (0,062) | (0,080) | (0,067) |
| nb | 0,022 | 0,111 | 0,061 | 0,098 | 0,029 |
| | (0,121) | (0,092) | (0,062) | (0,083) | (0,066) |
| qué | 0,167** | -0,047 | 0,082** | 0,068 | 0,047 |
| | (0,056) | (0,051) | (0,032) | (0,040) | (0,034) |
| man | 0,189 | 0,030 | 0,082 | 0,163 | 0,071 |
| | (0,125) | (0,114) | (0,072) | (0,092) | (0,077) |
| sask | 0,383** | 0,135 | 0,213** | 0,167 | 0,215** |
| | (0,114) | (0,115) | (0,068) | (0,086) | (0,072) |
| alb | 0,295** | 0,066 | 0,154** | 0,052 | 0,130** |
| | (0,067) | (0,075) | (0,041) | (0,054) | (0,045) |
| cb | 0,058 | 0,087 | 0,123** | 0,139** | 0,130** |
| | (0,068) | (0,066) | (0,038) | (0,048) | (0,042) |
| terr | 0,407 | -0,368 | 0,328 | 0,326 | 0,095 |
| | (0,330) | (0,458) | (0,211) | (0,268) | (0,273) |
| assur | | | -0,055 | | |
| | | | (0,040) | | |
| semass | | | -0,003** | | |
| | | | (0,001) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,158** |
| | | | | | (0,026) |

Notes Les écarts-types sont indiquées entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échan tillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations.

**Tableau A4**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon DV/CON non-pondéré**

| **Modèle :** | **1** | **2** | **3** | **4** |
|---|---|---|---|---|
| **Nbre obs :** | **2567** | **2567** | **1947** | **1947** |
| **Vardép :** | **pérch** | **pérch** | **pérch** | **pérch** |
| epcc | 0,468** | 0,496** | 0,202** | 0,224** |
| | (0,049) | (0,050) | (0,055) | (0,057) |
| clocal | | 0,017* | | 0,014 |
| | | (0,007) | | (0,009) |
| masc | | | 0,165** | 0,166** |
| | | | (0,055) | (0,055) |
| r_pt | | | 0,216** | 0,214** |
| | | | (0,071) | (0,071) |
| marié | | | -0,001 | -0,005 |
| | | | (0,060) | (0,060) |
| âge | | | -0,018 | -0,018 |
| | | | (0,021) | (0,021) |
| âge2 | | | 0,000 | 0,000 |
| | | | (0,000) | (0,000) |
| minvis | | | -0,015 | -0,014 |
| | | | (0,070) | (0,070) |
| élém | | | 0,014 | 0,004 |
| | | | (0,197) | (0,197) |
| secpart | | | -0,045 | -0,049 |
| | | | (0,076) | (0,076) |
| qprof | | | -0,153 | -0,156 |
| | | | (0,148) | (0,148) |
| collpart | | | 0,018 | 0,017 |
| | | | (0,094) | (0,094) |
| coll | | | 0,126 | 0,130 |
| | | | (0,085) | (0,085) |
| univpart | | | 0,068 | 0,071 |
| | | | (0,110) | (0,110) |
| pcycle | | | 0,021 | 0,025 |
| | | | (0,093) | (0,094) |
| tn | | | -0,122 | -0,135 |
| | | | (0,256) | (0,256) |
| îpé | | | 0,702 | 0,663 |
| | | | (0,413) | (0,414) |
| né | | | 0,070 | 0,036 |
| | | | (0,156) | (0,158) |
| nb | | | 0,105 | 0,085 |
| | | | (0,161) | (0,162) |
| qué | | | 0,183* | 0,147 |
| | | | (0,072) | (0,077) |
| man | | | -0,055 | -0,051 |
| | | | (0,153) | (0,153) |
| sask | | | 0,067 | 0,071 |
| | | | (0,142) | (0,142) |
| alb | | | 0,180* | 0,184* |
| | | | (0,085) | (0,085) |
| cb | | | 0,019 | 0,015 |
| | | | (0,083) | (0,083) |
| terr | | | 0,558 | 0,394 |
| | | | (0,454) | (0,468) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95.

