

# Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ?

par  
**Lars Osberg\* et Zhengxi Lin\*\***

**N° 145**

**11F0019MPF N° 145**  
**ISSN : 1200-5231**  
**ISBN : 0-660-96287-X**

Prix : 5 \$ le numéro, 25 \$ annuellement

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail  
24<sup>e</sup> étage, Immeuble R.-H. Coats, Ottawa (Ontario) K1A 0T6

\*Université Dalhousie (902) 494-6988

\*\*Statistique Canada (613) 951-0830

[osberg@is.dal.ca](mailto:osberg@is.dal.ca)

[linzhen@statcan.ca](mailto:linzhen@statcan.ca)

Numéro de télécopieur : (613) 951-5403

Le document est disponible par Internet : [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)

**Octobre 2000**

Les vues exprimées dans le présent document sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les vues des organismes auxquels ils sont rattachés. Lars Osberg remercie Lynn Lethbridge de son excellent travail en qualité d'assistante à la recherche et le Conseil de recherches en sciences humaines de son appui financier aux termes de la subvention 410-97-0802; Zhengxi Lin remercie pour sa part Lin Bian de son aide au niveau de l'établissement des données. Des versions préliminaires du document ont été présentées à la conférence « Les aspects structurels du chômage au Canada », organisée par le Centre d'étude du niveau de vie à Ottawa les 22 et 23 avril 1999, et aux réunions de l'Association canadienne d'économie tenues en 1999. Les auteurs, qui remercient également avec gratitude de leurs commentaires et de leurs suggestions utiles Pierre Fortin, Noah Meltz, Alice Nakamura, Frank Reid, Craig Riddell, Andrew Sharpe, Jean-Pierre Voyer et les participants aux conférences du Centre d'étude du niveau de vie et de l'Association canadienne d'économie, sont les seuls responsables des erreurs qui restent dans le présent document. Ce dernier représente leurs vues et ne reflète pas nécessairement les opinions de Statistique Canada.

*Also available in English*

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**



## ***Table des matières***

1. Introduction .....	9
2.1 De diverses enquêtes et gros titres .....	11
2.2 L'Enquête sur le milieu de travail et les employés (1996) .....	13
2.3 La relation entre l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage .....	14
2.4 L'Indice de l'offre d'emploi et le nombre de vacances .....	18
2.5 La relation entre le taux de vacance et l'Indice de l'offre d'emploi.....	19
2.5.1 L'« ancien » et le « nouvel » Indice de l'offre d'emploi.....	20
2.5.2 Modélisation des taux de vacance.....	21
2.5.3 Établissement de prévisions relatives aux postes vacants pour les années 80 et pour les années 90.....	29
3. Conclusion.....	41
Références .....	65

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**



## ***RÉSUMÉ***

Le présent document part de la définition « Le chômage structurel désigne la situation dans laquelle les travailleurs ne peuvent occuper les postes disponibles parce qu'ils n'ont pas les compétences voulues, n'habitent pas là où les postes sont offerts ou ne sont pas prêts à travailler au salaire offert sur le marché », ce qui laisse entendre que le nombre de vacances sur le marché canadien du travail est une limite supérieure de l'étendue du « chômage structurel ». Le document résume les estimations disponibles du taux de vacance au Canada. Dans le secteur de la haute technologie, les vacances peuvent équivaloir à 2,2 % de la population active, mais des preuves découlant d'enquêtes plus représentatives indiquent une étendue allant de 0,43 % à 0,75 % pour l'ensemble de l'économie. Durant les années 80, le déplacement vers l'extérieur (l'écartement) de la relation entre l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage soulevait des inquiétudes, c'est-à-dire laissait supposer que le chômage structurel devenait au Canada un problème croissant, mais ce déplacement dans les années 90 s'est inversé.

**Mots clés :** Chômage structurel, taux de chômage, taux de vacance, Indice de l'offre d'emploi, Enquête sur les postes vacants

Codes de classification du *JEL* : E24, J63, J64

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À  
**[www.statcan.ca](http://www.statcan.ca)**



## 1. Introduction

Notre objectif dans le présent document est d'évaluer la fraction du chômage actuellement enregistré au Canada qui a un caractère « structurel ». Mais pourquoi la question importe-t-elle? L'une des raisons de l'importance de la question a une dimension micro-économique. Si une grande partie du chômage actuellement enregistré au Canada est attribuable à un mauvais jumelage entre les caractéristiques des chômeurs et les postes vacants disponibles, il y a peut-être lieu alors de faire davantage d'efforts au niveau des politiques de recyclage et de mobilité et des autres politiques d'adaptation au marché du travail pour accroître la « souplesse » du marché canadien du travail. Une deuxième raison, découlant d'une perspective macro-économique, tient au fait que lorsque la stabilité des prix<sup>1</sup> devient le seul objectif de la politique monétaire, les autorités monétaires la considéreront cruciale pour éviter tout risque de voir la demande globale dépasser ce que peut être la production globale. L'évaluation de l'importance relative du chômage structurel, comparativement à la fraction du chômage actuellement enregistrée qui est attribuable à l'insuffisance de la demande globale, est donc cruciale pour l'élaboration de politiques macro-économiques<sup>2</sup>.

En quoi consiste exactement le chômage structurel? Les débats sur les politiques économiques peuvent facilement dégénérer en confusion si l'on utilise la même expression en y prêtant différentes significations; on a, en plus, défini au cours des années le chômage structurel en macro-économique et en économique du travail d'une foule de façons. (Voir l'annexe A.) Nous adoptons dans le présent document la définition prônée par Finances Canada : « Le chômage structurel désigne la situation dans laquelle les travailleurs ne peuvent occuper les postes disponibles parce qu'ils n'ont pas les compétences voulues, n'habitent pas là où les postes sont offerts ou ne sont pas prêts à travailler au salaire offert sur le marché »<sup>3</sup>.

Même si dans certaines définitions du « chômage structurel » on l'interprète plus librement, ce qui laisse entendre qu'il désigne « le chômage de longue durée et chronique »<sup>4</sup>, une telle définition ne fournit pas d'explication sur ses origines. En outre, si l'on définit le chômage structurel comme étant le chômage « de longue durée et chronique », il est clairement tautologique d'affirmer que le chômage structurel est la cause du chômage de longue durée et chronique. La définition de Finances Canada offre donc deux avantages majeurs : 1) une correspondance étroite avec l'usage normal de l'expression « chômage structurel » dans la

---

<sup>1</sup> Définie sur le plan opérationnel comme étant un taux d'inflation fondamentale des prix à la consommation se situant dans la tranche de 1 % à 3 % par année (en pratique, des écarts inférieurs à une inflation de 1 % ont déjà été tolérés).

<sup>2</sup> Plus exactement, l'étendue du chômage structurel importe pour les estimations de la production potentielle qui ont un contenu économique sous-jacent. Voir Dupasquier et d'autres (1997) pour d'autres exemples d'une méthodologie purement statistique. D'un autre côté, même s'ils ne s'entendent pas sur d'autres questions, tant Jackson (1998) que Sargent et Sheikh (1996) conviendraient de l'importance potentielle d'un mauvais jumelage structurel pour les politiques macro-économiques.

<sup>3</sup> Page Web de Finances Canada <http://www.fin.gc.ca/glosse/gloss8e.html>.

<sup>4</sup> Voir, par exemple, Abel, Bernanke et Smith (1999:94).

documentation propre à l'économie du travail<sup>5</sup>; 2) la possibilité d'un examen empirique, indépendant du chômage global que le chômage structurel cherche à expliquer. Si du chômage structurel se produit lorsque les travailleurs ne peuvent occuper les postes disponibles, le nombre de postes disponibles fixe une limite supérieure au niveau du chômage structurel<sup>6</sup>. Une mesure empirique du nombre de postes vacants est donc cruciale. D'où la stratégie empirique adoptée pour le présent document, qui consiste à présenter des estimations du nombre de vacances sur le marché canadien du travail à l'aide de données découlant de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE), l'Indice de l'offre d'emploi et les données historiques sur les vacances tirées de l'Enquête sur les postes vacants (EPV).

La section 2.1 débute par un examen de ce qu'il est possible d'apprendre à partir de certaines des enquêtes spéciales qui entraînent dans la presse de gros titres sur les pénuries de main-d'œuvre. Nous traitons ensuite dans la section 2.2 de l'instantané des vacances obtenu à l'aide de questions posées directement à des employeurs dans le cadre de l'EMTE. Nous examinons par ailleurs à la section 2.3 la relation entre l'Indice de l'offre d'emploi (IOE) et le taux de chômage dans les années 80 et dans les années 90. Nous examinons, d'un autre côté, dans la section 2.4 comment d'autres auteurs ont utilisé l'IOE pour établir une estimation d'une tendance au niveau du nombre global de vacances au fil du temps, puis nous nous demandons dans la section 2.5 ce qu'il est possible d'apprendre à partir de la relation entre l'observation directe des vacances dans le cadre de l'EPV et les fluctuations de l'Indice de l'offre d'emploi depuis que cette enquête a cessé. Nous concluons, enfin, dans la section 3.

Certains auteurs (comme Burdett et Cunningham (1994:148) utilisent le terme « vacance » pour y inclure les postes qui s'ouvriront<sup>7</sup>, mais nous avons besoin dans le présent document d'un

---

<sup>5</sup> Dans l'économie du travail, « ne sont pas prêts à travailler au salaire offert sur le marché » ne fait pas normalement partie de la définition. Voir l'annexe A.

<sup>6</sup> Le nombre de postes vacants immédiatement disponibles est une limite supérieure de l'étendue du chômage structurel, parce que même si tous les chômeurs se trouvaient là où les postes étaient disponibles, avaient les compétences demandées et étaient prêts à accepter le salaire offert, il faudrait peut-être encore du temps pour que les travailleurs et pour que les entreprises soient jumelés les uns aux autres. Le temps dont les entreprises ont besoin pour trouver les travailleurs indiqués laisse entendre que certaines vacances sont « frictionnelles » de la même façon (et pour les mêmes raisons) qu'un certain chômage est « frictionnel ». En outre, la définition de Finances Canada classe comme étant structurellement en chômage les travailleurs « qui ne sont pas prêts à travailler au salaire offert sur le marché » (soulignement ajouté). Les entreprises qui offrent des postes énormément moins bien rémunérés que le salaire offert sur le marché (ou qui offrent des conditions de travail énormément moins intéressantes) peuvent annoncer « des vacances ». Bien que l'on pourrait raisonnablement appeler de telles vacances accompagnées de taux de salaire inférieurs à ceux du marché « des vacances structurelles », les chômeurs qui refusent de tels postes inférieurs aux normes (mais qui les accepteraient au salaire offert sur le marché) ne sont pas « structurellement » en chômage.

Même si les données de l'EMTE font la distinction entre les vacances de longue durée et les vacances de courte durée et pourraient être considérées comme un ajustement d'une distinction frictionnelle/structurelle au niveau des vacances (voir la section 2.3), nous ne tentons pas dans le présent document de soustraire le nombre de vacances frictionnelles et inférieures aux normes des « postes disponibles ».

<sup>7</sup> Suivant au moins l'esprit de la définition courante d'un travailleur en chômage, on dira d'une entreprise qu'elle a une vacance à combler si elle est prête à allouer des ressources pour obtenir un taux positif d'arrivée de candidats pour des postes. Burdett et Cunningham (1994:148).

concept qui soit comparable au bassin actuel de travailleurs en chômage. Nous limitons, par conséquent, le terme « vacance » afin qu'il désigne un poste inoccupé qui peut être *immédiatement* disponible pour un candidat *de l'extérieur*. Parce que la plupart des postes sont dotés suivant un processus d'entrevue et s'accompagnent d'une date ultérieure d'entrée en fonction, la plus grande partie des activités de jumelage sur le marché du travail s'effectue sans jamais créer de chômage ou de vacance ainsi définie<sup>8</sup> [c'est le cas d'un étudiant diplômé, par exemple, qui passe directement de l'état d'assistant à l'enseignement à celui de professeur]. Si l'on doit cependant utiliser l'hypothèse du chômage structurel pour expliquer une certaine fraction du bassin de gens actuellement en chômage (c'est-à-dire immédiatement disponibles pour des postes), il faut une mesure comparable du bassin actuel de postes disponibles.

