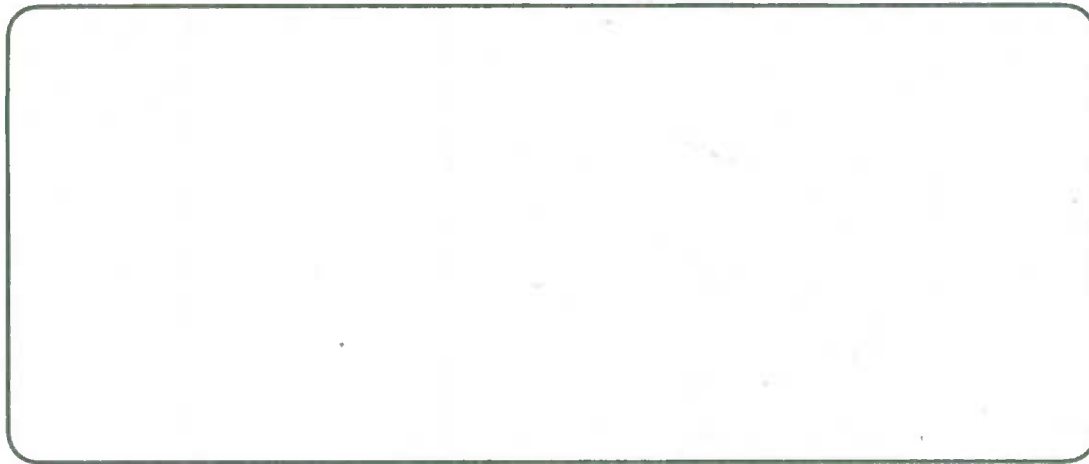




11F0019F
no 54
c.3

reception des udes analytiques



**Documents
de recherche**



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

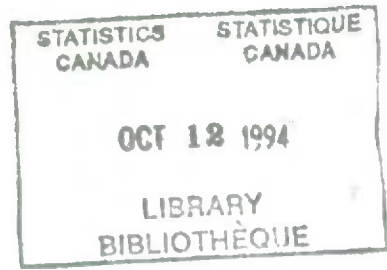
55315

VARIATIONS CYCLIQUES DE LA DURÉE
DES PÉRIODES DE CHÔMAGE

0.3

Miles Corak

N° 54



Groupe d'analyse des entreprises et du marché du travail
Direction des études analytiques
Statistique Canada
1992

L'auteur assume la responsabilité de l'analyse présentée dans ce document, qui ne correspond pas nécessairement aux opinions ou aux politiques de Statistique Canada.

Also available in English

SECRETARIA DE JUSTIÇA
ADAMAS
1900 11 100
1900 11 100

RÉSUMÉ

On considère souvent comme une évidence que plus le taux de chômage au sein de l'économie est élevé, et plus longue est la période de chômage d'une personne. Les données globales de la durée de périodes de chômage ininterrompues suivent certainement cette tendance. Par contre, la théorie économique ne présente pas de conséquences claires à propos de cette relation, et récemment sa validité empirique a été remise en question. Darby, Haltiwanger et Plant (1986) soutiennent que la durée moyenne du chômage au sein de l'économie augmente pendant les récessions parce que la composition des chômeurs se trouve pondérée davantage par les personnes qui «normalement» subissent des périodes de chômage prolongées, et non pas parce que les périodes individuelles sont plus longues qu'elles ne le seraient normalement.

On se propose ici d'examiner une conséquence de ce point de vue, à savoir que la prise en compte des caractéristiques individuelles dans la probabilité de sortir du chômage ne varie pas pendant le cycle d'affaires. Il existe de nombreuses études

canadiennes qui examinent la durée des périodes de chômage, mais peu ont retenu un horizon temporel suffisamment éloigné pour élucider cette question. Les données utilisées sont tirées de l'enquête sur l'activité annuelle pour les années allant de 1978 à 1980 et de 1982 à 1985. On utilise des modèles de durée de vie accélérée avec diverses hypothèses de distribution pour étudier les périodes de chômage pour chaque année de données.

On obtient trois grands résultats. D'abord, on rejette l'hypothèse que les probabilités de sortie individuelles sont constantes au cours du cycle, mais que la direction de leur mouvement n'est pas claire. Il y a suffisamment de preuves pour permettre de conclure que la durée des périodes de chômage individuelles a augmenté entre 1980 et 1982, alors que l'économie glissait dans la récession, et qu'elle a diminué avec la reprise. Toutefois, les résultats révèlent que les périodes de chômage ont augmenté lorsque le taux de chômage diminuait, en particulier entre 1984 et 1985.

Ensuite, la courbe varie selon les caractéristiques individuelles, en particulier selon l'âge. Les résultats révèlent une détérioration importante et prolongée de la position relative des chômeurs plus âgés. La période de chômage moyenne des chômeurs âgés non seulement a augmenté pendant la récession de 1980-1982, mais elle a continué de croître au cours de chacune des années de la reprise qui a suivi. Cette évolution contraste

vivement avec les résultats pour les personnes d'âge mûr et les plus jeunes.

Enfin, du point de vue méthodologique, on constate que les résultats des estimations sont robustes pour plusieurs formes fonctionnelles, mais pas dans le temps. Les chercheurs utilisant les méthodes paramétriques pour analyser la durée des périodes de chômage doivent savoir que la taille et les signes de leurs coefficients estimés peuvent être très sensibles à la situation cyclique de l'économie au moment de la collecte de leurs données.

Ces résultats permettent de faire certaines inférences concernant la nature du processus d'ajustement dans le secteur de la main-d'oeuvre. On peut raisonnablement caractériser l'ajustement à des chocs négatifs graves comme un processus évolutif dans lequel les travailleurs plus âgés sont, d'une façon ou d'une autre, relégués dans une retraite semi-permanente ou permanente, tandis que les travailleurs plus jeunes sont réembauchés à des taux croissants. Les résultats démontrent également la nécessité d'une analyse continue des périodes de chômage qui utiliserait des données plus récentes et des covariables plus étendues.

VARIATIONS CYCLIQUES DE LA DURÉE DES PÉRIODES DE CHÔMAGE

On considère souvent que plus le taux de chômage au sein de l'économie est élevé et plus longues sont les périodes de chômage individuelles. Un examen rapide des données globales de la durée des périodes de chômage ininterrompues provenant de l'Enquête sur la population active semble certes le suggérer. Toutefois, la théorie économique n'offre pas de prédictions claires concernant cette relation, et récemment on a remis en question sa validité empirique. Darby, Haltiwanger et Plant [(1986), p.1] font valoir, à partir d'une analyse de données pour les États-Unis, que le principal déterminant approximatif des variations du taux de chômage sont les fluctuations du niveau de la distribution des entrées dans le chômage. Comme la probabilité de sortir du chômage [la durée d'une période de chômage] est déterminée principalement par les caractéristiques de ceux qui deviennent chômeurs et n'est guère influencée par le cycle d'affaires, les sorties du chômage, et par conséquent les variations réelles du taux de chômage, sont déterminées avant tout par les entrées. En d'autres termes, la durée moyenne du chômage au sein de l'économie augmente pendant les récessions parce que la composition des chômeurs devient plus pondérée par des personnes qui «normalement» subissent les périodes de chômage plus longues et non pas parce que les périodes individuelles sont plus longues qu'elles ne le seraient normalement.

Les auteurs développent leur théorie dans le contexte d'un modèle de recherche théorique du chômage avec attentes rationnelles. À mesure que le cycle d'affaires modifie le taux des offres d'emploi et la nature de distribution de l'offre des salaires, les personnes réagissent en rajustant l'intensité de leurs recherches et leur salaire de réserve dans la mesure où la durée de leur période de chômage reste inchangée. Le mouvement du taux de chômage et toute fluctuation de la durée moyenne générale du chômage sont donc déterminés par les caractéristiques des personnes qui deviennent chômeurs. Darby et ses collègues suggèrent que leurs résultats ont tendance à confirmer l'hypothèse de Lilien (1982) selon laquelle la dynamique du taux de chômage est déterminée par les fluctuations du taux naturel de chômage résultant d'une augmentation des ajustements structurels.

On se propose dans ce document d'examiner une conséquence de cette opinion, à savoir que la probabilité individuelle de sortir du chômage ne varie pas pendant le cycle d'affaires. Bien qu'il existe de nombreuses études canadiennes de la durée des périodes de chômage, peu ont retenu un horizon temporel suffisamment éloigné pour apporter des précisions sur cette question. Beach et Kaliski (1987) font exception, mais ils s'occupent d'abord de la distribution du fardeau de la période de chômage, et pour cette raison, ne modélisent pas de façon explicite les déterminants de la durée des périodes de chômage. Picot et

Wannell (1987) examinent effectivement la relation entre la durée du chômage et les chocs cycliques, mais leur analyse se concentre sur l'expérience des personnes mises à pied de façon permanente. Leur conclusion selon laquelle les travailleurs plus âgés subissent des périodes de chômage très longues après la fermeture d'une usine est un élément important de la compréhension de la façon dont le processus d'ajustement fonctionne, mais il ne s'agit certainement pas d'un examen exhaustif de l'expérience au niveau de la population active.