**Tableau A5**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon et sous-échantillons DV/CON non-pondérés**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 922 | 213 | 1934 | 1197 | 1561 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,339** | 0,228 | 0,234** | 0,336** | 0,233** |
| | (0,106) | (0,207) | (0,060) | (0,075) | (0,063) |
| clocal | 0,019 | -0,036 | 0,011 | 0,027* | 0,013 |
| | (0,015) | (0,036) | (0,010) | (0,012) | (0,010) |
| masc | 0,203* | 0,262 | 0,165** | 0,110 | 0,214** |
| | (0,082) | (0,197) | (0,055) | (0,070) | (0,062) |
| r_pt | 0,360** | 0,301 | 0,217** | 0,328** | 0,218** |
| | (0,103) | (0,243) | (0,072) | (0,098) | (0,080) |
| marié | 0,130 | -0,253 | -0,004 | 0,055 | 0,047 |
| | (0,091) | (0,205) | (0,060) | (0,075) | (0,067) |
| âge | 0,007 | 0,092 | -0,017 | -0,016 | 0,008 |
| | (0,032) | (0,067) | (0,021) | (0,030) | (0,033) |
| âge2 | 0,000 | -0,001 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,001) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | 0,001 | -0,527* | -0,011 | 0,055 | -0,073 |
| | (0,110) | (0,237) | (0,070) | (0,088) | (0,081) |
| élém | 0,006 | -0,065 | 0,000 | 0,021 | 0,040 |
| | (0,272) | (0,552) | (0,197) | (0,283) | (0,224) |
| secpart | -0,119 | 0,040 | -0,040 | -0,126 | -0,087 |
| | (0,123) | (0,235) | (0,076) | (0,104) | (0,088) |
| qprof | -0,318 | -0,143 | -0,153 | -0,227 | -0,170 |
| | (0,261) | (0,486) | (0,148) | (0,196) | (0,166) |
| collpart | -0,005 | -0,091 | 0,020 | -0,001 | 0,069 |
| | (0,139) | (0,317) | (0,095) | (0,117) | (0,106) |
| coll | 0,099 | -0,056 | 0,133 | 0,039 | 0,059 |
| | (0,115) | (0,292) | (0,085) | (0,110) | (0,095) |
| univpart | 0,016 | 0,406 | 0,068 | 0,005 | 0,061 |
| | (0,161) | (0,352) | (0,111) | (0,142) | (0,124) |
| pcycle | 0,024 | -0,542 | 0,028 | 0,071 | -0,006 |
| | (0,131) | (0,337) | (0,094) | (0,112) | (0,104) |
| tn | -0,326 | 0,548 | -0,131 | -0,483 | -0,194 |
| | (0,509) | (0,698) | (0,256) | (0,362) | (0,275) |
| né | 0,465 | -0,616 | 0,042 | -0,103 | 0,036 |
| | (0,242) | (0,548) | (0,158) | (0,195) | (0,176) |
| nb | 0,115 | -0,307 | 0,075 | 0,146 | 0,060 |
| | (0,249) | (0,617) | (0,162) | (0,214) | (0,176) |
| qué | 0,201 | -0,082 | 0,147 | 0,052 | 0,110 |
| | (0,110) | (0,254) | (0,077) | (0,101) | (0,087) |
| man | -0,013 | 0,268 | -0,056 | -0,176 | -0,017 |
| | (0,221) | (0,411) | (0,153) | (0,215) | (0,167) |
| sask | 0,223 | -0,257 | 0,069 | -0,004 | 0,134 |
| | (0,199) | (0,487) | (0,142) | (0,180) | (0,157) |
| alb | 0,306* | -0,177 | 0,174* | 0,074 | 0,151 |
| | (0,128) | (0,259) | (0,085) | (0,111) | (0,095) |
| cb | -0,146 | -0,255 | 0,013 | -0,054 | -0,006 |
| | (0,136) | (0,282) | (0,083) | (0,102) | (0,096) |
| terr | 0,064 | -0,368 | 0,413 | -0,149 | 0,105 |
| | (0,737) | (0,458) | (0,468) | (0,618) | (0,721) |
| îpé | 0,406 | 0,491 | 0,661 | 0,753 | 0,720 |
| | (0,293) | (0,787) | (0,414) | (0,587) | (0,455) |
| assur | | | -0,130 | | |
| | | | (0,108) | | |
| semass | | | 0,002 | | |
| | | | (0,003) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,021 |
| | | | | | (0,070) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations.