## 2.1 De diverses enquêtes et gros titres

Bien que l'économie soit supposée être une discipline quantitative rigoureuse, les économistes sont, en pratique, exposés à (et influencés par) beaucoup d'information qualitative non rigoureuse. Les gros titres des journaux au sujet des pénuries de main-d'œuvre dans les industries de haute technologie, malgré l'importance quantitative relativement limitée de ce secteur, influent inévitablement sur les impressions voulant qu'il y ait beaucoup de postes disponibles ou seulement quelques postes disponibles<sup>9</sup>. Chacune des études de cas, comme les images frappantes des petits villages isolés de Terre-Neuve dévastés par la fermeture de la pêche de la morue, malgré la très petite taille de ces villages, tant en absolu que sous forme de pourcentage de la population canadienne qu'ils représentent, influence aussi inévitablement les perceptions quant à l'étendue du chômage structurel. Étant donné que des images frappantes et des anecdotes fascinantes peuvent avoir beaucoup plus de répercussions émotives que des tableaux statistiques, le débat sur le chômage structurel risque parfois de devenir essentiellement de nature non quantitative.

Les gros titres des journaux font cependant quelquefois appel aux statistiques. Exercer un suivi à ce niveau peut s'avérer une expérience frustrante. En plus du manque endémique de précisions au sujet de la base de sondage pertinente à l'étude, le traitement par les journalistes des pénuries oscille souvent nonchalamment entre des mesures vaguement précisées, qui renvoient parfois aux intentions d'entreprises de recruter ultérieurement (au cours d'horizons temporels qui varient), « les difficultés » qu'éprouvent les entreprises à recruter, « l'inquiétude » au sujet de la disponibilité de main-d'œuvre, les raisons de retards de production, etc. Un désenchantement envahissant en est la conclusion normale. Comme Roy et d'autres (1996) le soulignent, dans un système fondé sur le marché, les pénuries générales et persistantes seront comblées par le marché

---

<sup>8</sup> À l'aide des données découlant de l'Enquête sur l'activité du marché de 1986, Osberg (1991:1710) a estimé que 65 % des changements au niveau de la mobilité entre les branches d'activité au Canada se sont produits sans qu'il y ait de période intermédiaire de chômage.

<sup>9</sup> Evans (1999:B8) fait rapport d'une enquête auprès de 34 entreprises de haute technologie qui ont actuellement 80 000 employés, ce qui représente 20 % de la population active dans le secteur de la haute technologie au Canada. Il ne fournit aucune autre définition de « haute technologie » (et le concept est par nature ambigu), mais il fournit ensuite dans son article une estimation du nombre d'emplois en haute technologie, 400 000, ce qui correspond à environ 2,6 % du nombre actuel d'emplois au Canada.

si les employeurs sont prêts à offrir une meilleure rémunération, ou à former davantage. Il y a toujours pénurie des mêmes compétences chez les employés, aux yeux (de chacun) des employeurs, et il est très facile d'obtenir des réponses positives à des questions au sujet des pénuries de main-d'œuvre (1996:25).

Retracer la source d'affirmations au sujet de pénuries de main-d'œuvre peut parfois être un peu comme retracer les origines d'une légende urbaine. Essentiellement, on retrouve beaucoup d'information anecdotique mais très peu de « preuve tangible » sur les postes vacants et les pénuries de main d'œuvre.

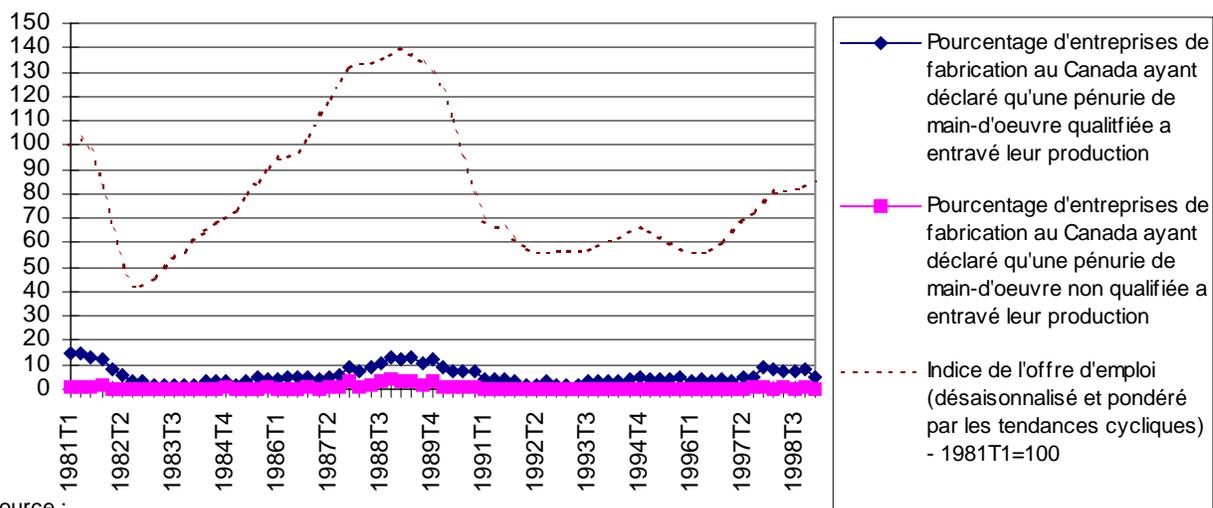
Statistique Canada pose cependant aux fabricants une question sur « les sources de leurs difficultés de production » depuis 1981<sup>10</sup> et le graphique 1 présente le pourcentage d'établissements de fabrication ayant signalé qu'« une pénurie de main-d'œuvre qualifiée » ou qu'« une pénurie de main-d'œuvre non qualifiée » faisait obstacle à leur production. Il existe une corrélation plausible entre cette série chronologique et le cycle macro-économique et d'autres indicateurs de la demande de main-d'œuvre. La fraction absolue des établissements de fabrication ayant déclaré que les pénuries de main-d'œuvre entravaient leur production est cependant très faible (en janvier 1999, seulement 5 % des fabricants ont déclaré que des pénuries de main-d'œuvre qualifiée entravaient leur production et le pourcentage de ceux ayant déclaré des pénuries de main-d'œuvre non qualifiée était nul ».

Les postes vacants sont sans aucun doute concentrés à l'intérieur des 5 % d'entreprises de fabrication qui ont besoin de travailleurs qualifiés pour assurer leur production; puisque l'employeur ne déclare ni sa taille ni le nombre de travailleurs dont il a besoin cependant, on ne peut convertir cette série chronologique en un taux de vacance. En outre, étant donné que la question posée dans le cadre de cette enquête trimestrielle n'a aucune dimension chronologique, il n'existe aucun moyen de savoir si un poste non doté ou si une pénurie de travailleurs disponibles pour effectuer des heures supplémentaires a causé des problèmes pendant quelques heures, quelques jours ou plus longtemps.

---

<sup>10</sup> Voir CANSIM : Matrices 2843-2845; la question posée était formulée exactement comme suit : « Des difficultés de l'un des ordres suivants entravent-elles les activités de production de l'établissement? » Une pénurie de main-d'œuvre qualifiée et une pénurie de main-d'œuvre non qualifiée sont les deux premières options précisées et sont suivies par une pénurie de matières premières (mentionnée par 13 % en janvier 1999), le fonds de roulement, une autre et aucune.

**GRAPHIQUE 1**  
**Indicateurs de la demande de main-d'oeuvre**



Source :

CANSIM (D262256) « Persp. des affaires par classe économique/prod. relatée, pénurie de main-d'oeuvre non qualifiée »

CANSIM (D262255) « Persp. des affaires par classe économique/pro. relatée, pénurie de main-d'oeuvre qualifiée »

CANSIM (D738868) « IOE - Can, mensuel »

## 2.2 L'Enquête sur le milieu de travail et les employés de 1996 (l'EMTE)

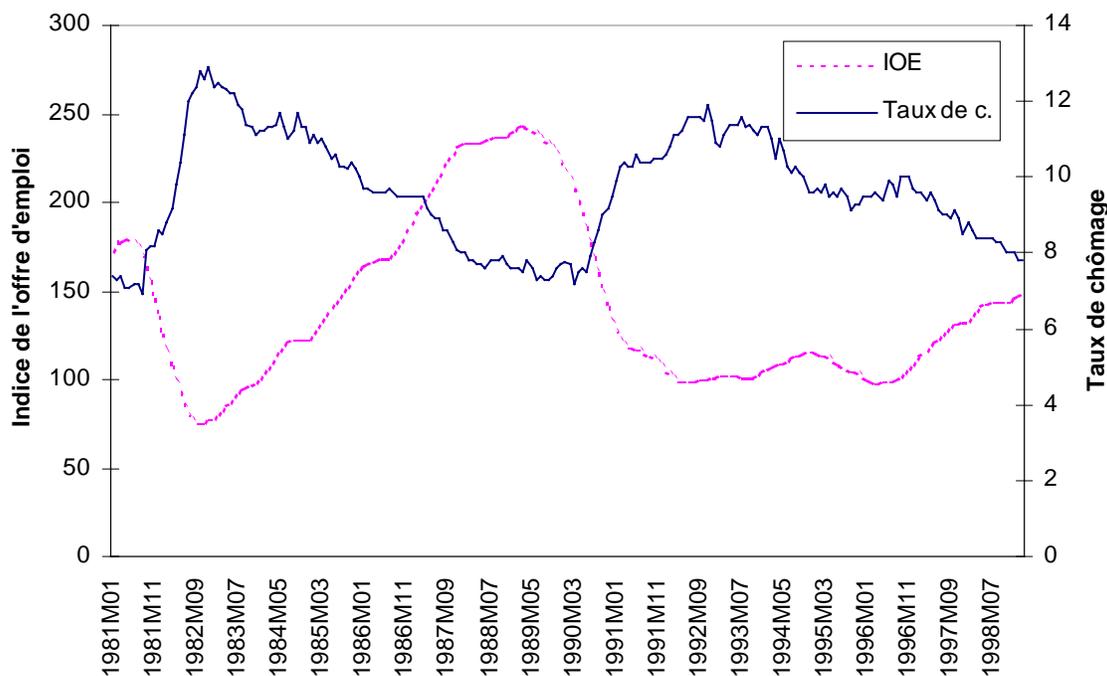
En 1996, Statistique Canada a collecté dans le cadre d'une enquête des données auprès de 748 employeurs suivant un plan d'échantillonnage aléatoire stratifié qui était fondé sur le Registre des entreprises de SC. Les données découlant de cette enquête (l'EMTE), des indicateurs assez conjoncturels des vacances, sont les meilleures dont on dispose. Les répondants à l'EMTE ont en effet été sélectionnés à partir d'une foule de secteurs industriels de tout le Canada (non pas simplement à partir du secteur de la haute technologie ou d'une seule localité). Également, on a demandé directement lors de cette enquête le nombre total de vacances à ce moment-là et le nombre de postes vacants qui n'étaient alors pas dotés depuis quatre mois ou plus<sup>11</sup>. L'une des caractéristiques particulièrement utiles des données découlant de cette enquête a permis de faire la distinction entre le pourcentage *d'entreprises* qui recherchaient des travailleurs ou qui avaient des postes vacants et les vacances exprimées sous forme de pourcentage *de la main-d'œuvre*. Ainsi, dans le cadre de l'EMTE, 20 % de tous les établissements ont déclaré des efforts actifs de recrutement au moment de l'enquête, ce qui est toutefois loin de vouloir dire que les vacances étaient chose courante. Même si quelque 10 % des établissements ont déclaré des postes non

<sup>11</sup> On demandait premièrement à l'établissement s'il y avait des postes vacants alors non dotés et, si c'était le cas, on demandait au répondant de remplir un formulaire sur lequel il préciserait le nombre de vacances qui, malgré les efforts de recrutement, n'étaient pas comblés depuis moins de quatre mois ou depuis plus de quatre mois, pour quatre grands groupes professionnels et les autres. À noter que cela ne laissait pas nécessairement supposer qu'un poste était immédiatement disponible. Par conséquent, l'estimation calculée (1 % des employés ou environ 0,75 % de la population active) ne correspondait pas nécessairement au bassin de gens sans emploi. Comme on pouvait s'y attendre, la plupart des vacances se situaient au niveau des emplois techniques (35 %) et professionnels (28 %).

dotés, ces postes équivalaient à environ 1 % de la main-d'œuvre au moment de l'enquête susmentionnée (1998:79) — à noter que l'enquête pilote EMTE n'est pas représentative de l'ensemble de l'économie, seulement certaines industries sont choisies pour l'enquête pilote.