La principale contribution à la recherche présentée ici est la modélisation explicite des périodes de chômage sur un intervalle de sept ans qui comprend des sommets et des creux cycliques. Par sa méthodologie, la méthode utilisée se rapproche probablement le plus du travail de Dynarski et Sheffrin (1990) (1987) pour les États-Unis. Les données utilisées sont tirées de l'Enquête sur l'activité annuelle (EAA) pour les années allant de 1978 à 1980 et de 1982 à 1985. L'EAA est un ensemble de données rétrospectives contenant des renseignements sur la situation vis-à-vis de l'activité des répondants individuels pour chaque mois d'une année donnée, un échantillon différent de personnes étant interviewé chaque mois de janvier. Les sept années couvertes par les données constituent donc une série de fenêtres d'une année qui permettent d'examiner la dynamique de l'activité sur le marché de la main-d'oeuvre. Aux fins de cette étude, une

période de chômage commence lorsque on passe de l'emploi au chômage, et par définition, elle prend fin lorsqu'il y a une transition vers l'emploi soit à partir du chômage ou de l'inactivité.

Dans la section 1, on décrit de façon plus détaillée les données et on justifie cette définition particulière d'une période de chômage. Les données peuvent faire l'objet de problèmes de troncation de la gauche et de la droite. Dans le premier cas, on règle ce problème en ne prenant en considération que les périodes de chômage qui ont commencé au cours de l'année, et dans le deuxième, par une procédure d'estimation. La méthodologie à la base de cette procédure et les résultats obtenus font l'objet de la section 2. On analyse séparément par des modèles paramétriques des périodes de chômage chaque année de données. La validité des résultats se trouve limitée par l'utilisation de formes fonctionnelles explicites, mais on essaie d'évaluer leur robustesse en utilisant autant de distributions différentes que possible. En particulier, les modèles de durée de vie accélérée sous l'hypothèse que les erreurs suivent des distributions exponentielle, de Weibull, log-logistique et log-normale sont tous estimés, de même que le modèle des hasards proportionnels de Cox, qui est une méthode sans distribution.

On obtient au moins trois grands résultats. D'abord, l'analyse a tendance à rejeter l'hypothèse que les probabilités de sortie individuelles sont constantes au cours du cycle, mais la direction de leur mouvement n'est pas claire. Il y a de fortes preuves que la durée d'une période de chômage individuelle a augmenté entre 1980 et 1982, lorsque le taux de chômage au sein de l'économie est passé de 7.5 % à 11.0 %, pour ensuite baisser avec la reprise. Cependant, les résultats révèlent également une augmentation des périodes de chômage lorsque le taux de chômage baissait, plus particulièrement entre 1984 et 1985. Ensuite, la nature des changements varie selon les caractéristiques individuelles, en particulier l'âge. Les résultats confirment une détérioration importante et prolongée de la situation relative des chômeurs plus âgés. La durée moyenne de la période de chômage des chômeurs âgés (55-69 ans) non seulement a augmenté pendant le début de la récession de 1981-1982, mais a continué de le faire au cours de chacune des années de la reprise qui a suivi. Il y a ainsi un contraste frappant avec l'expérience des personnes d'âge moyen et plus jeune. Enfin, d'un point de vue méthodologique, on a constaté que les résultats de l'estimation sont robustes pour les formes fonctionnelles, mais non dans le temps. Les chercheurs qui utilisent les méthodes paramétriques pour analyser la durée des périodes de chômage doivent savoir que la taille et le signe de leurs coefficients estimés peuvent être très sensibles à l'étape cyclique de l'économie au moment de la

collecte de leurs données. On a également constaté que la forme fonctionnelle retenue pour l'analyse a une conséquence importante sur les mesures de tendance centrale: les estimations obtenues pour la durée moyenne du chômage pour une année donnée dépendent dans une très large mesure de la forme fonctionnelle.

La section finale résume ces résultats, met en relief quelques précautions importantes et essaie, d'une manière temporaire, de tirer quelques conclusions sur la façon dont le secteur de la main-d'oeuvre s'est ajusté au cycle d'affaires des années 80. En particulier, on laisse entendre que ce secteur s'est ajusté aux conditions défavorables du début des années 80 de façon progressive par un encouragement à la retraite permanente ou semi-permanente des travailleurs plus âgés dans les entreprises et les secteurs qui déclinaient, mais aussi par l'embauche de travailleurs plus jeunes à des taux croissants dans les secteurs nouveaux ou en expansion. La substitution directe des travailleurs plus âgés des secteurs en déclin vers les secteurs en croissance était d'importance secondaire.

1. DESCRIPTION DES DONNÉES ET ANALYSE PRÉLIMINAIRE

L'Enquête sur l'activité annuelle contient des renseignements rétrospectifs sur la datation et la durée des périodes de chômage (U), d'emploi (E) et d'inactivité (N) d'une personne. L'enquête

est menée auprès de 5 des 6 groupes de renouvellement de l'Enquête de la population active de janvier et porte sur leur expérience sur le marché du travail au cours de l'année écoulée. Les données disponibles portent sur 1977-1980 et 1982-1985. Les données de 1977 ne sont pas prises en compte dans cette étude en raison d'un changement au questionnaire. L'enquête n'a pas été menée pour 1981 et a été supprimée en 1986.

On a attribué aux personnes un statut vis-à-vis de la population active pour chaque mois de l'année, et on a utilisé un algorithme particulier pour classer ces états mensuels individuels dans l'ordre pour toute l'année. Cet algorithme, qui est décrit dans Statistique Canada (1982), sert à maximiser la période au cours de laquelle une personne est occupée. L'unité de mesure de base est ce que l'on appelle le «mois partiel», que l'on peut en gros définir comme un demi-mois.

L'analyse a utilisé les bandes de micro-données communiquées par Statistique Canada, dans lesquelles les enregistrements individuels sont les répondants à l'enquête. À partir de ces bandes, on a créé un fichier des périodes dans lequel l'unité d'observation était une période de chômage. On n'utilise donc pas les renseignements concernant des périodes multiples d'une personne. Par définition, une période commence par une transition E-U et se poursuit jusqu'à la transition vers

l'emploi. Après les premières périodes de chômage, toute transition entre le chômage et l'inactivité est ignorée, de sorte que les périodes peuvent se terminer par une transition U-E ou une transition N-E. L'analyse porte donc uniquement sur les personnes qui quittent leur emploi, quelle qu'en soit la raison.

On peut au moins citer trois justifications pour l'emploi de cette définition de la durée de la période. D'abord, et c'est peut-être la raison la plus importante, laisser une période de chômage se terminer lorsqu'une personne quitte la population active signifierait simplement que l'algorithme de séquence était suivi. Les durées des périodes ainsi obtenues seraient des chiffres artificiels de cet algorithme, plutôt qu'une représentation des transitions réelles. Ensuite, la différence entre le chômage et l'inactivité est très floue dans cet ensemble de données, ce qui semble indiquer qu'il ne pourrait ne pas y avoir une distinction de comportement bien établie entre les deux états et qu'il serait par conséquent judicieux de les agréger en un seul. La recherche d'un emploi à un moment donné au cours du mois est suffisante pour se traduire par une classification de chômage pour le mois entier. Selon les définitions retenues pour l'enquête, une personne ne peut être à la fois chômeur et inactive, pendant le même mois, même si la plupart des personnes n'auront pas recherché probablement un emploi de façon continue pendant tout le mois.¹ De plus, le critère obtenu pour le

fichier des périodes construit selon lequel la personne obtient une classification de chômage immédiatement après la cessation d'un emploi aura, dans une certaine mesure, pour effet de supprimer de l'analyse les personnes qui ne sont ni capables ou désireuses de travailler, tandis que l'absence de distinction entre les périodes subséquentes de U et de N va permettre explicitement l'inclusion du découragement dans les données.² Enfin, la définition du chômage permet d'effectuer l'analyse comme un modèle à deux états. Si l'on permet à une période de chômage de prendre fin par un retour à l'emploi ou un retour à l'inactivité, il faudrait alors employer un modèle à risques concurrents. Pour éviter ce problème, certains chercheurs ont agrégé l'emploi avec l'inactivité: on peut citer des exemples dans les travaux de Darby, Haltiwanger et Plant (1986) (1985) et dans la plus grande partie du travail de Hasan et de deBroucker (1985) (1982). Si l'analyse doit être limitée à un modèle à deux états, il semble préférable d'agréger le chômage et l'inactivité. Kiefer (1985), Dynarski et Shefferin (1987) et Clark et Summers (1979) en partie ont utilisé une telle agrégation.