**Tableau A6**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon MT/AUT non-pondéré**

| **Modèle :**<br>**Nbre obs :**<br>**Vardép :** | **1**<br>**8474**<br>**pérch** | **2**<br>**8472**<br>**pérch** | **3**<br>**7810**<br>**pérch** | **4**<br>**7809**<br>**pérch** |
|---|---|---|---|---|
| epcc | 0,365**<br>(0,026) | 0,366**<br>(0,027) | 0,310**<br>(0,028) | 0,315**<br>(0,028) |
| clocal | | 0,001<br>(0,003) | | 0,003<br>(0,004) |
| masc | | | 0,195**<br>(0,027) | 0,195**<br>(0,027) |
| r_pt | | | 0,007<br>(0,040) | 0,007<br>(0,040) |
| marié | | | 0,049<br>(0,028) | 0,049<br>(0,028) |
| âge | | | 0,011<br>(0,010) | 0,010<br>(0,010) |
| âge2 | | | 0,000<br>(0,000) | 0,000<br>(0,000) |
| minvis | | | -0,036<br>(0,035) | -0,037<br>(0,035) |
| élém | | | 0,087<br>(0,061) | 0,086<br>(0,061) |
| secpart | | | -0,006<br>(0,037) | -0,007<br>(0,037) |
| qprof | | | 0,057<br>(0,060) | 0,057<br>(0,060) |
| collpart | | | 0,098<br>(0,052) | 0,098<br>(0,052) |
| coll | | | 0,063<br>(0,047) | 0,065<br>(0,047) |
| univpart | | | -0,038<br>(0,063) | -0,037<br>(0,063) |
| pcycle | | | -0,085<br>(0,045) | -0,084<br>(0,045) |
| tn | | | -0,051<br>(0,080) | -0,072<br>(0,084) |
| îpé | | | 0,223<br>(0,157) | 0,206<br>(0,158) |
| né | | | -0,115<br>(0,069) | -0,127<br>(0,070) |
| nb | | | 0,101<br>(0,068) | 0,094<br>(0,069) |
| qué | | | 0,069*<br>(0,034) | 0,061<br>(0,036) |
| man | | | 0,178*<br>(0,083) | 0,179*<br>(0,083) |
| sask | | | 0,251**<br>(0,079) | 0,253**<br>(0,079) |
| alb | | | 0,142**<br>(0,049) | 0,143**<br>(0,049) |
| cb | | | 0,155**<br>(0,045) | 0,155**<br>(0,045) |
| terr | | | 0,348<br>(0,244) | 0,305<br>(0,250) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95.

**Tableau A7**
**Déterminants des périodes de chômage fondés sur la probabilité partielle de Cox**
**Échantillon et sous-échantillons MT/AUT non-pondérés**