Cette estimation est conforme à une enquête menée en 1995 auprès d'employeurs québécois par DRHC et la SQDM; cette enquête a révélé 30 400 vacances, ce qui équivalait à environ 1,48 % des travailleurs rémunérés (ou à approximativement 1,14 % de la population active à l'époque). À l'intérieur des données relatives au Québec cependant, on a jugé que seulement 17 % des vacances exigeaient un niveau élevé de compétence, ce qui laisse entendre qu'une proportion également élevée de postes vacants représente un roulement normal des travailleurs entre les établissements. (Voir Roy et d'autres, 1996:40)<sup>12</sup>.

**GRAPHIQUE 2**  
**Taux de chômage et Indice de l'offre d'emploi :**  
**Canada, 1981 à 1999**



Si l'on convient que dans une économie dynamique certains postes sont toujours vacants à un moment ou à un autre et qu'il faudra peut-être du temps pour les doter, on pourrait vouloir faire la distinction d'une manière analytique entre les vacances « frictionnelles » et les vacances « structurelles ». La distinction empirique correspondante n'est pas facile à établir, mais les vacances de longue durée dans le cas de la main-d'œuvre qualifiée peuvent s'avérer une approximation raisonnable. Dans le cadre de l'EMTE, seulement trois vacances sur dix, ce qui correspondait à 0,3 % de la main-d'œuvre, n'avaient pas été comblées depuis quatre mois ou plus, une proportion relativement modeste (1998:79).

<sup>12</sup> À l'adresse [http://www.qc.hrhc-drhc/socio-97/mouevvre/anglais/sect\\_5/sect\\_5.html](http://www.qc.hrhc-drhc/socio-97/mouevvre/anglais/sect_5/sect_5.html) en figure un résumé.

### 2.3 *La relation entre l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage*

Statistique Canada produit depuis 1962<sup>13</sup> un « Indice de l'offre d'emploi », sur lequel on s'est fréquemment appuyé pour démontrer des tendances au niveau des vacances. Comme l'illustre le graphique 2, au fil du temps le déplacement de la courbe de l'Indice de l'offre d'emploi est presque parfaitement opposé à celui de la courbe du taux de chômage.

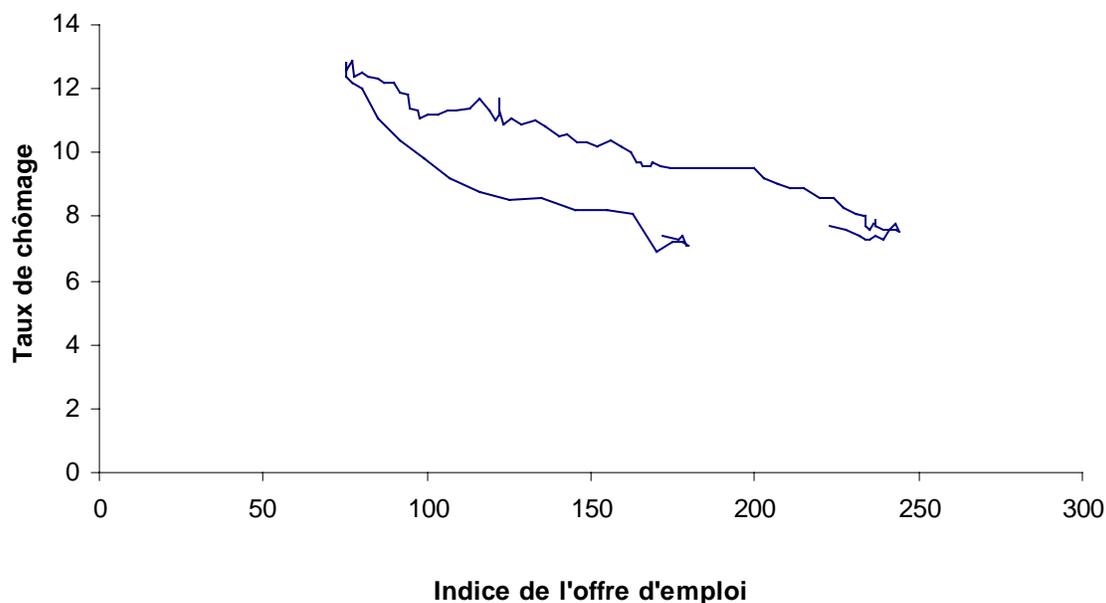
Dans un document rédigé en 1991, Gera et d'autres ont utilisé l'Indice de l'offre d'emploi pour soutenir que le chômage structurel avait augmenté dans les années 80. Utilisant la corrélation observée entre les calculs directs du nombre de postes vacants à partir de l'Enquête sur les postes vacants et l'IOE dans les années 70, ils ont conclu que l'Indice de l'offre d'emploi était une bonne approximation du nombre de postes vacants, mais que la relation entre l'IOE et le taux de chômage avait considérablement varié au cours de la période comprise entre 1966 et 1988. Le graphique 3 présente la relation observée au niveau des données mensuelles entre l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage au Canada de janvier 1981 à décembre 1989<sup>14</sup>.

---

<sup>13</sup> Deux séries statistiques ont été publiées, la première allant de janvier 1962 à décembre 1988 et la seconde, de janvier 1981 à aujourd'hui. Durant la période de chevauchement de 1981 à 1988, il y avait corrélation presque parfaite entre les deux séries. Voir ci-dessous.

<sup>14</sup> Gera et d'autres (1991) ont utilisé l'ancienne série de l'Indice de l'offre d'emploi, de 1966 à 1988, tandis que nous utilisons dans le présent document autant l'ancienne que la nouvelle série; le graphique 2 qui figure aux présentes est cependant essentiellement identique au panel du haut de leur graphique 1, tandis que le graphique 3 en reproduit le panel du bas.

**GRAPHIQUE 3**  
**La relation entre l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage :**  
**Canada, 1981 à 1989**

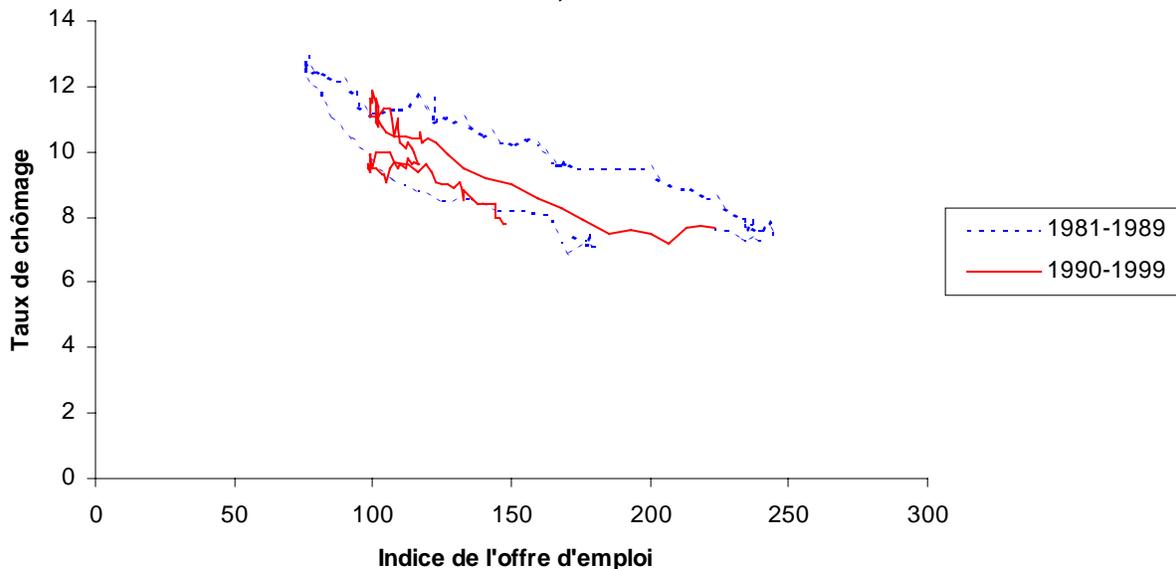


Comme l'indique le graphique 3, il semble y avoir eu un déplacement vers l'extérieur (un écartement) important de la relation entre l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage durant les années 80, ce que Gera et d'autres trouvaient révélateur de déséquilibres structurels croissants<sup>15</sup>. Les auteurs susmentionnés ont affirmé que les disparités croissantes entre les régions et que l'effet de stigmatisation du chômage de longue durée de plus en plus courant étaient responsables de cette augmentation des déséquilibres structurels<sup>16</sup>.

<sup>15</sup> Gera et d'autres (1991:44). Ils s'appuient aussi fortement sur la constatation d'une tendance temporelle statistiquement significative au niveau des estimations par régression de la relation entre l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage.

<sup>16</sup> Chose intéressante, ils rejettent les explications fondées sur la générosité du régime d'assurance-chômage, parce que les preuves laissent entendre que le régime d'a.-c. est devenu moins généreux dans les années 80 comparativement au milieu des années 70 et que de ce fait... la relation entre le chômage et les vacances devrait s'être déplacée vers l'intérieur (rapprochée), non pas vers l'extérieur (écartée), comme elle l'a fait en réalité (1991:22). De même, les lois sur la protection de l'emploi, les salaires minima et les taux de syndicalisation ont tendance « à tort » à expliquer les déséquilibres structurels à la hausse dans les années 80. Gera et d'autres concluent qu'une enquête sur les postes vacants aiderait les responsables de l'élaboration des politiques à analyser les mauvais jumelages croissants entre les postes vacants non dotés et les attributs des chômeurs. ... Il est possible que le coût de production de telles données ne dépasse pas celui de politiques erronées poursuivies sans les perspectives que pourraient fournir les données sur les postes vacants (1991:45).

**GRAPHIQUE 4**  
**La relation entre l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage :**  
**Canada, 1981 à 1999**



Qu'importe ce qui est arrivé à la relation entre l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage dans les années 80, les années 90 ont été jusqu'ici très différentes. Le graphique 4 ajoute des observations échelonnées de janvier 1990 à février 1999 à la relation déjà tracée au graphique 3. Il est clair que la relation entre le taux de chômage et l'Indice de l'offre d'emploi s'est tellement déplacée vers l'intérieur (rapprochée) durant les années 90 que son déplacement vers l'extérieur (son écartement) observé dans les années 80 a été entièrement inversé. Dès février 1999, la relation entre l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage était revenue, pour l'essentiel, au point où elle s'était située en 1981<sup>17</sup>.