Il convient de noter que les données sont sujettes à un certain nombre de contraintes. D'abord, la définition du chômage n'est pas équivalente à la définition traditionnelle de la recherche utilisée dans l'Enquête sur la population active. Toute comparaison directe doit être faite avec précaution, et

l'interprétation des résultats doit tenir compte du fait de la nature plus vaste de la définition utilisée. Les données EAA peuvent également avoir un biais de rappel. Statistique Canada (1982) et Beach et Kaliski (1984) ont étudié l'ampleur de ce biais et ont constaté, entre autres, qu'il existe un sous-dénombrement du chômage pour les périodes qui se situent au début de l'année. Ce biais peut se retrouver dans les résultats également. Ensuite, l'horizon temporel de l'analyse est limité à une année. Toute projection des périodes qui dépassent cette limite est par conséquent douteuse. Enfin, les co-variables existantes se limitent aux variables démographiques, éducationnelles et régionales. D'importants déterminants éventuels de la durée de la période, comme la raison de la cessation de l'emploi, les salaires d'acceptation, la branche d'activité/profession et la perception des paiements d'assurance-chômage, n'existent pas.

Le tableau 1 résume le nombre de périodes complètes et tronquées pour chaque année des données existantes. Approximativement 60 pour cent des périodes sont tronquées à droite et il y a, par construction, aucune période tronquée à gauche. Le pourcentage élevé des périodes incomplètes s'explique par l'horizon d'une année de l'enquête. La plupart des périodes qui débutent plus tard au cours de l'année se poursuivront au moment de l'enquête de janvier l'année suivante, à moins qu'elles

ne soient relativement courtes. De plus, l'horizon d'une année, combiné avec la définition du début éventuel d'une période, fait qu'il est impossible d'étudier les périodes de plus de 11.5 mois.

TABLEAU 1

Le tableau 2 présente les proportions d'échantillon de chacune des covariables disponibles par année. On peut classer des covariables dans quatre grandes catégories: démographiques, éducationnelles, régionales, date de début de la période. Les proportions d'échantillon sont relativement stables pendant toute la période, mais il y a quelques exceptions notables. La fraction des chefs de ménage, des hommes et des personnes mariées augmente légèrement en 1982 au début de la récession, mais retrouve rapidement les niveaux d'avant la récession au cours des années qui suivent. Le principal changement en ce qui concerne l'âge porte sur le fait que la proportion des périodes subies par les personnes d'âge mûr (25-44 ans) augmente avec les années, tandis que celle des personnes plus jeunes (15-19 ans) diminue. Ces changements coïncident avec la récession de 1982. La proportion des périodes se rattachant aux personnes de la catégorie d'âge plus âgée reste relativement stable. C'est le cas également pour la proportion des périodes subies par les personnes qui ont déclaré être des étudiants à un moment ou à un autre au cours de l'année. Il existe cependant une tendance pour

une plus grande fraction des périodes à être imputables aux personnes ayant une éducation supérieure dans le temps. La proportion des périodes représentées par les personnes qui n'ont aucune éducation ou une éducation élémentaire tombe d'un sommet de 23.5 en 1978 à un minimum de 15.1 en 1985, tandis que celle représentée par les personnes ayant une certaine éducation post-secondaire, un diplôme post-secondaire ou une certaine formation universitaire, augmente.

TABLEAU 2

2. MÉTHODOLOGIE ET RÉSULTATS DE L'ESTIMATION

On trouve une description des modèles de durée de vie accélérée dans Cox et Oakes [1984), 62-70,85-87] et chez Kalbfleisch et Prentice [(1980), 33-5,54-62]. Ils ont été employés dans des études des périodes de chômage par, entre autres, Addison et Portugal (1987). Les modèles à hasards proportionnels ont été, au moins depuis le travail de Lancaster (1979), la méthode préférée pour ces études, mais les deux méthodes sont en fait équivalentes lorsque l'on utilise des distributions exponentielles ou de Weibull, ce qui est d'ailleurs le plus souvent le cas.³ En bref, on suppose que la durée de la période est influencée de façon multiplicative par les variables

explicatives, ou, ce qui est équivalent, que le logarithme naturel des périodes est relié linéairement à celles-ci. Si t est l'indice qui dénote la durée de la période, alors

$$t = \exp(X\beta) t$$

$$\ln t = X\beta + \sigma\varepsilon \quad (1)$$

où ε peut être considéré comme une erreur ayant une fonction de densité de probabilité $g(\cdot)$, σ est un paramètre d'échelle, $t_0 = \exp(\varepsilon)$, un tirage aléatoire du hasard de base et X est un vecteur des covariables dont le premier élément dénote une constante.

Dans la présente analyse, on vise avant tout à obtenir des estimations de β , qui, si l'on change le signe, peuvent également être considérées comme des paramètres de la fonction de hasard.

Si l'ensemble des données comprend des périodes tronquées, l'estimation par les moindres carrés de (1) sera biaisée et non efficiente, et il faudra utiliser alors le maximum de

vraisemblance. Dans ce cas, la contribution à la vraisemblance d'une période de chômage complète sera la densité $g((\ln t - X\beta)/\sigma)$, tandis que celle d'une période tronquée sera une probabilité donnée par la fonction de survie $G((\ln t - X\beta)/\sigma)$. On définit cette dernière comme un moins la fonction de distribution cumulée.

Les sources mentionnées ci-dessus donnent des détails sur la procédure d'estimation. Dans ce qui suit, l'estimation est faite

par année pour les distributions exponentielle, de Weibull, log-logistique et log-normale. Les caractéristiques de ces distributions et leur représentation dans les modèles log-linéaires de la durée de la période sont cataloguées chez Kalbfleisch et Prentice [1980),21-301]. Le modèle de régression linéaire des hasards proportionnels de Cox est également employé [Cox (1972)]. C'est une méthode sans distribution basée sur le classement de la durée des périodes.⁴

Pour des considérations de concision, les résultats de chacun des cinq modèles pour 1980 sont résumés au tableau 3. Des résultats pour toutes les distributions pour toutes les années sont disponibles auprès de l'auteur. Les catégories omises dans ces modèles sont signalées par les variables listées d'abord dans chacun des groupes du tableau 2. Ainsi la catégorie de référence est: chef de ménage, homme, marié, 35-44 ans, actuellement non étudiant, possédant une certaine formation secondaire, résident de l'Ontario, période de chômage commençant au troisième trimestre de l'année. Les estimations de paramètre, lorsqu'elles sont significatives, sont robustes pour les distributions, les exceptions étant le terme de coordonnée à l'origine et les variables auxiliaires associées au trimestre pendant lequel la période a commencé. Ceci permet de croire que les modèles vont donner des estimations différentes de l'endroit. Toutes les autres variables significatives ont le même signe et se situent à

moins d'un écart type de l'une de l'autre pour ce qui est de l'ordre de grandeur.⁵ Ces résultats s'opposent à ceux obtenus par Addison et Portugal (1987) dans leur étude des périodes de chômage calculées à partir d'une enquête américaine des travailleurs déplacés provenant de l'Enquête sur la population courante, mais ils correspondent dans l'ensemble à ceux de Dynarski et Sheffrin (1987).

TABLEAU 3

Afin de résumer les résultats pour les sept années étudiées, on peut s'attacher à une distribution. À partir des résultats fournis dans une analyse préliminaire des taux de hasard empiriques, on choisit la distribution log-logistique.⁶ Le tableau 4 contient les résultats de l'estimation de ce modèle pour chaque année. Un grand nombre des paramètres peuvent se caractériser par un changement de leur niveau de signification, et même, de leur signe. Pour certaines années, les personnes qui n'étaient pas des chefs de ménage ont subi des périodes plus courtes que les chefs de ménage, parfois des périodes longues, et parfois des périodes qui n'étaient pas sensiblement différentes. Dans cet ensemble de données, il ne semble pas que le sexe joue un rôle significatif dans la détermination de la durée des périodes, sauf peut-être en 1978, lorsque les femmes ont subi des périodes de chômage plus longues, et en 1982, plus courtes. On

ne peut également résumer de façon simple le rôle de l'état matrimonial, sauf pour signaler qu'en 1982, au moment de la récession, les personnes mariées avaient tendance à subir des périodes plus courtes que leurs homologues. Les tests du ratio de vraisemblance pour la constance des paramètres couvrant l'ensemble des années échantillonnées qui ont été effectués ont été rejetés vigoureusement.⁷ On ne peut considérer que les probabilités de sortie sont constantes pendant toute cette période de sept ans.