| Modèle : | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| Nbre obs : | 2468 | 3403 | 7791 | 4890 | 6860 |
| Vardép : | pérch | pérch | pérch | pérch | pérch |
| epcc | 0,140** | 0,429** | 0,264** | 0,261 | 0,301** |
| | (0,050) | (0,041) | (0,030) | (0,038) | (0,030) |
| clocal | 0,000 | 0,009 | 0,008* | 0,000 | 0,001 |
| | (0,007) | (0,006) | (0,004) | (0,005) | (0,004) |
| masc | 0,187** | 0,266** | 0,178** | 0,121** | 0,196** |
| | (0,050) | (0,041) | (0,027) | (0,034) | (0,029) |
| r_pt | 0,105 | 0,026 | 0,023 | -0,037 | 0,025 |
| | (0,076) | (0,058) | (0,040) | (0,049) | (0,043) |
| marié | 0,067 | 0,062 | 0,047 | 0,059 | 0,053 |
| | (0,052) | (0,042) | (0,028) | (0,036) | (0,030) |
| âge | 0,025 | 0,000 | 0,011 | 0,016 | 0,010 |
| | (0,017) | (0,014) | (0,010) | (0,013) | (0,011) |
| âge2 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) | (0,000) |
| minvis | -0,021 | -0,076* | -0,031 | -0,067 | -0,028 |
| | (0,065) | (0,053) | (0,035) | (0,046) | (0,039) |
| élém | 0,010 | 0,046 | 0,080 | 0,095 | 0,083 |
| | (0,130) | (0,085) | (0,061) | (0,080) | (0,064) |
| secpart | -0,088 | -0,001 | -0,020 | 0,012 | -0,020 |
| | (0,069) | (0,054) | (0,037) | (0,049) | (0,039) |
| qprof | -0,123 | 0,171 | 0,049 | 0,095 | 0,040 |
| | (0,111) | (0,095) | (0,060) | (0,076) | (0,063) |
| collpart | 0,021 | 0,186* | 0,110* | 0,058 | 0,134* |
| | (0,093) | (0,083) | (0,053) | (0,066) | (0,056) |
| coll | 0,037 | 0,068 | 0,080 | 0,095 | 0,074 |
| | (0,080) | (0,071) | (0,047) | (0,059) | (0,051) |
| univpart | 0,097 | -0,064 | -0,033 | -0,035 | -0,070 |
| | (0,109) | (0,092) | (0,063) | (0,081) | (0,069) |
| pcycle | -0,112 | -0,093 | -0,065 | 0,006 | -0,053 |
| | (0,078) | (0,068) | (0,045) | (0,055) | (0,049) |
| tn | 0,012 | -0,147 | -0,106 | 0,008 | -0,155* |
| | (0,159) | (0,119) | (0,084) | (0,115) | (0,087) |
| îpé | 0,456 | 0,177 | 0,177* | 0,185 | 0,102 |
| | (0,296) | (0,216) | (0,158) | (0,205) | (0,165) |
| né | -0,082 | -0,215* | -0,135 | -0,118 | -0,206** |
| | (0,130) | (0,101) | (0,070) | (0,092) | (0,076) |
| nb | 0,021 | 0,158 | 0,080 | 0,138 | 0,033 |
| | (0,142) | (0,094) | (0,069) | (0,093) | (0,073) |
| qué | 0,162* | 0,074 | 0,067 | 0,066 | 0,030 |
| | (0,066) | (0,054) | (0,036) | (0,046) | (0,038) |
| man | 0,329* | -0,002 | 0,161 | 0,292** | 0,136 |
| | (0,153) | (0,121) | (0,083) | (0,103) | (0,088) |
| sask | 0,437** | 0,145 | 0,260** | 0,184 | 0,229** |
| | (0,142) | (0,120) | (0,079) | (0,103) | (0,084) |
| alb | 0,303** | 0,097 | 0,150** | 0,027 | 0,120* |
| | (0,080) | (0,081) | (0,049) | (0,064) | (0,053) |
| cb | 0,134 | 0,086 | 0,152** | 0,199** | 0,169** |
| | (0,081) | (0,070) | (0,045) | (0,057) | (0,049) |
| terr | 0,464 | -0,430 | 0,235 | 0,348 | 0,023 |
| | (0,393) | (0,458) | (0,251) | (0,311) | (0,322) |
| assur | | | -0,051 | | |
| | | | (0,044) | | |
| semass | | | -0,004** | | |
| | | | (0,001) | | |
| ac3de5 | | | | | 0,205** |
| | | | | | (0,029) |

Notes Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, avec p<0,05 = * et p<0,01 = **. Fondé sur l'échantillon pondéré de l'EPCC93 et de l'EPCC95. Le modèle 1 porte sur l'échantillon de personnes ayant déclaré qu'elles ne prévoyaient pas reprendre l'emploi de référence, et le modèle 2 sur l'échantillon de celles ayant déclaré qu'elles prévoyaient reprendre l'emploi de référence. Le modèle 3 porte sur les effets du droit aux prestations pour l'ensemble de l'échantillon. Les estimations du modèle 4 concernent uniquement les personnes ayant droit aux prestations, et le modèle 5 étudie les effets des antécédents liés aux périodes de prestations.

# *Bibliographie*


Albrecht, James, et Bo Axell. *An Equilibrium Model of Search Unemployment*, “ Journal of Political Economy ”, 92, octobre 1984, p. 824-40.

Baily, Martin Neil. *Some Aspects of Optimal Unemployment Insurance*, “ Journal of Public Economics ”, 10, p. 379-402, 1978.

Barnes, R. et A. Picard. *Les demandes reçues sont-elles un indicateur avancé?*, “ Statistiques sur l’assurance-chômage, supplément annuel ”, nº cat. 73-202S, Ottawa, Statistique Canada, 1992.

Browning, M. *Revenu et niveau de vie en période de chômage*, document d’information de DRHC sur l’A.-c., 1995.

Browning, M., P. Kuhn et S. Jones. *Étude de l’interaction de l’assurance-chômage et de l’aide sociale au moyen des données de l’EPCC*, document d’information de DRHC sur l’A.-c. 1995.

Card, David. *The Effects of Minimum Wage Legislation: A Case Study of California, 1987-89*, “ Industrial and Labor Relations Review ”, 46, p. 38-54, 1992.