Bien que les graphiques 2 et 3 puissent fortement suggérer un déplacement vers l'extérieur (un écartement), et ensuite vers l'intérieur (un rapprochement), de la courbe de Beveridge, les travaux originaux de Gera et d'autres (1991) s'appuyaient solidement sur la constatation économétrique d'une tendance temporelle positive et statistiquement significative au niveau des estimations de la relation entre le taux de chômage et l'Indice de l'offre d'emploi. Nous avons donc reproduit leur spécification et nous avons hiérarchisé l'hypothèse d'une tendance temporelle positive dans les années 80 à l'intérieur de la spécification élargie suivant laquelle il y a peut-être eu déplacement de la courbe de la tendance temporelle de la relation entre le taux de chômage et l'Indice de l'offre d'emploi dans les années 90. Nous présentons à l'annexe C les régressions complètes et au tableau 1 les tendances temporelles pertinentes.

<sup>17</sup> Ce qui semble (voir Gera et d'autres (1991:6)) essentiellement identique à la situation observée à la fin des années 70.

**TABLEAU 1**  
**Tendance temporelle au niveau de la courbe de Beveridge, 1981:01 à 1999:03**

	MCO pour le Canada		Groupement complet de toutes les provinces	
	Var. dép. = TAUX DE CHÔMAGE	Var. dép. = IOE	Var. dép. = TAUX DE CHÔMAGE	Var. dép. = IOE
<b>Spécification : temps et temps* années 90</b>				
TEMPS	0,0283	1,1061	0,0080	0,1828
(ratio t)	(8,66)	(20,05)	(2,09)	(6,62)
TEMPS* années 90	-0,0244	-0,9455	-0,0051	-0,0333
(ratio t)	(-9,01)	(-23,15)	(-2,01)	(-2,07)
<b>Spécification : temps et (temps)<sup>2</sup></b>				
TEMPS	0,04344	1,63380	0,04948	-0,13016*
(ratio t)	(17,53)	(18,87)	(7,40)	(-1,62)
(TEMPS) <sup>2</sup>	-0,00020	-0,00775	-0,00022	0,00116
(ratio t)	(-18,14)	(-20,52)	(-7,37)	(3,27)
Moment d'inflexion (Mois civil)	107 (1989:11)	105 (1989:09)	115 (1990:07)	sans objet
N	219		2190	

\* Non statistiquement significative à 10 %. S. o. (Sans objet). La tendance temporelle est établie mensuellement. Les spécifications complètes des variables explicatives incluent l'IOE et l'(IOE)<sup>2</sup> pour les équations des TAUXDECHÔMAGE et le TAUXDECHÔMAGE et le (TAUXDECHÔMAGE)<sup>2</sup> pour les équations des IOE, les variables fictives mensuelles et les variables fictives provinciales le cas échéant. Voir l'annexe C pour des résultats détaillés.

Le panel du haut du tableau 1 teste l'hypothèse d'un déplacement de la relation durant les années 90 en incluant un terme d'interaction, (un temps)\*(fictif s'il est supérieur à 1990). La tendance temporelle et le terme d'interaction sont très statistiquement significatifs, ce qui indique que la tendance temporelle positive des années 80 a été remplacée par une tendance négative dans les années 90. Cette spécification, bien qu'utile comme indicateur d'un déplacement qualitatif au niveau de la tendance temporelle de la courbe de Beveridge après 1990, a cependant l'inconvénient d'imposer un taux constant de changement au fil du temps, qui soudainement passe (à un moment spécifié par le chercheur) à un autre taux constant de changement. Il semblerait plus raisonnable d'affirmer que, s'il y avait un changement au niveau de la direction du déplacement de la courbe de Beveridge, ce changement revêtirait probablement la forme d'une décélération graduelle du déplacement vers l'extérieur (de l'écartement), qui serait suivi par un déplacement graduel vers l'intérieur (d'un rapprochement). Il semblerait aussi raisonnable de laisser les données spécifier le moment d'arrêt ou de fin d'un déplacement vers l'extérieur (d'un écartement) et de début d'un déplacement vers l'intérieur (d'un rapprochement).

Pour ces raisons (et parce qu'il s'adapte mieux), nous préférons les résultats résumés dans le panel du bas du tableau 1. Nous présentons des estimations pour lesquelles nous avons utilisé des données aux niveaux national et provincial et des techniques d'estimation des moindres carrés ordinaires (MCO) et des moindres carrés généralisés (MCG) pour les données des séries chronologiques transversales groupées, afin d'évaluer la solidité de nos conclusions. La

spécification quadratique hiérarchise la spécification linéaire et, de fait, le terme quadratique est très statistiquement significatif. Il est possible d'évaluer une fonction quadratique du temps à l'intérieur des périodes initiale et finale et de la régler pour le moment implicite d'inflexion de la fonction. Il est intéressant de constater que toutes les fonctions quadratiques estimées, sauf une, placent le moment d'inflexion (c'est-à-dire le mois durant lequel la courbe de Beveridge a cessé de se déplacer vers l'extérieur (de s'écarter) et a commencé à se déplacer vers l'intérieur (à se rapprocher)) dans une tranche très étroite qui se situait entre la fin de 1989 et le milieu de 1990.

#### **2.4 L'Indice de l'offre d'emploi et le nombre de vacances**

Même si les tendances au niveau de l'Indice de l'offre d'emploi peuvent être un bon indicateur des tendances au niveau des postes disponibles, l'IOE est cependant en soi un indice et non pas une mesure directe du nombre de vacances. Il reste à répondre à la question : « Combien y a-t-il actuellement de postes vacants sur le marché canadien du travail » On a cessé de calculer directement le nombre de vacances au Canada en 1978. Les graphiques 3 et 4 et les résultats des régressions résumés au tableau 1 indiquent toutefois que dès 1999 le rendement sur le plan du jumelage du marché canadien du travail était revenu au point d'où il était parti en 1981. Si c'est le cas, les données découlant de l'Enquête sur les postes vacants visant cette période peuvent alors encore être très appropriées pour prévoir le niveau des vacances sur le marché canadien du travail. (Voir la section 2.5 ci-dessous.)

Une autre méthodologie, proposée par Sharpe (1999) et par le Centre canadien du marché du travail et de la productivité (1988), consiste à utiliser l'Indice de l'offre de l'emploi comme facteur d'échelle prévoyant le changement en pourcentage au niveau des vacances et à supposer que le nombre de vacances était égal au nombre de chômeurs une année de référence donnée (1966). Cette méthodologie donne l'estimation voulant que les postes vacants non dotés totalisaient environ 2,3 % de la population active en 1998, ce qui équivalait à 30 % du chômage total<sup>18</sup>.

Cette estimation du nombre de vacances est en réalité supérieure à l'estimation établie par le Groupe Branham du taux de vacance en 1998 dans l'industrie des technologies de l'information et des télécommunications (TIC) (voir la section 2.1 ci-dessus), puisque ce nombre est exprimé sous forme de pourcentage de la population active. Environ le quart de la population active au Canada est constitué de chômeurs ou de travailleurs indépendants. Par conséquent, si l'on doit comparer l'estimation de 2,8 % établie par le Groupe Branham comme taux de vacance au taux de chômage (exprimé sous forme de pourcentage des employés) pour les entreprises de haute technologie, l'estimation de Sharpe correspond à 3,06 % des travailleurs rémunérés. [Autrement, si l'on doit comparer l'estimation du taux de vacance dans le secteur de la haute technologie au taux de chômage (qu'on calcule sous forme de proportion de la population active), il faut réduire l'échelle de l'estimation établie par le Groupe Branham à 2,15 % de la population active.]

On pourrait facilement penser cependant qu'il est improbable que le taux de vacance dans le reste de l'économie soit en réalité énormément *plus élevé* que dans le secteur de la haute technologie.

---

<sup>18</sup> Voir Torjman et Battle (1999:14).

## 2.5 *La relation entre le taux de vacance et l'Indice de l'offre d'emploi*

Si les changements au niveau de l'Indice de l'offre d'emploi constituent une bonne approximation des changements au niveau du taux de vacance, les données sur les vacances découlant de l'EPV peuvent être utiles pour établir le *niveau* des vacances. Notre approche comprend trois étapes : 1) puisque la méthodologie de l'Indice de l'offre d'emploi aujourd'hui en usage diffère un peu de celle qui était utilisée lorsque l'EPV a été menée, nous établissons la relation empirique entre l'« ancien » et le « nouvel » Indice de l'offre d'emploi (IOE); 2) nous estimons la relation entre les taux de vacance calculés à partir de l'EPV de 1971 à 1978 et l'ancien IOE [en neutralisant les variations saisonnières et les différences régionales, le taux d'activité et le taux d'emploi]; 3) nous prévoyons des taux de vacance dans les années 90.

### 2.5.1 *L'« ancien » et le « nouvel » Indice de l'offre d'emploi*

On établit la configuration de l'Indice canadien de l'offre d'emploi d'après un indice mis au point et publié par le Conference Board aux États-Unis. Le ministère des Finances a publié pour la première fois un indice canadien en 1973. Statistique Canada assume la responsabilité de son établissement et de sa publication depuis 1974. Notre analyse englobe les deux séries : l'« ancienne » série, qui inclut 1962 à 1988, et la « nouvelle » série, qui inclut la période ayant débuté en 1981.

On a établi l'ancien IOE en mesurant l'espace occupé par les colonnes des offres d'emploi publiées sous la rubrique des petites annonces de 18 journaux de 17 grandes régions métropolitaines. (Voir l'annexe B.) On a ensuite comparé l'espace occupé par les colonnes qu'on avait mesuré pour un mois donné à la moyenne de l'espace occupé par les colonnes chacun des mois correspondants l'année de référence et on l'a corrigé à l'aide des pondérations démographiques appropriées. On a collecté des données un samedi par mois, plus précisément le samedi qui correspondait à la semaine de référence pour l'Enquête sur la population active, ordinairement la semaine pendant laquelle se situait le 15<sup>e</sup> jour du mois. Lorsqu'on mesurait l'espace occupé par les offres d'emploi, on prenait soin d'exclure les titres et les articles spéciaux qui ne se rapportaient pas à des offres d'emploi. On a exclu les offres qui ne figuraient pas dans la rubrique des petites annonces [les rubriques intitulées « carrières » ou « débouchés », les annonces d'« emplois demandés ou recherchés » et les annonces concernant des carrières dans les journaux].

Depuis 1981, Statistique Canada publie une autre série, le « nouvel » IOE. On établit le nouvel indice à l'aide du nombre d'offres d'emploi parues dans la rubrique des petites annonces des journaux, plutôt qu'en mesurant l'espace occupé par les colonnes. Cela élimine les distorsions causées par la variation des dimensions des offres d'emploi entre les différents journaux à un moment donné ou par la modification du format et de la disposition de la rubrique des annonces classées des journaux au fil du temps. Le nombre de régions métropolitaines englobées a également augmenté, passant de 17 à 20, et le nombre de journaux également englobés a grimpé

de 18 à 22, ce qui améliore la représentation de la population tant au niveau national qu'au niveau régional<sup>19</sup>.