TABLEAU 4

Ce tableau contient un résultat significatif à propos de l'importance de l'âge dans la détermination de la durée des périodes. Avant et pendant 1982, les jeunes et les vieux, les personnes âgées de 15 à 24 ans et de 55 à 69 ans, ont subi des périodes de chômage sensiblement plus longues que les personnes d'âge mûr (35-44 ans). Les coefficients pour les personnes de 15-19 ans et de 20-24 ans se comparent et sont souvent supérieurs à ceux des 55-69 ans. Cette situation change après 1982. Les jeunes ne subissent plus des périodes plus longues que les personnes d'âge mûr, tandis que la situation des personnes âgées se détériore à mesure que les valeurs de leur coefficient augmentent pour atteindre le niveau le plus élevé pour tous les groupes d'âge pour toutes les années. Il s'agit en fait du seul

coefficient, à l'exception de celui des 25-34 ans en 1983, qui soit statistiquement significatif dans la période suivant 1982.

Dans un sens, le fait que les 55-69 ans subissent des périodes de chômage sensiblement plus longues au cours de la période étudiée ne constitue pas vraiment une surprise. La définition du chômage qui est utilisée permettrait de saisir la retraite comme une partie de la période de chômage. Toutefois, cette retraite survient seulement après que la personne ait passé un certain temps à la recherche d'un autre emploi après la cessation initiale d'emploi, et dans un sens, on peut la considérer comme le résultat du découragement, ou encore, de nature involontaire, plutôt que la conséquence d'une invalidité ou d'un départ volontaire. De plus, cette possibilité ne concerne principalement que les personnes ayant près ou plus de 65 ans, c'est-à-dire un groupe d'âge qui représente une très petite fraction de l'ensemble des données. Ce qui est important, c'est le changement d'environnement auquel ce groupe doit faire face au cours de la période échantillonnée. La probabilité de sortir du chômage de ce groupe a baissé fortement par rapport aux autres après la récession de 1982. Enfin, il faut souligner que cette discussion ne porte que sur la catégorie d'âge la plus vieille, et que le comportement des 45-54 ans, un groupe que l'on mentionne souvent comme nécessitant une aide ciblée, n'est jamais

différent de façon significative de celui du groupe des 35-44 ans.⁸

Les coefficients associés aux variables auxiliaires indiquant le trimestre au cours duquel la période de chômage a commencé sont, en tant que groupe, les plus significatifs pour ce qui est de leur taille, ce qui semble indiquer que la durée de la période de chômage augmente à mesure que la date de début est plus tardive. C'est ce qui semble être le cas pour toutes les spécifications pour l'ensemble de tous les âges. Dynarski et Shefferin (1987) signalent également la même chose.

L'explication la plus probable est que ces variables saisissent le biais de rappel dans l'échantillon. Plus cette période a commencé tôt au cours de l'année, et plus cette durée sera définie comme courte. Ceci correspondrait à l'analyse présentée par Statistique Canada (1982) qui justifie une sous-déclaration appréciable des périodes au cours de la première partie de l'année. Il est également possible que ces résultats saisissent l'influence d'une hétérogénéité non contrôlée, qui pourrait se rattacher aux effets industriels, à la cause de la cessation d'emploi et à la saisonnalité. L'hétérogénéité a été un thème important dans l'analyse de la durée des périodes de chômage et si elle reste non contrôlée, elle pourrait se traduire par des conséquences sérieuses pour les propriétés des estimations et leurs erreurs types, tout en biaisant les résultats vers une

dépendance de durée négative [Kiefer (1988), 671,73, Lancaster (1985) (1979)]. Pour cette raison, les estimations du paramètre d'échelle ne sont peut-être pas toujours fiables. Mais en dépit du fait que l'hétérogénéité non observée n'est pas contrôlée de façon explicite, il est possible d'exprimer une certaine confiance dans les estimations des paramètres proprement dites, puisqu'elles sont semblables pour les formes fonctionnelles, y compris la méthode non paramétrique de Cox.⁹

Cela n'est, cependant, pas le cas des estimations obtenues à partir des valeurs centrales de la distribution. Le tableau 5 présente les estimations de la fonction de survie déduites à partir des résultats du tableau 4. On les calcule en utilisant d'abord la méthode de Suits (1984) qui consiste à transformer les variables auxiliaires de façon à représenter un membre moyen de l'échantillon plutôt que la catégorie de référence arbitraire, et ensuite, à utiliser la forme fonctionnelle de la fonction de survie log-logistique.¹⁰ Dans cette distribution, la médiane et la moyenne sont les mêmes et sont par conséquent données toutes les deux par le 50^e centile. Pour le membre moyen de l'échantillon, la durée de la période moyenne est comprise entre quatre et cinq mois, ce qui est considérablement plus que les durées mentionnées chez d'autres auteurs. Beach et Kaliski [1987), 263], par exemple, donnent une durée moyenne d'environ 2.5 mois pour l'EAA de 1978. Cette différence s'explique par une

autre définition de la période de chômage qui est utilisée dans la présente étude. En fait, les estimations du tableau 5 sont plus proches du chômage annuel moyen des personnes que des autres durées moyennes déclarées plus tôt. Corak (1990b) cite des estimations comprises entre 3.3 et 4.6 mois pour la durée annuelle moyenne du chômage. Le fait que les chiffres présentés ici ont tendance à être légèrement supérieurs à ces estimations répond exactement aux attentes, puisque la définition sous-jacente d'une période de chômage va souvent entraîner des cas de périodes multiples pour un individu qui seront additionnées ainsi que l'intervalle d'inactivité qui les sépare. Toutefois, des estimations semblables tirées des résultats de la distribution de Weibull sont encore plus longues, puisque cette distribution possède une partie beaucoup plus grande de la densité dans la queue extérieure. Ainsi, l'estimation de la médiane pour 1978 est de 5.12 mois, soit presque un mois de plus que l'estimation de 4.2 mois de la distribution log-logistique.¹¹ Par conséquent, les estimations du tableau 5 ne sont pas robustes au niveau des formes fonctionnelles.

TABLEAU 5

Mais même dans ce cas, les mouvements des données au cours de cette période qui sont l'objet principal de cette étude, peuvent être valables. Ce tableau comprend également le taux de

chômage pour l'ensemble de l'économie. Les estimations du tableau 5 permettent de prouver dans une certaine mesure que le contrôle des caractéristiques des personnes semble indiquer que la durée des périodes est de nature contra-cyclique. Cela est certainement le cas lorsque l'économie était en récession de 1980 à 1982, mais n'est pas aussi clair pendant la reprise. La durée moyenne de la période est en gros constante de 1978 à 1980, mais on estime que les périodes à partir de 1982 sont approximativement plus longues d'un demi-mois que celles qui ont commencé en 1980. Ce chiffre baisse ensuite avec la reprise, l'exception notable étant 1985, année où il augmente une nouvelle fois. Les résultats du tableau 4 révèlent qu'un grand nombre des co-variables perdent de leur signification pour cette année.

Les fonctions de survie pour les groupes d'âge 15-19 ans, 35-44 ans et 55-69 ans sont également présentées. Ces résultats contrôlent toutes les autres caractéristiques de ces groupes. Le mouvement contra-cyclique des durées moyennes des périodes est notable pour les deux groupes jeunes, mais non pour la catégorie plus âgée. Dans cette dernière, les durées moyennes ont augmenté de 1980 à 1982, mais également chaque année ensuite. C'est une conséquence simultanée du mouvement des paramètres que l'on observe au tableau 4.

Enfin, il convient de noter que toutes ces tendances semblent se conserver pour l'ensemble de la fonction de survie, et non pas tout simplement pour le 50^e centile. Dans l'ensemble, environ 25 pour cent d'une nouvelle cohorte de chômeurs peut s'attendre à passer environ une année au chômage avant de trouver un emploi, tandis que 10 pour cent peut s'attendre à rester au chômage de 28 à 36 mois. Cependant, ce dernier chiffre est douteux. L'horizon des données est limité à une année et il n'est par conséquent pas strictement valable d'effectuer les projections à l'extérieur de cette limite. Mais même dans ce cas, le mouvement de l'ensemble de la distribution, et en particulier de sa queue extérieure, est contra-cyclique, comme la durée moyenne. Le groupe plus âgé constitue également une exception à cette règle.