Cater, Bruce. *Notes on EPCC93 Weights Calculation*, Université York, document miméographié, 1996.

Corak, Miles. 1994, *Unemployment Insurance, Work Disincentives, and the Canadian Labor Market: An Overview*, dans GREEN, Christopher, Fred Lazar, Miles Corak et Dominique Gross, *Unemployment Insurance: How to Make it Work*, “ The Social Policy Challenge ”, volume 2, Institut C.D. Howe, Toronto, p. 86-159.

Corak, Miles, et Stephen R. G. Jones. *The Persistence of Unemployment: How Important were Regional Extended Unemployment Insurance Benefits?* “ Revue canadienne d’économique ”, 28, p. 555-567, 1995.

Cox, D. R. *Regression Models and Life Tables* (avec examen de la question), “ Journal of the Royal Statistical Society ”, B, 34, 1972, p. 187-220.

Cox, D. R., et D. Oakes. *Analysis of Survival Data,* Londres, Chapman and Hall, 1984.

Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer, et M. Van Audenrode. *Les effets de l'assurance-chômage sur les salaires, l'intensité de la recherche d'emploi et la probabilité d'un réemploi,* document d'information de DRHC sur l'A.-c., 1995.

Crossley, T., et P. Kuhn. *Effects of Bill CB113 on UI Take-up Rates,* document d'information de DRHC sur l'A.-c., 1995.

Green, David, et Craig Riddell. *Qualifying for Unemployment Insurance: An Empirical Analysis,* " Economic Journal ", 107, p. 67-84, 1997.

Gruber, Jonathan. *The Incidence of Mandated Maternity Benefits,* " American Economic Review ", 84, p. 622-641, 1994.

Gruber, Jonathan. *The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance,* " American Economic Review ", 87, p. 192-205, 1997.

Ham, John, et Sam REA. *Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada,* " Journal of Labour Economics ", 5, juillet 1987, p. 325-353.

Hansen, G., et A. Imrohoroglu. *The Role of Unemployment Insurance in an Economy with Liquidity Constraints and Moral Hazard,* " Journal of Political Economy, 100, p. 118-142, 1992.

Hopenhayn, Hugo, et Juan Pablo Nicolini. *Optimal Unemployment Insurance,* " Journal of Political Economy ", 105, p. 412-438, 1997.

Jones, Stephen R. G. *Evidence on the Labour Market Effects of Bill C-113: The Effects of the Benefit Rate Reduction and the Changes in Entitlement Regulations on Unemployment, Job Search Behaviour and New Job Quality,* rapport final, " Studies of Unemployment Insurance based on the out-of-employment panel survey ", préparé pour DRHC aux termes du contrat 38A17-3-0082/01-ST, 1994.

Jones, Stephen R. G., et Peter Kuhn. *Mandatory Notice and Unemployment,* " Journal of Labor Economics ", 13, p. 599-622.

Kalbfleisch, J., et R. Prentice. *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York, Wiley, 1980.

Lancaster, Tony. *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge, Cambridge University Press, 1990.

Lévesque, Jean-Marc. *Comparaison de données sur le chômage provenant de deux sources : le Programme d'assurance-chômage et l'Enquête sur la population active*, rapport à l'intention des employés, Division de l'analyse des enquêtes des ménages et du travail, Statistique Canada, Avril 1987.

Lévesque, Jean-Marc. *Les chômeurs et l'assurance-chômage*, " L'emploi et le revenu en perspective ", hiver 1989, p. 54-62.

Meyer, Bruce. *Using Natural Experiments to Measure the Effects of Unemployment Insurance*, document miméographié, Faculté d'économie, Northwestern University, Avril 1989, révisé en mai 1992.

Meyer, Bruce. *Unemployment Insurance and Unemployment Spells*, " Econometrica ", 58, juillet 1990. p. 757-782.

Prentice, R., et L. Gloeckler. *Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data*, " Biometrics ", 34, p. 57-67, 1978.

Roy, F. *Les chômeurs et l'assurance-chômage : une mise à jour*, " L'Observateur économique canadien ", n° cat. : 11-010, p. 3.1 à 3.10, Ottawa, Statistique Canada, 1994.

Welch, F. *What Have We Learned from Empirical Studies of Unemployment Insurance?*, " Industrial and Labor Relations Review ", 30, 1977, p. 451-461.

Wong, G. *Cessation d'emploi et passage à l'assurance-chômage et à l'aide sociale*, Direction des services d'assurance, DRHC, 1995.