Étant donné que c'est l'ancien IOE qui chevauche l'EPV, une question se pose tout naturellement : Dans quelle mesure les deux séries se comparent-elles, compte tenu des différences méthodologiques? Heureusement, les deux séries se chevauchent entre janvier 1981 et décembre 1988 et les données établies à l'aide tant de l'ancienne méthode (aux termes de laquelle on mesurait l'espace occupé par les colonnes des offres d'emploi) et la nouvelle méthode (aux termes de laquelle on dénombre les offres d'emploi) sont disponibles pour ces huit années. Des recherches effectuées précédemment montrent que les deux séries se suivent très étroitement au niveau national, malgré leur méthodologie différente. En faisant passer les deux séries d'un retard qui pouvait atteindre jusqu'à cinq mois à une avance qui pouvait atteindre jusqu'à huit mois, Hagggar-Guenette (1988) a constaté que le coefficient de corrélation croisée entre les deux séries allait de 0,86 à 0,99. Lorsqu'on relie les deux séries au ratio emploi-population ou au taux de chômage, on constate des coefficients de corrélation croisée très similaires pour chacune des deux séries.

Pour examiner davantage la relation entre les deux séries, nous appliquons une base de référence commune aux deux, ce qui rajuste la nouvelle série à l'année de référence 1981<sup>20</sup>. Notre analyse au niveau national, ainsi qu'au niveau régional confirme que les deux séries se suivent en effet à la trace très étroitement.

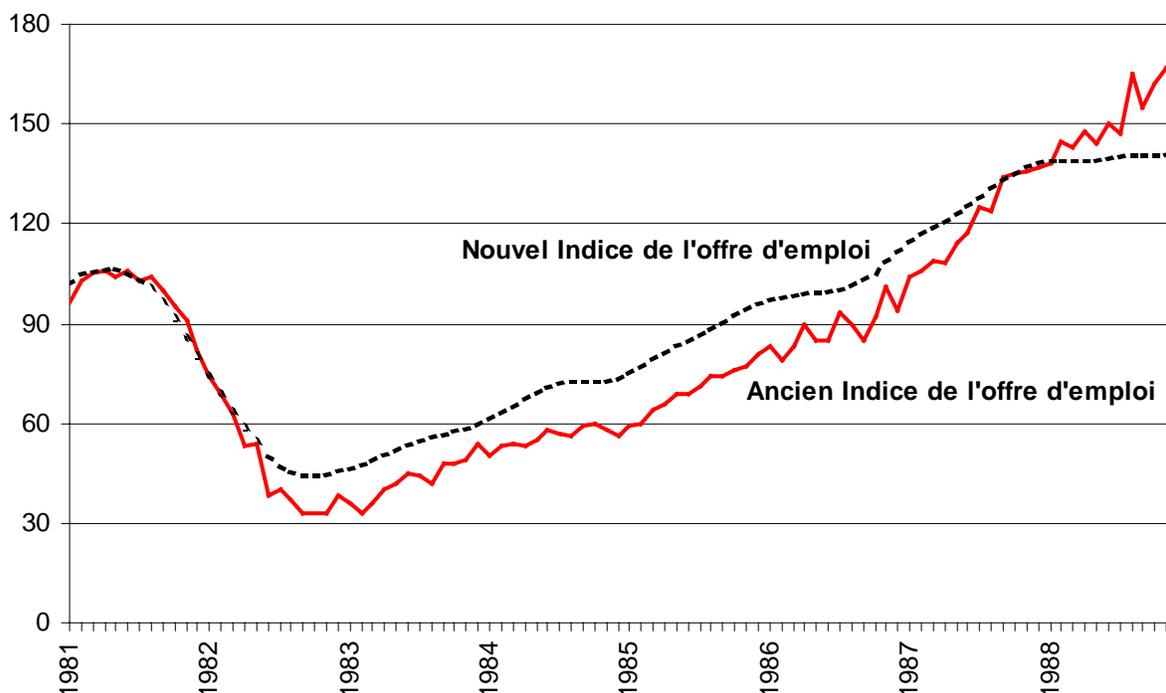
- Les données brutes mensuelles au niveau national montrent que les deux séries suivent presque une configuration identique (voir le graphique 5), leur coefficient de corrélation étant de 0,98.
- Lorsque nous calculons la régression de l'ancien IOE en nous fondant sur le nouvel Indice de l'offre d'emploi rajeuni sans terme constant, nous obtenons un coefficient de 0,96 au niveau national et un ratio t égal à 82 (le nombre d'observations = 96).
- Lorsque nous groupons les données mensuelles des cinq régions et que nous calculons la régression de l'ancien IOE en nous fondant sur le nouvel Indice d'offre d'emploi rajeuni sans terme constant, les MCO donnent un coefficient de 0,93 et un ratio t égal à 137, tandis que les MCG du groupement complet donnent un coefficient de 0,97 et un ratio t égal à 65 (le nombre d'observations = 480).

---

<sup>19</sup> Mentionnons parmi les autres différences que les données à l'intérieur de la nouvelle série sont des estimations des tendances cycliques, ce qui élimine la composante irrégulière découlant d'une série chronologique et adoucit ainsi les données désaisonnalisées, et que les estimations pour les trois mois les plus récents sont des estimations préliminaires, pouvant faire l'objet de révisions. Des détails sur l'établissement de la nouvelle série sont fournis dans la publication n° 71-204 au catalogue de Statistique Canada, Indice de l'offre d'emploi – 1988.

<sup>20</sup> Dans les données originales, l'année de référence est 1981 pour l'ancienne série et 1996 pour la nouvelle.

**GRAPHIQUE 5**  
**L'ancien c. le nouvel Indice de l'offre d'emploi, Canada, 1981:01 à 1988:12**



### 2.5.2 Modélisation des taux de vacance

La deuxième étape consiste à estimer la relation entre les postes vacants calculée à partir de l'EPV et l'ancien IOE (de même qu'un ensemble d'indicateurs du marché du travail) de 1971 à 1978. Poussés par la disponibilité des taux de vacance (les données trimestrielles) et l'ancien IOE (les données régionales), nous groupons les données trimestrielles des cinq régions et nous estimons deux modèles des MCG du groupement complet :

- 1) le taux de vacance en tant que fonction de l'ancien IOE, le taux d'activité (le taux d'act.) et le taux d'emploi (le taux d'emp.)<sup>21</sup>, ce qui neutralise les variations trimestrielles (saisonniers), ainsi que régionales;
- 2) le taux de vacance en tant que fonction de l'ancien IOE seul, ce qui neutralise encore une fois les variations trimestrielles, ainsi que régionales.

<sup>21</sup> Pour l'IOE, on calcule une moyenne trimestrielle à partir des données mensuelles. Depuis 1976, on calcule le taux d'activité et le taux d'emploi à partir de données tirées de la base de données CANSIM de Statistique Canada. Pour la période ayant précédé 1976, on établit ces taux à l'aide de données tirées de la publication n° 71-201 au catalogue de Statistique Canada, *Statistiques chronologiques sur la population active – 1993*. Parce que les données originales se situent au niveau provincial, mais que nous avons besoin de données régionales dans notre estimation, nous agrégeons chaque série sur la population, la population active et l'emploi au niveau régional et nous calculons les taux en conséquence. En d'autres mots, le taux d'activité et le taux d'emploi utilisés dans notre analyse sont pondérés au niveau des provinces, au lieu d'être de simples moyennes provinciales. Nous produisons ensuite des données trimestrielles en prenant les moyennes mensuelles régionales.

Ces modèles sont estimés avec et sans variable fictive pour la tendance temporelle, établie trimestriellement, à titre de variable explicative additionnelle, ce qui entraîne au total quatre spécifications estimées.

L'Enquête canadienne sur les postes vacants a débuté en 1971 et a cessé après 1978. Elle était menée deux fois par mois par sondages auprès d'employeurs qui représentaient environ 90 % de tous les emplois et englobaient tous les secteurs industriels sauf l'agriculture, la pêche et le trappage, les services d'entretien domestique et la composante autre que civile de l'administration publique et la défense. L'une des caractéristiques du plan d'échantillonnage était la rotation de l'échantillon pour éviter d'imposer un fardeau indu de déclaration aux répondants. L'échantillon revêtait la forme de deux sous-échantillons répétés pour fournir des estimations de variances simples fondées sur les différences entre les deux sous-échantillons. La population des unités déclarantes de postes vacants (UDPV) était divisée en cinq secteurs : EE – 1, qui se composait des établissements commerciaux de 20 employés ou plus; EE – 2, qui se composait des établissements commerciaux de 19 employés ou moins; des établissements d'enseignement et autres établissements; des administrations fédérale et provinciales; des administrations municipales<sup>22</sup>.

On définissait les postes vacants dans le cadre de l'EPV par analogie avec le chômage, c'est-à-dire que les postes ouverts devaient respecter quatre critères : 1) être immédiatement disponibles; 2) être des postes pour lesquels les employeurs avaient entrepris, dans les quatre semaines qui avaient précédé la date de référence, certaines mesures de recrutement bien précises [comme les avoir annoncés, avoir communiqué avec les Centres de main-d'œuvre du Canada, avoir effectué des entrevues sans rendez-vous, etc.]; 3) être vacants pendant toute la journée de

---

<sup>22</sup> À l'intérieur de chaque secteur, la population des UDPV a été stratifiée par endroit, branche d'activité et taille. À l'intérieur de chaque strate, on a attribué aux UDPC un nombre donné de panels et à l'intérieur d'un panel, deux sous-panels. Les désignations des sous-panels contrôlaient la répétition des échantillons mentionnée précédemment. Des détails sur le plan d'échantillonnage sont fournis dans la publication n° 71-203 au catalogue de Statistique Canada, Rapport annuel sur les postes vacants – 1978. Des remarques détaillées sur les questions de conception et de définition figurent dans Ostry et Sunter (1970). Dans le cadre de l'EPV, les postes vacants ont été groupés en trois catégories : toutes les vacances (pour des postes à temps plein, occasionnels, à temps partiel, saisonniers et temporaires); les vacances pour des postes à temps plein (d'une durée minimale de quatre pleines semaines normales de travail ou un plein mois normal de travail) et les vacances de plus longue durée (pour des postes à temps plein qui n'avaient pas été dotés depuis un mois ou plus). Nous utilisons dans notre analyse la catégorie toutes les vacances. On mesurait dans le cadre de l'enquête susmentionnée le nombre de postes vacants non dotés à six moments pendant le trimestre pour lesquels on établissait une moyenne afin de fournir des estimations trimestrielles. On sélectionnait une courte période de référence (une journée) pour que les répondants se souviennent plus facilement des vacances. Ainsi, la meilleure façon d'interpréter les estimations consistait à les considérer comme une approximation du niveau général des vacances une journée donnée du trimestre. On obtenait des estimations du nombre de vacances en multipliant les totaux du nombre de vacances dans différentes catégories de réponses à l'intérieur de chaque strate à l'aide de pondérations appropriées pour n'importe quel niveau désirable (comme l'ensemble du Canada, une province bien précise, une branche d'activité bien définie ou une profession particulière). On obtenait ensuite les taux de vacance en exprimant le nombre de vacances par millier de postes qui existaient. La publication n° 71-521 au catalogue de Statistique Canada, L'Enquête canadienne sur les postes vacants : annexe technique, renferme une description détaillée de la procédure d'estimation.

référence et 4) être accessibles à des gens de l'extérieur de l'établissement. Certains types de postes ouverts ont donc été exclus : i) les postes pour lesquels la date d'entrée en fonction se situait ultérieurement et qui n'étaient, par conséquent, pas immédiatement disponibles, ii) les postes pour lesquels aucune mesure de recrutement n'avait été prise ou pour lesquels on avait cessé de prendre des mesures de recrutement quatre semaines avant le jour de référence, iii) les postes qui pouvaient être immédiatement dotés à partir d'une liste d'attente de l'employeur ou du syndicat et qui n'étaient donc pas vacants durant toute la journée de référence et iv) les postes auxquels seuls les employés de l'entreprise (qui y travaillaient ou qui avaient été temporairement mis en disponibilité par l'entreprise) avaient accès et auxquels, par conséquent, des gens de l'extérieur de l'établissement n'avaient pas accès.