3. CONCLUSION

On résume dans cette étude les résultats de recherches sur les déterminants de la durée des périodes de chômage des personnes ayant cessé leur emploi au cours de chaque année entre 1978 et 1980 et de 1982 et 1985. Les modèles de durée de vie accélérée qui incorporent les hypothèses explicites de la forme fonctionnelle du hasard de base sont estimés pour chaque année et pour diverses formes fonctionnelles. La méthode des hasards proportionnels de Cox, qui ne fait pas intervenir les hypothèses

paramétriques, était aussi employée. L'élément principal de cette communication est l'utilisation de sept années de données qui recouvrent une période de chocs positifs et négatifs. La plupart des études précédentes des durées des périodes se limitent à des points restreints du cycle d'affaires. Les résultats obtenus sont robustes pour la forme fonctionnelle supposée, mais pas nécessairement pour l'année de données retenue. On constate que la durée moyenne d'une période de chômage augmente de façon significative à mesure que l'économie glisse dans la récession au début des années 80 et que, pour sa plus grande partie, elle diminue pendant la reprise qui suit. Toutefois, même si le taux de chômage global a baissé de 1984 à 1985, la durée moyenne d'une période de chômage a augmenté. Les périodes de chômage ont une certaine tendance à se comporter de façon contra-cyclique, mais il ne s'agit nullement d'une règle absolue. De fait, on a également observé que, pour certains groupes démographiques, la reprise n'entraîne pas une grande réduction des durées de la période de chômage. Il faut noter en particulier à ce titre le changement dans la relation entre l'âge et la durée de la période de chômage. Avant la récession de 1982, les jeunes et les personnes âgées subissaient des périodes de chômage plus longues que les groupes d'âge mûr. Au cours de la reprise qui a suivi, l'âge ne jouait plus un rôle pour les jeunes, mais il est devenu plus significatif pour les personnes âgées. La durée des périodes de chômage des personnes âgées de

55 à 69 ans ont non seulement augmenté avec le début de la récession, mais aussi au cours de chacune des années de la reprise qui a suivi. Par conséquent, l'affirmation maintes fois répétée que les travailleurs plus âgés se caractérisent par une incidence basse du chômage, mais une durée plus longue, est trop simpliste. Leurs périodes de chômage sont plus longues, et le sont de plus en plus dans le temps.

Ce résultat permet de tirer quelques conclusions quant à la nature du processus d'ajustement dans le secteur du travail. Les ajustements aux chocs négatifs graves peuvent raisonnablement être caractérisés comme un processus évolutif dans lequel des travailleurs plus âgés ont, d'une façon ou d'une autre, pris une retraite semi-permanente ou permanente, tandis que les travailleurs plus jeunes ont été réembauchés à des taux croissants. Des études plus détaillées sont nécessaires. En particulier, il faut examiner la décision de prendre la retraite et évaluer le comportement des vendeurs d'emploi âgés. C'est ce qu'ont fait Murphy et Topel (1987) pour les États-Unis, mais il n'y a pas eu d'analyses semblables des données canadiennes.

Les résultats actuels prévoient également une analyse continue de la durée des périodes de chômage pour les données plus récentes, avec des covariables plus vastes. L'observation selon laquelle les estimations des paramètres ne sont pas

robustes dans le temps peut s'expliquer par la possibilité de l'omission d'importantes co-variables de l'estimation. La cause de cessation d'un emploi, l'admissibilité à l'assurance-chômage, la branche d'activité et la profession se présentent comme des influences importantes sur la durée de la période de chômage. La principale conclusion de cette étude, à savoir que la durée des périodes de chômage n'est pas constante au cours du cycle d'affaires, doit cependant être atténuée par la possibilité que les caractéristiques individuelles ne sont pas contrôlées de façon exhaustive et que, par conséquent, les variables omises sont la cause de l'instabilité des estimations des paramètres.

BIBLIOGRAPHIE

- ADDISON, John T. and Pedro Portugal (1987). "On the Distributional Shape of Unemployment Duration." *Review of Economics and Statistics*, LXIX, 520-26.
- BEACH, Charles M. and S. F. Kaliski (1987). "The Distribution of Unemployment Spells: Canada, 1978-1982." *Industrial and Labour Relations Review*, XL, No. 2, 254-67.
- ____ (1986). "The Impact of Recession on the Distribution of Annual Unemployment," *Relations Industrielles*, XLI, No. 2, 317-28.
- ____ (1984). "Duration Shares and the Distribution of Unemployment." Queen's University Discussion Paper no. 550.
- CLARK, Kim B. and Lawrence H. Summers (1979). "Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration." *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 13-60.
- CORAK, Miles (1990a). "The Duration of Unemployment and the Dynamics of Labour Sector Adjustment: Parametric Evidence from the Canadian Annual Work Patterns Survey, 1978-1980 1982-1985." Economic Council of Canada, Working Paper No. 3.
- ____ (1990b). "Canadian Unemployment in Retrospect: 1977-1987." Economic Council of Canada, Working Paper No. 10.
- FLINN, Christopher J. and James J. Heckman (1983). "Are Unemployment and Out of the Labour Force Behaviorally distinct Labour force States?". *Journal of Labor Economics*. I, 28-42.
- HASAN, Abrar and Patrice deBroucker (1985). *Unemployment, Employment, and Non-Participation in Canadian Labour Markets*. Ottawa: Economic Council of Canada.
- ____ (1982). "Duration and Concentration of Unemployment." *Canadian Journal of Economics*, XV, No. 4, 735-56.
- KALBFLEISCH, John D. and Robert L. Prentice (1980). *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York: Wiley.
- KIEFER, Nicholas M. (1988). "Economic Duration Data and Hazard Functions." *Journal of Economic Literature*, XXVI, No. 2, 646-79.

- ____ (1985). "Specification diagnostics based on Laguerre alternatives for econometric models of duration." *Journal of Econometrics*. Annual 1985-1, No. 135-69.
- LANCASTER, Tony (1985). "Generalised residuals and heterogeneous duration models: With application to the Weibull model." *Journal of Econometrics*. Annals 1985-1, No. 1, 155-69.
- ____ (1979). "Econometric Methods for the Duration of Unemployment." *Econometrica*, XLVII, No. 4, 939-56.
- LAWLESS, J. F. (1982). *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. New York: Wiley.
- LILIEN, David M. (1982). "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment." *Journal of Political Economy*. XL, 777-793.
- MURPHY, Kevin M. and Robert H. Topel (1987). "The Evolution of Unemployment in the United States." *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. II, 11-68.
- PERRY, George (1972). "Unemployment Flows in the U.S. Labor Market." *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 245-92.
- PICOT, Garnett and Ted Wannell (1987). "Job Loss and Labour Market Adjustment in the Canadian Economy." Ottawa: Statistics Canada.
- SIDER, Hal (1985). "Unemployment duration and Incidence: 1968-82." *American Economic Review*, LXXV, No. 3, 461-72.
- STATISTICS CANADA (1982). *Patterns of full- and part-year unemployment: Results of Annual Work Patterns Surveys, 1977-1980*. Ottawa: Ministry of Supply and Services.
- SUITS, Daniel B. (1984). "Dummy Variables: Mechanics vs. Interpretation." *Review of Economics and Statistics*, LXVI, No. 1, 177-80.

NOTES

1. La possibilité que la distinction entre U et N soit floue se trouve également confirmée par le fait que les données des flux bruts de l'Enquête sur la population active, qui utilise une définition du chômage en gros semblable à celle de l'EAA, font ressortir d'importants flux de N à E. Si l'on suit strictement une interprétation de recherche théorique du chômage, ces mouvements ne sont pas en théorie possibles. Leur existence en réalité signifie que restreindre la définition du chômage dans ces termes n'ajoute pas grand-chose.
2. En fait, cette définition du chômage reprend l'argument de Clark et Summers (1979), selon lequel un grand nombre de transitions entre U et N sont douteuses et ne reflètent pas les changements de comportement. Il convient de noter cependant que Flinn et Heckman (1983) mettent en doute cette affirmation.
3. Cox et Oakes [(1984), 71] prouvent qu'avec des variables explicatives constantes les modèles de durée de vie accélérée et les modèles à hasards proportionnels tombent sous l'hypothèse d'une distribution de Weibull pour le hasard de base.
4. On a établi les paramètres par le maximum de vraisemblance en utilisant pour cela un algorithme Newton-Raphson par la version 5 de la procédure LIFEREG du SAS. On n'a pas utilisé les poids d'échantillon associés aux données dans l'estimation. Les erreurs types sont données par l'inverse de la matrice d'information observée. En réalité, la procédure d'estimation était beaucoup plus générale que ne l'indique le texte et comprenait l'estimation de modèles entièrement interactifs selon le sexe pour chacune des distributions. Les valeurs de vraisemblance de ces modèles ne sont pas sensiblement supérieures et le critère d'information d'Akaike a donc entraîné le choix des modèles sans interactions. On a également essayé d'estimer des modèles entièrement interactifs par province, mais la convergence n'a jamais été réalisée, quelle qu'ait été l'année ou la distribution retenue. Enfin, on a également employé les distributions gamma et gamma généralisée, mais la convergence était beaucoup plus difficile et pour la plus grande partie des années étudiées, non réalisée, en dépit du fait que plusieurs valeurs de départ différentes pour les estimations ont été employées. Lawless (1982) semble suggérer que ces difficultés surgissent souvent en raison de l'aplatissement de la fonction de vraisemblance. Les résultats de ces distributions ne sont pas présentés ici. Le modèle à hasards proportionnels de Cox est estimé par la procédure PHGLM SAS.
5. Il convient de noter que l'important test de signification concernant le paramètre d'échelle dans les distributions de

Weibull et log-logistique et de savoir s'il diffère de un, puisqu'un modèle Weibull avec une échelle égale à un se réduit à un modèle exponentiel et un modèle log-logistique avec une échelle plus grande que un signifie que le hasard est non monotone, qu'il augmente d'abord pour retomber ensuite. Enfin, pour le modèle de Weibull, le paramètre d'échelle σ est équivalent à $1/\alpha$, comme on l'a déjà dit, de sorte que les résultats semblent indiquer que le hasard diminue avec la durée de la période.