Le tableau 2 renferme des statistiques sommaires sur les variables clés et les résultats des régressions des MCG du groupement complet pour les quatre spécifications susmentionnées du modèle de taux de vacance à partir du premier trimestre de 1971 jusqu'au dernier trimestre de 1978<sup>23</sup>. Toutes choses étant égales par ailleurs, les taux de vacance augmentent généralement lorsque l'Indice de l'offre d'emploi et le taux de chômage augmentent, mais diminuent lorsque l'activité (sur le marché du travail) est plus élevée. La saisonnalité est également évidente; les taux de vacance sont plus élevés le printemps et l'été (le deuxième et le troisième trimestre). Il y a aussi des variations régionales; les taux de vacance sont plus faibles au Canada atlantique et au Québec qu'en Ontario, mais plus élevés dans les provinces des Prairies et en Colombie-Britannique. Lorsqu'on laisse tomber les variables explicatives que sont le taux d'emploi et le taux d'activité, on obtient des résultats similaires pour le lien entre le taux de vacance et l'Indice de l'offre d'emploi.

---

<sup>23</sup> Nous avons aussi établi des régressions des MCO au niveau national, ainsi qu'au niveau régional-groupé et obtenu des résultats similaires. À noter que dans la colonne 4 du tableau 2 le coefficient négatif statistiquement significatif pour la tendance temporelle laisserait entendre que le taux de vacance dépendant de l'IOE a tendance à diminuer au fil du temps. Cela laisserait également entendre que notre estimation des taux de vacance dans le second panel des tableaux 3 et 4 sont des surestimations.

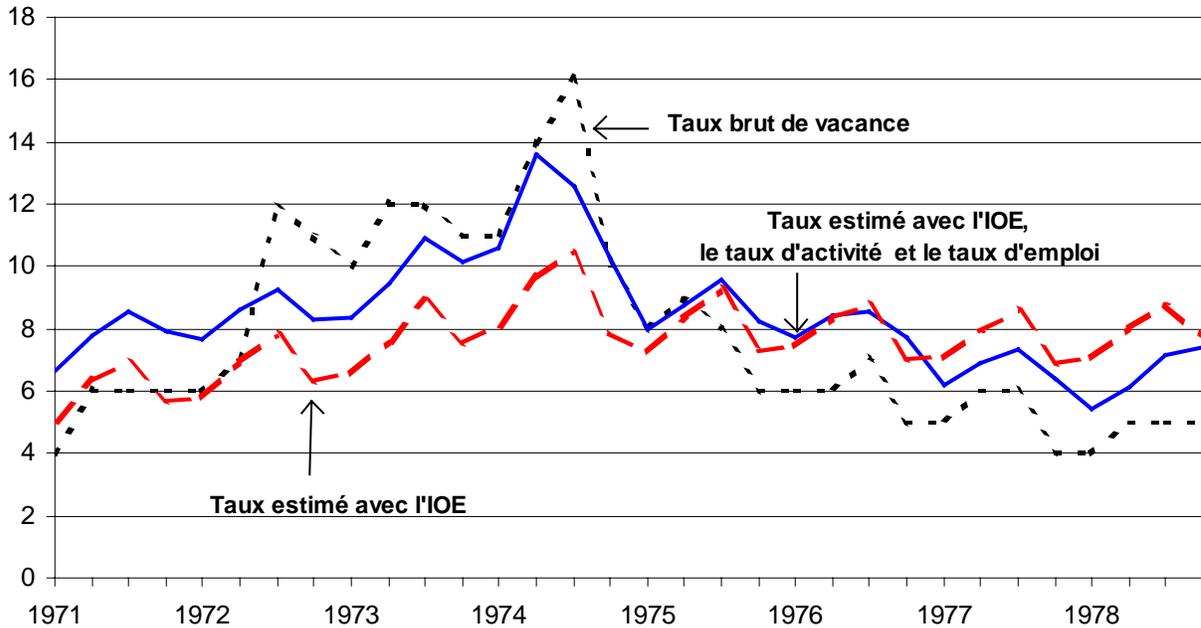
**TABLEAU 2**  
**Statistiques sommaires et résultats des régressions des MCG du groupement complet**  
**relatifs aux taux de vacance**

Variable	Statistiques sommaires			
	Moyenne			Écart-type
Taux de vacance	7,681			3,710
Indice de l'offre d'emploi	73,454			29,558
Taux d'activité	59,566			4,507
Taux d'emploi	92,804			2,342
N	160			
Variable explicative	Résultats des régressions (Var. dép. = Taux de vacance)			
	Coefficient (1)	Coefficient (2)	Coefficient (3)	Coefficient (4)
Indice de l'offre d'emploi	0,0732 (6,01)	0,0744 (5,97)	0,0579 (3,29)	0,0818 (5,78)
Taux d'activité	-0,3598 (-2,99)	-0,1416 (-0,84)		
Taux d'emploi	0,8423 (6,47)	0,6996 (4,13)		
T2	0,7393 (1,58)	0,4739 (1,00)	0,9885 (3,18)	0,9926 (3,01)
T3	1,4942 (2,30)	1,0065 (1,49)	1,6042 (4,42)	1,7240 (4,53)
T4	-0,5954 (-1,31)	-0,6101 (-1,35)	0,1024 (0,32)	0,2805 (0,82)
Temps		-0,0718 (-1,48)		-0,1979 (-5,80)
Atlantique	-2,7520 (-1,60)	-0,9978 (-0,52)	-2,0370 (-1,00)	-2,3332 (-2,91)
Québec	-3,5989 (-2,48)	-2,8402 (-1,89)	-3,6179 (-1,28)	-4,1992 (-2,88)
Prairies	2,4352 (2,20)	2,7115 (2,39)	2,6858 (1,35)	3,5515 (2,78)
C.-B.	1,8009 (2,63)	2,1327 (3,04)	0,6393 (0,38)	1,3169 (1,73)
Constant	-54,4930 (-3,36)	-53,6010 (-3,19)	2,5237 (1,59)	4,3071 (3,76)

Nota : Les ratios t asymptotiques sont indiqués entre parenthèses.

Le graphique 6 représente le taux brut de vacance comparativement aux taux estimés à l'aide des résultats des régressions évalués au niveau national et montre que les deux spécifications (l'IOE seul et l'IOE avec le taux d'activité et le taux d'emploi) modélisent en réalité assez bien le taux de vacance (en supposant qu'il n'y ait pas de tendance temporelle à la baisse).

**GRAPHIQUE 6**  
**Taux brut c. taux estimés de vacance, Canada, 1971:I à 1978:IV**



**2.5.3 Établissement de prévisions relatives aux postes vacants pour les années 80 et pour les années 90**

La troisième et dernière étape consiste à utiliser des données qui existent sur le nouvel IOE, les taux d'activité et les taux d'emploi afin de prévoir les postes vacants pour les années 80 et pour les années 90. Plus précisément, les deux spécifications du modèle de taux de vacance dans les colonnes 1 et 3 du tableau 2 sont les suivantes<sup>24</sup> :

- 1)  $TAUXDEVACANCE = -54,493 + 0,0732 * ANCIENIOE - 0,3598 * TAUXD'ACTIVITÉ + 0,8423 * TAUXD'EMPLOI + 0,7393 * T2 + 1,4942 * T3$  et
- 2)  $TAUXDEVACANCE = 2,5237 + 0,0579 * ANCIENIOE + 0,9885 * T2 + 1,6042 * T3$ .

Le calcul de la régression de l'ancien IOE pour le nouvel IOE rajeuni sans terme constant à l'aide d'une régression des MCG du groupement complet pour les données mensuelles groupées des cinq régions de 1981 à 1988 nous donne la relation suivante :

3)  $ANCIENIOE = 0,9662 * NOUVELIOERAJEUNI$  (t = 65,2 , N = 480).

<sup>24</sup> Si à la colonne 4 elle est statistiquement significative, la variable fictive temps à la colonne 2 n'est pas significative. Nous n'utilisons pas dans nos prévisions les résultats relatifs aux spécifications avec la variable fictive temps comme variable explicative additionnelle. Étant donné que nos prévisions sont évaluées au niveau national, les variables fictives régionales n'entrent pas dans la fonction prévision.

Pour obtenir l'espérance conditionnelle du taux de vacance, nous substituons l'équation 3 à l'intérieur des équations 1 et 2, ce qui nous donne :

$$4) \text{ TAUXDEVACANCE} = -54,493 + 0,0732 * (0,9662 * \text{NOUVELIOERAJEUND}) + 0,3598 * \text{TAUXD'ACTIVITÉ} + 0,8423 * \text{TAUXD'EMPLOI} + 0,7393 * T2 + 1,4942 * T3 \text{ et}$$

$$5) \text{ TAUXDEVACANCE} = 2,5237 + 0,0579 * (0,9662 * \text{NOUVELIOERAJEUND}) + 0,9885 * T2 + 1,6042 * T3.$$

Le tableau 3 présente les taux de vacance ajustés à l'aide des équations prédictives 4 et 5 pour le Canada et pour 1981:I à 1998:IV<sup>25</sup>.

**TABLEAU 3**  
**Postes vacants prévus par 1 000 emplois, Canada, 1981:I à 1998:IV**

	Vacances prévues (1)					Vacances prévues (2)				
	I	II	III	IV	Moyenne	I	II	III	IV	Moyenne
1981	7,1	8,2	8,4	5,9	7,4	8,3	9,4	9,7	7,3	8,7
1982	3,4	2,0	1,1	-0,4	1,5	6,4	6,6	6,7	5,0	6,2
1983	-1,4	0,2	2,0	1,7	0,6	5,2	6,4	7,2	5,8	6,1
1984	0,8	2,0	3,3	2,5	2,2	6,0	7,4	8,2	6,6	7,0
1985	1,8	3,5	5,1	4,7	3,8	6,8	8,1	9,1	7,8	7,9
1986	4,1	5,4	6,5	6,2	5,6	8,0	9,1	9,8	8,6	8,9
1987	5,5	7,4	9,0	9,0	7,7	9,0	10,4	11,4	10,2	10,2
1988	8,4	9,6	10,2	9,6	9,4	10,3	11,3	12,0	10,4	11,0
1989	8,8	9,7	10,5	9,2	9,6	10,5	11,5	11,9	10,1	11,0
1990	7,6	7,9	7,0	4,3	6,7	9,6	9,9	9,7	7,2	9,1
1991	1,7	2,5	3,3	2,3	2,4	6,6	7,4	7,9	6,2	7,0
1992	0,6	1,3	1,9	1,1	1,2	5,9	6,8	7,4	5,8	6,5
1993	0,7	1,4	2,2	1,7	1,5	5,9	6,9	7,5	5,9	6,5
1994	1,0	2,4	3,7	3,5	2,7	6,1	7,1	7,9	6,4	6,9
1995	2,6	3,6	4,2	3,5	3,5	6,3	7,2	7,6	5,9	6,8
1996	2,2	3,1	3,7	3,1	3,0	5,8	6,8	7,4	6,0	6,5
1997	2,9	4,2	5,4	5,1	4,4	6,3	7,5	8,3	6,9	7,3
1998	4,5	5,8	6,6	6,0	5,8	7,0	8,2	8,9	7,3	7,9

Nota : Vacances (1) prévues suivant l'équation 4; vacances (2) prévues suivant l'équation 5.

<sup>25</sup> Comme nous l'avons mentionné précédemment, on calcule les moyennes trimestrielles à partir des données mensuelles et parce que nous établissons des prévisions au niveau original, chaque série sur la population, la population active et l'emploi est agrégée au niveau régional à partir des données provinciales et les taux sont calculés en conséquence, c'est-à-dire que le taux d'activité et que le taux d'emploi utilisés dans nos prévisions sont pondérés au niveau des provinces, au lieu d'être de simples moyennes provinciales.

Les taux de vacance prévus au tableau 3 sont exprimés sous forme de fractions de l'emploi total. Nous sommes cependant intéressés à savoir ce qui serait arrivé au niveau du taux de chômage si toutes les vacances avaient été comblées. Il est donc plus utile d'exprimer les vacances sous forme de fraction de la population active (qui est le dénominateur pour le taux de chômage) afin qu'elle se compare aux gens actuellement sans travail. Le tableau 4 présente donc les vacances prévues sous forme de fraction de la population active. Puisque l'EPV n'englobait pas le secteur des travailleurs indépendants, le facteur approprié utilisé afin d'ajuster les prévisions devrait être le taux d'emploi rémunéré pour l'année indiquée (comme 75 % de la population active en 1998).

**TABLEAU 4**  
**Vacances prévues par 1 000 membres de la population active, Canada, 1981:I à 1998:IV**

	Vacances prévues (1)					Vacances prévues (2)				
	I	II	III	IV	Moyenne	I	II	III	IV	Moyenne
1981	5,6	6,6	6,8	4,7	5,9	6,6	7,6	7,9	5,8	7,0
1982	2,7	1,5	0,9	-0,3	1,2	4,9	5,1	5,1	3,8	4,7
1983	-1,0	0,1	1,6	1,3	0,5	3,8	4,8	5,5	4,4	4,6
1984	0,6	1,6	2,6	1,9	1,7	4,5	5,6	6,3	5,0	5,4
1985	1,3	2,6	4,0	3,6	2,9	5,1	6,2	7,0	6,0	6,1
1986	3,1	4,2	5,1	4,9	4,3	6,1	7,0	7,7	6,7	6,9
1987	4,3	5,8	7,1	7,1	6,1	6,9	8,1	9,0	8,0	8,0
1988	6,6	7,6	8,1	7,6	7,5	8,0	8,9	9,5	8,3	8,7
1989	6,9	7,8	8,4	7,3	7,6	8,3	9,2	9,6	8,1	8,8
1990	6,0	6,2	5,5	3,3	5,3	7,5	7,9	7,6	5,6	7,2
1991	1,3	1,9	2,5	1,7	1,9	5,0	5,7	6,1	4,7	5,4
1992	0,5	1,0	1,5	0,8	0,9	4,4	5,1	5,6	4,4	4,9
1993	0,5	1,0	1,7	1,3	1,1	4,4	5,1	5,6	4,5	4,9
1994	0,8	1,8	2,8	2,7	2,0	4,5	5,4	6,0	4,9	5,2
1995	1,9	2,7	3,2	2,7	2,6	4,7	5,5	5,9	4,5	5,1
1996	1,6	2,3	2,8	2,3	2,3	4,3	5,1	5,6	4,5	4,9
1997	2,1	3,1	4,0	3,8	3,3	4,6	5,6	6,2	5,2	5,4
1998	3,4	4,4	5,0	4,6	4,3	5,2	6,2	6,7	5,6	5,9

Nota : Vacances (1) prévues suivant l'équation 4; vacances (2) prévues suivant l'équation 5. Les deux séries sont ajustées à l'aide du taux d'emploi rémunéré.

**TABLEAU 5**  
**Estimations des taux de vacance**

<b>Auteur/date</b>	<b>Méthodologie</b>	<b>Base de sondage</b>	<b>Vacances/ employés</b>	<b>Vacances/ PA</b>
Groupe Branham 1998	Enquête - 34 entreprises y ont répondu	Entreprises de TIC de premier plan [TIC=2,7 % de la population active]	2,87 %	2,15 %*
Sharpe 1999	D'après l'hypothèse voulant que le nombre de vacances = le nombre de chômeurs en 1966; mise à jour suivant l'IOE	Population active au Canada		2,3 %
Statistique Canada Enquête sur le milieu de travail et les employés 1996	Échantillon aléatoire stratifié d'entreprises - 748 répondants	Échantillon représentatif d'entreprises canadiennes (voir l'annexe D)	1 %	0,75 %*
Osberg et Lin 1999	Mise à l'échelle pour l'EPV suivant l'Indice de l'offre d'emploi	Travailleurs canadiens rémunérés	0,58 % à 0,79 %	0,43 % à 0,59 %
DRHC/SQDM 1995	Enquête	Employeurs québécois (qui avaient 5 employés ou plus)	1,48 %	1,14 %

\* Le taux de vacance a été à l'origine calculé sous forme de pourcentage de la main-d'œuvre rémunérée, réduit proportionnellement à l'aide d'un facteur de 0,75 pour refléter le pourcentage de la population active totale constitué par les travailleurs rémunérés.

### **3. Conclusion**

On peut entre autres choses conclure à partir de tout ce qui précède que le concept du chômage structurel est inévitablement faux, que les vacances sont une idée trop problématique et trop difficile à mesurer empiriquement pour qu'on calcule jamais avec précision le total « des postes disponibles ». Si c'est le cas, il est alors impossible de mesurer la composante structurelle du chômage indépendamment du total agrégé du chômage que l'hypothèse d'un mauvais jumelage structurel cherche à expliquer, ce qui fait que le débat devient clairement tautologique. Dans ce cas, on devrait bannir l'expression « chômage structurel » du vocabulaire des économistes pour le remplacer par les expressions plus exactes « chômage prévu » (lorsqu'on entend le niveau prévu de chômage dépendant d'une relation structurelle estimée) ou « chômage moyen de longue durée » (lorsque c'est ce qu'on entend).

On ne sait cependant pas clairement pourquoi il est par nature plus difficile de mesurer une « vacance » du côté entreprises du marché du travail que de mesurer « le chômage » du côté

travailleurs du marché. Après tout, étant donné que les entreprises emploient généralement plusieurs travailleurs, l'entreprise moyenne est plus souvent que le travailleur moyen engagée dans le processus de recherche<sup>26</sup>. Des deux côtés du marché, une vacance non comblée est coûteuse et les participants à l'activité sur le marché du travail sont incités à admettre et à corriger la situation, de telle sorte que les entreprises le savent effectivement en général lorsqu'il existe des vacances. Même si pour les travailleurs autant que pour les entreprises estimer quand une recherche est sérieuse et à quel taux de salaire un jumelage serait acceptable peut créer une certaine ambiguïté, il ne semble y avoir aucune raison de supposer que les employeurs soient moins à même que les travailleurs de répondre à des questionnaires d'enquête ou moins honnêtes qu'eux quand ils répondent à de tels questionnaires.

On calcule couramment en fait le nombre de vacances dans certains pays. Dans un certain nombre d'entre eux, on utilise des données administratives sur les services de placement, étant donné qu'à l'intérieur de certains contextes, ces données fournissent un portrait plus détaillé du marché du travail que cela serait le cas au Canada. Aux Pays-Bas, par exemple, depuis 1973, on effectue régulièrement auprès des employeurs une enquête (pour laquelle on a apporté en 1980 et en 1988 des révisions au questionnaire utilisé à cette fin). Voir van Bastelaer et Laan (1994).

Il est important de calculer le nombre de vacances pour la conception des politiques micro-économiques visant le marché du travail et l'établissement de politiques macro-économiques. Une conclusion est peut-être qu'il est temps de se procurer de meilleures données relatives au nombre de vacances sur le marché canadien du travail. L'Enquête sur le lieu de travail et les employés offrira de l'information sur les vacances de longue durée et permettra d'approfondir nos connaissances dans ce domaine. Comme nous l'avons noté à la section 2.1, on utilise maintenant les statistiques sur « les pénuries de main-d'œuvre » à l'intérieur du débat d'orientations, mais le problème, c'est que ce sont souvent de très mauvaises statistiques, qui peuvent être assez trompeuses.

L'idée clé qui sous-tend le concept du « chômage structurel » en économie du travail, c'est que certaines personnes sans travail ne peuvent accepter les *postes disponibles* parce qu'elles ne possèdent pas les compétences appropriées, ou parce qu'elles ne se trouvent pas au bon endroit. Nous nous sommes donc attachés dans le présent document à rechercher des preuves du nombre de vacances non comblées dans l'économie canadienne. Puisque certaines vacances sont attribuables à un roulement normal, et sont rapidement comblées, le nombre de postes vacants doit être considéré comme une limite supérieure de l'étendue du chômage structurel, mais, de toute façon, le taux de vacance n'est pas élevé.

---

<sup>26</sup> Il n'est peut-être pas nécessaire, ni pour les entreprises ni pour les travailleurs, d'effectuer une recherche explicite afin d'amorcer un jumelage emploi-travailleur. Les travailleurs peuvent passer directement du statut d'exclu du marché du travail à un emploi, s'ils sont directement approchés par un employeur (voir Osberg, 1993) et les entreprises peuvent de la même façon créer une vacance pour un travailleur prometteur (voir Granovetter, 1974). Tant les entreprises que les travailleurs peuvent toutefois aussi s'identifier lorsqu'elles et lorsqu'ils recherchent activement un jumelage.

D'après les résultats d'enquêtes menées en 1995 et en 1996 sur les marchés québécois et canadien du travail, le taux de vacance correspondait alors à environ à 1,14 % et 0,75 %, respectivement, de la population active. Nous avons soumis dans le présent document des preuves selon lesquelles la courbe canadienne de Beveridge s'est déplacée vers l'intérieur (s'est rapprochée), durant les années 90, après s'être déplacée vers l'extérieur (s'être écartée) durant les années 80. Les preuves découlant de l'EPV sont donc pertinentes. Si on les projette aux années 90, ces preuves indiquent que le taux de vacance va de 0,4 % à 0,6 % de la population active.

Dans une économie dynamique, certains secteurs se développent toujours plus vite que d'autres et ont de la difficulté à assurer le jumelage emplois-travailleurs à cause de leur crise de croissance. Même s'il peut y avoir dans le secteur de « la haute technologie » un taux de vacance atteignant jusqu'à 2,8 % des employés (l'équivalent de 2,2 % de la population active), ce secteur est très limité, c'est-à-dire qu'il représente une très petite proportion de l'emploi total, et son taux de vacance est certainement beaucoup plus élevé que celui observé dans l'ensemble de l'économie.

Pour en revenir à la question posée, c'est-à-dire au titre du document, « Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel? », au moment de sa rédaction (en avril 1999), d'après les meilleures preuves dont nous disposons, moins du huitième du taux national de chômage pouvait être attribué à un mauvais jumelage structurel entre les compétences demandées pour les postes qui étaient disponibles et les compétences que possédaient les chômeurs.

## Annexe A

### Définitions du chômage structurel

Bien que l'expression « chômage structurel » figure dans le glossaire de nombreux textes portant sur l'économie, les définitions proposées diffèrent considérablement dans leur formulation, et souvent dans leur fond.