6. Voir Corak (1990) et l'annexe connexe, que l'on peut obtenir de l'auteur.

7. Ce qu'il faut faire dans ce cas, c'est d'obtenir la valeur log de vraisemblance à partir d'une estimation du modèle pour toutes les données disponibles, sans distinguer l'année. Ceci va donner le modèle restreint, tandis que les modèles estimés pour chaque année de façon séparée, qui équivalent ensemble à un modèle interactif complet par année, vont former le modèle non restreint. Malheureusement, il n'a pas été possible d'atteindre la convergence pour un modèle estimé à partir des données globales pour la distribution exponentielle, qui est la distribution la plus simple de celles envisagées. On n'a donc pas poussé plus loin. On s'est servi de chaque année de données pour estimer un modèle log-logistique dans lequel des paramètres étaient restreints à ceux de 1982, et on a effectué un test du ratio de vraisemblance dans lequel des modèles non restreints sont donnés par les résultats du tableau 6. Les statistiques du test de ratio de vraisemblance pour 1978 jusqu'en 1985 sont: 194, 116, 232, 155, 184, 151. Cette statistique suit une distribution X^2 avec 28 degrés de liberté. La valeur critique X^2 au niveau de signification de 1 pour cent est 48.3, de sorte que l'on peut rejeter l'hypothèse nulle que les paramètres sont les mêmes que ceux pour 1980. Dans une analyse plus complète, on pourrait envisager l'emploi des estimations de chaque année à tour de rôle comme base de l'hypothèse nulle.

8. Ces résultats semblent indiquer que les chercheurs devraient accorder une attention particulière à la façon dont la variable âge est introduite dans leurs modèles. Si l'on dispose des données réelles sur l'âge, par opposition aux catégories, il est préférable d'utiliser une fonction non linéaire, quadratique ou une fonction en escalier.

9. Lancaster [(1985), 162-3] montre que les estimations des élasticités des durées moyennes des périodes sont correctes, même s'il n'est pas possible de contrôler l'hétérogénéité. Cependant, ces données s'appliquent au modèle de Weibull, dans lequel il n'y a pas de données tronquées.

10. En reprenant la notation antérieure, puisque $G(t) = 1/(1+y\alpha)$ et la fonction de survie pour la distribution log-logistique, on peut alors trouver t pour des valeurs données de $G(t)$ en tenant compte du fait que $y = \exp(-X\beta)$ et $\alpha = 1/\sigma$ où β est donnée par les paramètres estimés du tableau 7, et σ par l'estimation du paramètre d'échelle. Les calculs de cette procédure et les transformations de Suits (1984) sont disponibles auprès de l'auteur.

11. L'estimation Weibull de la moyenne est encore plus longue puisque la moyenne et la médiane ne coïncident pas pour cette distribution, la moyenne étant le centile 63.2.

Tableau 1

Données des périodes de l'Enquête sur l'activité annuelle: 1978-1980,
1982-1985

Année	Nombre total de périodes	Périodes complètes	Périodes tronquées
1978	9 627	3 722 (38.7)	5 905 (61.3)
1979	9 522	3 592 (37.7)	5 930 (62.3)
1980	9 877	3 843 (38.9)	6 034 (61.1)
1982	14 265	5 789 (40.6)	8 476 (59.4)
1983	12 156	4 857 (40.0)	7 299 (60.0)
1984	12 168	4 593 (37.8)	7 575 (62.2)
1985	11 371	4 483 (39.4)	6 888 (60.6)

() dénote le pourcentage de la ligne.

Tableau 2

Proportions d'échantillon des covariables: Données des périodes EAA, 1978-1980 1982-1985

	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
1) Démographiques							
Chef du ménage	50.2	51.0	51.5	52.8	51.1	50.5	50.7
Sauf le chef	49.8	49.0	48.5	47.2	48.9	49.5	49.3
Homme	63.9	63.3	65.2	66.8	64.8	63.0	61.9
Femme	36.1	36.7	34.8	33.2	35.2	37.0	38.1
Marié	58.6	56.7	55.4	59.0	56.2	56.9	56.0
Célibataire	36.5	38.0	39.0	35.4	37.7	36.8	37.2
Autres	4.9	5.3	5.6	5.6	6.1	6.3	6.8
35-44 ans	14.6	14.6	15.0	17.1	16.5	17.6	17.5
15-19 ans	18.6	18.3	18.4	13.7	13.9	11.3	12.6
20-24 ans	22.3	22.8	23.0	22.1	23.3	22.9	22.5
24-34 ans	27.5	27.5	27.6	29.5	29.8	32.2	31.7
45-54 ans	10.6	10.5	10.1	11.4	10.2	10.2	9.4
55-69 ans	6.4	6.3	5.9	6.2	6.3	5.8	6.3
2) Éducationnelles							
Non-étudiant	86.4	87.2	87.5	88.7	87.9	88.2	87.5
Étudiant	13.6	12.8	12.5	11.3	12.1	11.8	12.5
Études secondaire partielles	57.2	59.3	58.6	59.1	58.7	58.0	58.8
Aucune étude ou étude élémentaire	23.5	21.9	21.6	18.8	17.1	15.5	15.1
Étude post-secondaire partielles	6.9	6.5	6.9	7.7	8.6	9.2	8.9
Diplôme post-secondaire	7.8	7.9	8.3	9.7	10.4	11.1	11.4
Université	4.6	4.4	4.6	4.7	5.2	6.2	5.8
3) Régionales							
Ontario	17.7	18.6	19.4	19.4	17.4	16.6	15.7
Terre-Neuve	8.8	7.5	7.2	6.6	7.8	7.4	8.2
I.P.E.	3.5	3.6	3.1	3.2	3.7	3.2	3.1
Nouvelle-Écosse	7.3	6.8	6.9	6.8	7.1	7.3	7.6
Nouveau-Brunswick	9.3	9.8	9.9	8.5	9.9	9.5	9.2
Québec	17.3	17.5	17.0	15.9	15.2	15.3	16.5
Manitoba	6.6	6.1	6.4	6.7	6.5	5.4	5.5
Saskatchewan	5.8	5.6	6.3	5.8	7.2	7.4	7.5
Alberta	9.6	10.4	10.5	11.9	11.8	15.2	14.1
C.-B.	14.1	14.1	13.3	15.2	13.4	12.7	12.6
4) Date de début							
3 ^e trimestre	30.7	28.4	30.0	32.8	32.2	31.7	32.0
1 ^{er} trimestre	12.0	11.5	12.3	12.0	12.5	11.8	11.8
2 ^e trimestre	19.0	19.1	20.7	21.3	20.1	19.2	20.8
4 ^e trimestre	38.3	41.0	37.0	33.9	35.2	37.3	35.4

Tableau 3

Estimations du maximum de vraisemblance: Données des périodes EAA, 1980

Modèle	Forme fonctionnelle				Proportionnels Hasards
	Exponentielle	Weibull	Log-Logistique	Log Normale	
Cordonnée à l'origine	1.933' (0.06209)	2.030' (0.07243)	1.499' (0.07269)	1.556' (0.06957)	
Sauf Chef	0.1296' (0.04174)	0.1453' (0.04832)	0.1898' (0.04989)	0.1652' (0.04681)	-0.1203' (0.04191)
Femme	0.04472 (0.03999)	0.04834 (0.04625)	0.05021 (0.04741)	0.04267 (0.04438)	-0.03416 (0.04012)
Célibataire	-0.1188' (0.04497)	-0.1319' (0.05200)	-0.1137' (0.05371)	-0.09098' (0.05025)	0.08933' (0.04505)
Autre état matrimonial	-0.005861 (0.07135)	-0.005751 (0.08254)	0.02791 (0.08578)	0.02287 (0.08118)	-0.0005781 (0.07162)
15-19 ans	0.2368' (0.07475)	0.2676' (0.08653)	0.2895' (0.08892)	0.2413' (0.08352)	-0.2053' (0.07501)
20-24 ans	0.2247' (0.05988)	0.2483' (0.06927)	0.2258' (0.07155)	0.1787' (0.06680)	-0.1704' (0.05996)
25-34 ans	0.04584 (0.05114)	0.05359 (0.05914)	0.07983 (0.06161)	0.05980 (0.05815)	-0.04801 (0.05122)
45-54 ans	-0.03448 (0.06479)	-0.03471 (0.07488)	0.01219 (0.07722)	0.004673 (0.07326)	0.01165 (0.06474)
55-69 ans	0.1587' (0.08074)	0.1742' (0.09337)	0.1762' (0.09598)	0.1513' (0.08954)	-0.1300' (0.08082)
Étudiant	-0.1701' (0.05893)	-0.1879' (0.06824)	-0.2263' (0.06993)	-0.1974' (0.06595)	0.1314' (0.05924)
Élémentaire	-0.03841 (0.04550)	-0.04163 (0.05263)	-0.05819 (0.05393)	-0.05563 (0.05062)	0.02592 (0.04558)
Étude Post-secondaire	0.004935 (0.06524)	0.006982 (0.07543)	-0.02360 (0.07812)	-0.02117 (0.07296)	-0.002043 (0.06528)
Diplôme post-secondaire	-0.1547' (0.05824)	-0.1700' (0.06735)	-0.1459' (0.06982)	-0.1283' (0.06658)	0.1133' (0.05826)
Université	0.003110 (0.07542)	0.0007567 (0.08720)	-0.05768 (0.09169)	-0.04973 (0.08579)	0.01211 (0.07545)

(Tableau 3 suite)

Tableau 3 (suite)

Estimations du maximum de vraisemblance: Données des périodes EAA, 1980

Modèle	Forme fonctionnelle				Proportionnels Hasards
	Exponentielle	Weibull	Log-Logistique	Log Normale	
Terre-Neuve	0.1945' (0.07104)	0.2089' (0.08213)	0.1877' (0.08436)	-0.1624' (0.07847)	-0.1460 (0.07103)
I.P.E.	0.1438 (0.1020)	0.1527 (0.1180)	0.1292 (0.1200)	0.1180 (0.1117)	-0.1138 (0.1021)
Nouvelle-Écosse	0.2703' (0.07471)	0.2970' (0.08641)	0.3062' (0.08748)	0.2612' (0.08117)	-0.2151' (0.07473)
Nouveau-Brunswick	0.03548 (0.06190)	0.03522 (0.07155)	0.04092 (0.07351)	0.03404 (0.06946)	-0.03182 (0.06186)
Québec	0.4137' (0.05634)	0.4598' (0.06528)	0.4954' (0.06572)	0.4329' (0.06135)	-0.3464' (0.05634)
Manitoba	0.01701 (0.07207)	0.01381 (0.08331)	-0.001669 (0.08601)	-0.0006485 (0.08103)	0.0005766 (0.07205)
Saskatchewan	0.02256 (0.07540)	0.02380 (0.08717)	0.03412 (0.08830)	0.03811 (0.08344)	-0.02231 (0.07543)
Alberta	0.01390 (0.05314)	0.01239 (0.06973)	0.003927 (0.07198)	-0.001020 (0.06791)	0.005222 (0.06034)
C.-B.	-0.04343 (0.05459)	-0.05284 (0.06311)	-0.07245 (0.06569)	-0.06799 (0.06223)	0.04784 (0.05458)
1 ^{er} trimestre	-0.2849' (0.04563)	-0.4096' (0.05421)	-0.6558' (0.05720)	-0.5720' (0.05448)	0.5764' (0.04630)
2 ^e trimestre	-0.2394' (0.04074)	-0.3310' (0.04799)	-0.4640' (0.04924)	-0.4333' (0.04684)	0.4448' (0.04112)
4 ^e trimestre	0.2021' (0.05389)	0.3721' (0.06476)	0.3063' (0.05622)	0.2961' (0.05120)	-0.5691' (0.05468)
Paramètre d'échelle	1.0	1.156 (0.01614)	0.8859 (0.01194)	1.457 (0.01827)	
En vraisemblance	-10 364.8	-10 307.5	-9 966.73	-9 752.94	

(.) indique l'erreur type.
' indique que le paramètre diffère de zéro au niveau de signification d'au moins 10 pour cent.

Tableau 4

Estimation du maximum de vraisemblance: Modèle log-logistique, 1978-1980 1982-1985

Modèle	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Coordonnée à l'origine	1.607' (0.07471)	1.664' (0.07783)	1.499' (0.07269)	1.524' (0.05853)	1.591' (0.06656)	1.844' (0.06877)	1.747' (0.07230)
Sauf chef	-0.1173' (0.04989)	-0.03724 (0.05111)	0.1898' (0.04989)	0.1886' (0.04194)	0.1751' (0.04453)	0.01406 (0.04363)	0.03627 (0.04503)
Femme	0.1475' (0.04715)	0.02967 (0.04825)	0.05021 (0.04741)	-0.07841' (0.04057)	-0.03649 (0.04205)	0.04091 (0.04196)	0.04648 (0.04300)
Célibataire	-0.01811 (0.05427)	0.03956 (0.05531)	-0.1137' (0.05371)	0.1487' (0.04557)	0.01440 (0.04855)	0.04284 (0.04823)	0.04784 (0.05005)
Autre état matrimonial	-0.02837 (0.09031)	0.1579' (0.09156)	0.02791 (0.08578)	0.1245' (0.07095)	0.1758' (0.07599)	-0.1358' (0.07365)	0.08942 (0.07466)
15-19 ans	0.2524' (0.08810)	0.05216 (0.09141)	0.2895' (0.08892)	0.1349' (0.07593)	0.03012 (0.08440)	0.03680 (0.08685)	-0.08601 (0.08825)
20-24 ans	0.2246' (0.07096)	0.1376' (0.07329)	0.2258' (0.07155)	0.07352 (0.0709)	0.07084 (0.06341)	0.07224 (0.06336)	0.007955 (0.06484)
25-34 ans	0.04289 (0.06165)	0.06628 (0.06455)	0.07983 (0.06161)	-0.01093 (0.04787)	0.1317' (0.05281)	0.03328 (0.05234)	0.05798 (0.05395)
45-54 ans	-0.02613 (0.07673)	0.002554 (0.07763)	0.01219 (0.07722)	-0.05294 (0.05924)	0.05730 (0.06763)	-0.1083 (0.06814)	0.001885 (0.07291)
55-69 ans	0.1762' (0.09278)	0.1823' (0.09589)	0.1762' (0.09598)	0.1406' (0.07475)	0.2911' (0.08283)	0.3143' (0.08875)	0.2376' (0.08532)
Étudiant	-0.1935' (0.06764)	-0.1369' (0.06994)	-0.2263' (0.06993)	-0.2755' (0.05970)	-0.09540 (0.06401)	-0.1984' (0.06417)	0.04347 (0.06852)
Aucune étude ou études élémentaires	0.06431 (0.05205)	-0.03977 (0.05469)	-0.05819 (0.05393)	-0.1004' (0.04540)	-0.05882 (0.05148)	0.03773 (0.05483)	0.06243 (0.05707)
Études post-secondaires partielles	0.01356 (0.07515)	-0.04100 (0.07932)	-0.02360 (0.07812)	0.1461' (0.06176)	-0.1483' (0.06173)	-0.03597 (0.06181)	-0.04780 (0.06494)
Diplômes post-secondaires	-0.003029 (0.07204)	0.08298 (0.07602)	-0.1459' (0.06982)	-0.08538 (0.05412)	-0.1661' (0.05684)	-0.1060' (0.05670)	-0.07444 (0.05822)
Université	-0.08036 (0.09048)	0.08504 (0.09557)	-0.05768 (0.09169)	0.1744' (0.07698)	-0.16997' (0.07683)	-0.06818 (0.07309)	-0.05280 (0.07689)

Tableau 4 (suite)

Estimation du maximum de vraisemblance: Modèle log-logistique, 1978-1980 1982-1985

Modèle	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
Terre-Neuve	0.3673* (0.08199)	0.3282* (0.08901)	0.1877* (0.08436)	0.3235* (0.07527)	0.06881 (0.07569)	0.2798* (0.08178)	-0.04625 (0.07916)
I.-P.-É.	-0.09498 (0.1073)	0.06242 (0.1121)	0.1292 (0.1200)	-0.006061 (0.09519)	-0.03612 (0.1004)	0.02187 (0.1065)	0.07766 (0.1144)
Nouvelle-Écosse	0.1597* (0.08356)	0.08813 (0.08825)	0.3062* (0.08748)	0.1220* (0.07083)	-0.05432 (0.7720)	-0.04829 (0.07814)	-0.05082 (0.07885)
Nouveau-Brunswick	0.1441 (0.07836)	0.06534 (0.07624)	0.04092 (0.07351)	-0.07926 (0.06359)	-0.2526* (0.06682)	-0.1794 (0.06964)	-0.04815 (0.07423)
Québec	0.2874* (0.06481)	0.3253* (0.06650)	0.4954* (0.06573)	0.1485* (0.05368)	0.1964* (0.06159)	0.1720* (0.06373)	0.1554* (0.06398)
Manitoba	-0.1264 (0.08456)	-0.06674 (0.08815)	-0.001669 (0.08601)	0.05103 (0.07074)	-0.05797 (0.07872)	0.08482 (0.08794)	-0.02158 (0.08814)
Saskatchewan	-0.02554 (0.09125)	-0.1904 (0.09187)	0.03412 (0.08830)	0.1330* (0.7666)	-0.07496 (0.07572)	-0.08029 (0.07710)	0.05643 (0.08012)
Alberta	-0.07286 (0.07438)	-0.07142 (0.07378)	0.003927 (0.07198)	0.04433 (0.05806)	0.1079* (0.06511)	-0.03890 (0.06174)	-0.007412 (0.06522)
C.-B.	-0.1783* (0.06430)	-0.05206 (0.06721)	-0.07245 (0.06569)	-0.1195* (0.05219)	-0.1558* (0.06092)	-0.2491* (0.06289)	-0.08841 (0.06663)
1 ^{er} trimestre	-0.7297* (0.05698)	-0.8521* (0.05959)	-0.6558* (0.05720)	-0.4391* (0.04798)	-0.5078* (0.05131)	-0.6058* (0.05316)	-0.7645* (0.05427)
2 ^e trimestre	-0.3695* (0.04966)	-0.5466* (0.05140)	-0.4640* (0.04924)	-0.2405* (0.04006)	-0.2561* (0.04444)	-0.4311* (0.04560)	-0.5358* (0.04601)
4 ^e trimestre	0.1904* (0.05308)	0.1586* (0.05423)	0.3063* (0.05622)	0.2621* (0.04437)	0.3256* (0.04886)	0.08533* (0.04820)	0.2165* (0.05113)
Échelle	0.8648 (0.01187)	0.8735 (0.01217)	0.8858 (0.01194)	0.9005 (0.009967)	0.8994 (0.01086)	0.8950 (0.01109)	0.9014 (0.01132)
En vraisem- blance	-9 628.45	-9 352.76	-9 966.73	-15 251	-12 781.3	-12 234.2	-11 811.5

(.) indique l'erreur type.

* indique que le paramètre diffère de zéro au niveau de signification d'au moins 10 pour cent.

Tableau 5

Fonctions de survie log-logistiques estimées: 1978-1980 1982-1985,
Moyenne simple et par certains groupes d'âge

Quantile de survie	1978	1979	1980	1982	1983	1984	1985
1) <u>Taux de chômage</u>	8.3	7.4	7.5	11.0	11.9	11.2	10.5
2) <u>Moyenne simple</u>							
0.90	0.63	0.65	0.62	0.66	0.64	0.61	0.68
0.75	1.63	1.70	1.63	1.78	1.72	1.63	1.84
0.50	4.22	4.43	4.31	4.78	4.61	4.37	4.96
0.25	10.90	11.60	11.40	12.90	12.40	11.70	13.40
0.10	28.20	30.20	30.20	34.60	33.30	31.20	36.00
3) <u>15-19 ans</u>							
0.90	0.73	0.64	0.72	0.72	0.60	0.60	0.61
0.75	1.88	1.66	1.91	1.94	1.61	1.60	1.63
0.50	4.85	4.33	5.05	5.22	4.32	4.28	4.39
0.25	12.60	11.30	13.40	14.00	11.60	11.40	11.80
0.10	32.50	29.50	35.30	37.70	31.10	30.60	31.80
4) <u>35-44 ans</u>							
0.90	0.56	0.60	0.54	0.63	0.58	0.58	0.66
0.75	1.46	1.58	1.43	1.70	1.56	1.54	1.78
0.50	3.77	4.11	3.78	4.56	4.19	4.12	4.78
0.25	9.75	10.70	10.00	12.30	11.30	11.00	12.90
0.10	25.20	28.00	26.50	33.00	30.20	29.50	34.70
5) <u>55-69 ans</u>							
0.90	0.67	0.72	0.64	0.73	0.78	0.79	0.84
0.75	1.74	1.89	1.70	1.95	2.09	2.11	2.25
0.50	4.50	4.94	4.51	5.25	5.60	5.64	6.07
0.25	11.60	12.90	11.90	14.10	15.10	15.10	16.30
0.10	30.10	33.70	31.60	38.00	40.40	40.30	44.00

Les entrées dans le tableau pour les cellules 2) - 5) sont les mois de chômage.

**DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE**

N°

1. *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique, Lars Osberg*
2. *Chômage et formation, Garnett Picot*
3. *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie, Michael Wolfson*
4. *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence, Garnett Picot*
5. *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne, Garnett Picot et Ted Wannell*
6. *Système de statistiques relatives à la santé: proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé, Michael C. Wolfson*
7. *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada, Hans J. Adler et Michael C. Wolfson*
8. *Notes sur les groupements de société et l'impôt sur le revenu au Canada, Michael C. Wolfson*
9. *L'expansion de la classe moyenne: données canadiennes sur le débat sur la déqualification, John Myles*
10. *La montée des conglomérats, Jorge Niosi*
11. *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien: 1971 et 1976, K.E. Hamilton*
12. *Taux nets et bruts de concentration des terres, Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft*
13. *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981): une méthode d'analyse de la transition épidémiologique, Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski*
14. *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur*

capacité de chevauchement, Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin

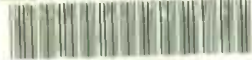
15. *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec, Réjean Lachapelle*
16. *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménage agricoles, Ray D. Bollman et Pamela Smith*
17. *Les salaires et les emplois au cours des années 1980: éolutin des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne, J. Myles, G. Picot et T. Wannell*
18. *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur, Ray D. Bollman*
19. *Répartitions des risques de mortalité: une analyse de tables de mortalité, Geoff Rowe*
20. *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures: vérification automatisée à l'aide des données sur les produits, John S. Crysdale*
21. *Consommation, revenus et retraite, A.L. Robb et J.B. Burbridge*
22. *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*
23. *La Dynamique des marchés concurrentiels, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*
 - A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
 - B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
 - C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada: méthodologie*
 - D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité: rôle de la rotation des entreprises et des usines*
 - E. *Les fusions et le processur concurrentiel*
 - F. *À venir*
 - G. *Lews statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
 - H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*
24. *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données, Richard Johnson et Jane F. Gentleman*
25. *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada: mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*

26. *L'écart persistant: étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires, Ted Wannell*
27. *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées, Douglas F. Trant*
28. *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne: 1967-1986, Garnett Picot, John Myles, et Ted Wannell*
29. *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, Garnett Picot et Ted Wannell*
30. *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans, Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak*
31. *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix: la stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada, Theodore M. Horbulyk*
32. *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées, Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak*
33. *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger, Paul K. Gorecki*
34. *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé, Michael C. Wolfson*
35. *Emploi et taille des entreprises au Canada: les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?, René Morissette*
36. *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*
37. *Efficiences des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication, John R. Baldwin*
38. *Le vieillissement de la génération du baby boom: effets sur le secteur public du Canada, Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson*
39. *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs: données canadiennes récentes, Ted Wannell*
40. *Les petites collectivités du Canada atlantique: structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80, Garnett Picot et John Heath*
41. *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural, Brian B. Murphy*

42. *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada, John Baldwin et Richard Caves*
43. *Recours répétés à l'assurance-chômage, Miles Corak*
44. *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines, Michael C. Wolfson*
45. *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population: une approche fondée sur la microsimulation, Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton*
46. *Revenue de carrière et décès: une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada, Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak*
47. *La modélisation des profils d'emploi des canadiens au cours de leur existence, Miles Corak*
48. *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel, John Baldwin*
49. *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises: Observations du Canada, John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner*
50. *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut: Un premier essai, J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson*
51. *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée, J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman*
52. *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants, Paul K. Gorecki*
53. *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional, Miles Corak et Stephen Jones*
54. *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage, Miles Corak*
55. *Licenciements et travailleurs déplacés: Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement, Garnett Picot et Wendy Pyper*
56. *La durée du chômage en période d'expansion et de récession, Miles Corak*
57. *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada, René Morissette*
58. *L'appariement de données échantillonales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé, P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard*

009

STATISTICS CANADA LIBRARY
BIBLIOTHÈQUE STATISTIQUE CANADA



1010174754

59. *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie, John S. Crysdale*
60. *L'inégalité des gains au Canada: Le point sur la situation, R. Morissette, J. Myles et G. Picot*
61. *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990), J. Baldwin et M. Rafiquzzaman*

Pour de plus amples renseignements, s'adresser au Président, Comité d'études des publications, Direction des études analytiques, Édifice, R.H. Coats, 24ième étage, Statistique Canada, Parc Tunney, Ottawa, Ontario, K1A 0T6, (613) 951-8213.