1. « Taux de chômage structurel » (voir « taux de chômage naturel »). « Le taux de chômage auquel les décisions en matière de prix et de salaires se rejoignent ». Olivier Blanchard and Angelo Melino (1998), Macroeconomics: First Canadian Edition, p. G5-6, Prentice Hall Canada, Toronto.
2. On appelle « chômage structurel » le chômage de longue durée et chronique qui existe même lorsqu'il n'y a pas de récession économique. Andrew Abel, Ben Bernanke and Gregor Smith (1995), Macroeconomics: Canadian Edition, p. 6, Addison Wesley Publishers Ltd.
3. « Du chômage structurel » survient lorsqu'il existe un mauvais jumelage entre les compétences demandées et celles offertes dans un secteur donné ou un déséquilibre entre l'offre et la demande de travailleurs dans tous les secteurs. Ron Ehrenberg and Robert Smith (1997), Modern Labour Economics: Theory and Public Policy, Addison Wesley Publishers, Don Mills (Ontario).
4. « Du chômage structurel » se produit parce qu'au lieu d'avoir un seul marché du travail, nous avons un grand nombre de sous-marchés pour des postes particuliers qui s'accompagnent de compétences et de titres professionnels spécialisés... il est donc possible, voire normal, qu'il y ait coexistence d'un nombre de vacances dépassant celui des travailleurs en chômage sur certains marchés et d'un nombre de travailleurs dépassant celui des vacances sur d'autres marchés. Les vacances et les chômeurs ne peuvent se réunir et s'annuler, mais peuvent simplement coexister. On qualifie ordinairement le chômage qui en découle de « structurel ». Lloyd G. Reynolds, Stanley Masters and Colletta Moser (1998), Labour Economics and Labour Relations (11<sup>e</sup> édition), Prentice Hall, New Jersey.
5. Même si le nombre de postes équivaut à celui des travailleurs prêts à offrir leurs services, il peut y avoir des travailleurs en chômage s'il y a « mauvais jumelage » entre les types de travailleurs demandés et le type fourni... On appelle ordinairement le chômage qui en découle du « chômage structurel ». Chris Bruce (1995), Economics of Employment and Earnings: A Canadian Perspective, p. 572, Nelson Canada.
6. Le mauvais jumelage entre les compétences des chômeurs et l'endroit où se trouvent ces derniers et les caractéristiques des postes vacants entraîne du « chômage structurel ». Morley Gunderson and Craig Riddell (1988), Labour Market Economics: Theory, Evidence and Policy in Canada (2<sup>e</sup> édition), McGraw-Hill Ryerson, Toronto.
7. « Chômage structurel : chômage de longue durée découlant de changements structurels au niveau de la nature de la demande de main-d'œuvre qui exige une certaine forme de transformation de l'offre de main-d'œuvre ». Sylvia Ostry and Mahmood Zaidi (1972) Labour Economics in Canada (2<sup>e</sup> édition), p. 130, Macmillan of Canada, Toronto.

La définition du chômage structurel fondée sur « un mauvais jumelage » est également adoptée par Stephen Peitchinis (1970), Canadian Labour Economics: An Introductory Analysis (McGraw-Hill, Toronto) et par J.T. Montague (1970), Labour Markets in Canada: Processes and Institutions, Prentice Hall, Scarborough. Chose intéressante, à cette époque, on qualifiait l'approche « structurelle » du chômage d'un peu suspecte, parce qu'elle avait d'abord pris forme dans l'esprit d'administrateurs, plutôt que de chercheurs universitaires (Montague, 1970:140). Montague se montre assez sceptique au sujet de la possibilité de faire clairement la distinction entre le chômage structurel et le chômage provoqué par une insuffisance de la demande et la remarque de Peitchinis selon laquelle : « les économistes ne s'entendent pas sur la signification/la portée du chômage structurel » (1970:255).

La définition du chômage structurel fondée sur « un mauvais jumelage » a l'avantage particulier de permettre de calculer de façon indépendante une limite supérieure du niveau de chômage « structurel », si l'on peut trouver des données sur les vacances (« les postes disponibles »). Il est clairement tautologique d'affirmer que des niveaux en permanence élevés de chômage ont un caractère « structurel », si l'on définit le chômage structurel comme étant du chômage permanent. Définir le chômage structurel comme étant du chômage « d'équilibre » a l'inconvénient de négliger complètement l'étendue du chômage frictionnel dans le cadre de la recherche d'emploi de courte durée (pour lequel des politiques micro-économiques entièrement différentes visant le marché du travail sont appropriées). Il est difficile également d'évaluer ce qu'un chômage d'équilibre pourrait être (ou ce que pourrait être cet équilibre, s'il y en a plus d'un).

La confusion au niveau de l'utilisation de l'expression « chômage structurel » peut en partie découler du fait que les économétriciens (comme Johnston (1972), Econometric Methods, McGraw-Hill p. 4) ont longtemps parlé de la « forme structurelle » de modèles macro-économiques. On peut utiliser une estimation d'un modèle du chômage global pour prévoir un niveau de chômage qu'il serait possible de qualifier de « structurel », c'est-à-dire le taux de chômage prévu par les paramètres structurels du modèle et la valeur actuelle des variables exogènes. Il est clair, par exemple, que le FMI a souvent utilisé l'expression « chômage structurel » en ce sens (voir Eswar Prasad, « The Canadian Labour Market --- Developments, Prospects and Policy », Working Paper 94/97, ou Caroline Van Rijckeghem, « Endogeneity in Structural Unemployment Equations: The Case of Canada », Working Paper 93/94.)

L'équation d'estimation du chômage structurel pourrait bien cependant inclure les effets de nombre d'influences qui n'ont rien à voir avec des « postes disponibles » non dotés, des variables comme des variables fictives saisonnières, le taux de chômage aux États-Unis, le pourcentage de la population active constitué par les jeunes, etc. Même si l'on rencontre le même mot (structurel), il s'agit d'un concept fondamentalement différent du concept de « mauvais jumelage », mais lorsqu'on ne le reconnaît pas, les spécialistes de l'analyse macro-économique peuvent souvent passer avec désinvolture d'une signification du terme « structurel » à une autre.

**Annexe B**  
**Journaux englobés dans l'Enquête sur l'Indice de l'offre d'emploi**

<b>Région</b>	<b>Journaux</b>
Atlantique :	L'Evening Telegram, de St. John's, le Guardian, de Charlottetown, le Chronicle Herald, de Halifax, le Telegraph Journal, de Saint John, et le Times and Transcript*, de Moncton
Québec :	Le Soleil, de Québec, La Tribune, de Sherbrooke, la Gazette, de Montréal, La Presse, de Montréal, Le Droit, d'Ottawa-Hull, et le Citizen*, d'Ottawa-Hull
Ontario :	Le Droit, d'Ottawa-Hull, le Citizen*, d'Ottawa-Hull, le Toronto Star, le Hamilton Spectator, le London Free Press et le Sudbury Star*
Prairies :	Le Winnipeg Free Press, le Regina Leader Post, le Saskatoon Star Phoenix*, l'Edmonton Journal et le Calgary Herald
C.-B. :	Le Vancouver Sun et le Victoria Times Colonist

\* Ajoutés à la nouvelle série.

**Annexe C**

**Taux estimatif de chômage et équations de l'Indice de l'offre d'emploi, 1981:01 à 1999:03**

Var. indép.	MCO pour le Canada		Groupement complet de toutes les provinces	
	Var. dép. = TAUX DE CHÔMAGE	Var. dép. = IOE	Var. dép. = TAUX DE CHÔMAGE	Var. dép. = IOE
Coordonnée à l'origine	13,5470	414,1400	11,2990	96,2730
	(20,89)	(12,03)	(13,46)	(26,95)
IOE	-0,0461		-0,0259	
	(-5,50)		(-2,62)	
(IOE) <sup>2</sup>	0,00004		0,00002	
	(1,61)		(0,79)	
TAUX DE CHÔMAGE		-53,5930		-0,2278
		(-6,09)		(-1,68)
(TAUX DE CHÔMAGE) <sup>2</sup>		2,0556		0,0055
		(3,79)		(1,30)
TEMPS	0,0283	1,1061	0,0080	0,1828
	(8,66)	(20,05)	(2,09)	(6,62)
TEMPS* Années 90	-0,0244	-0,9455	-0,0051	-0,0333
	(-9,01)	(-23,15)	(-2,01)	(-2,07)
FÉVRIER	-0,1413	-2,5236	-0,1002	0,2067
	(-0,60)	(-0,44)	(-1,48)	(0,51)
MARS	0,1151	0,8891	0,2842	0,3767
	(0,49)	(0,16)	(3,12)	(0,69)
AVRIL	-0,3368	-6,6175	-0,1912	0,2801
	(-1,41)	(-1,14)	(-1,80)	(0,44)
MAI	-1,1169	-21,6660	-1,3533	0,2588
	(-4,67)	(-3,66)	(-11,71)	(0,37)
JUIN	-1,5729	-31,8470	-2,1389	0,0781
	(-6,58)	(-5,31)	(-17,69)	(0,11)
JUILLET	-1,4330	-28,8790	-1,7282	-0,3221
	(-5,99)	(-4,84)	(-14,08)	(-0,44)
AOÛT	-1,1679	-23,6850	-2,0801	-0,0085
	(-4,88)	(-4,00)	(-17,14)	(-0,12)
SEPTEMBRE	-1,6821	-34,6490	-2,4520	-0,0967
	(-7,03)	(-5,77)	(-21,02)	(-0,14)
OCTOBRE	-1,6272	-33,7670	-2,3457	0,0112
	(-6,79)	(-5,63)	(-21,73)	(0,17)
NOVEMBRE	-1,2507	-26,5260	-1,5152	0,1097
	(-5,22)	(-4,48)	(-16,13)	(0,19)
DÉCEMBRE	-1,0150	-22,1030	-1,3442	-0,0681
	(-4,23)	(-3,76)	(-18,91)	(-0,16)

(suite)

**Annexe C (suite)**

**Taux estimatif de chômage et équations de l'Indice de l'offre d'emploi, 1981:01 à 1999:03**

Var. indép.	MCO pour le Canada		Groupement complet de toutes les provinces	
	Var. dép. = TAUX DE CHÔMAGE	Var. dép. = IOE	Var. dép. = TAUX DE CHÔMAGE	Var. dép. = IOE
T.-N.			10,8970 (18,68)	31,2820 (7,79)
Î.-P.-É.			7,5123 (8,05)	43,5840 (9,03)
N.-É.			4,6528 (8,52)	26,0620 (4,44)
N.-B.			5,3926 (9,24)	21,5480 (6,31)
QUÉ.			3,0938 (7,37)	-17,8890 (-5,85)
MAN.			-0,3770 (-0,85)	-9,0641 (-4,94)
SASK.			-0,8110 (-1,81)	8,9991 (4,37)
ALB.			-0,2195 (-0,47)	-2,6682 (-1,23)
C.-B.			2,5192 (3,54)	27,7450 (3,64)
N		219		2190

(suite)

**Annexe C (suite)**

**Taux estimatif de chômage et équations de l'Indice de l'offre d'emploi, 1981:01 à 1999:03**

Var. indép.	MCO pour le Canada		Groupement complet de toutes les provinces	
	Var. dép. = TAUX DE CHÔMAGE	Var. dép. = IOE	Var. dép. = TAUX DE CHÔMAGE	Var. dép. = IOE
Coordonnée à l'origine	12,45800	420,55000	10,30900	109,61000
	(26,06)	(11,22)	(13,38)	(23,27)
IOE	-0,04349		-0,02937	
	(-7,25)		(-3,32)	
(IOE) <sup>2</sup>	0,00006		0,00003	
	(3,02)		(0,93)	
TAUX DE CHÔMAGE		-42,95600		-0,14755
		(-4,52)		(-1,14)
(TAUX DE CHÔMAGE) <sup>2</sup>		0,66296		0,00355
		(1,14)		(0,86)
TEMPS	0,04344	1,63380	0,04948	-0,13016
	(17,53)	(18,87)	(7,40)	(-1,62)
(TEMPS) <sup>2</sup>	-0,00020	-0,00775	-0,00022	0,00116
	(-18,14)	(-20,52)	(-7,37)	(3,27)
FÉVRIER	-0,12736	-3,81820	-0,09329	0,36756
	(-0,74)	(-0,61)	(-1,44)	(1,05)
MARS	0,14637	4,54700	0,31272	0,55487
	(0,85)	(0,73)	(3,60)	(1,18)
AVRIL	-0,37432	-12,05200	-0,15977	0,51780
	(-2,14)	(-1,90)	(-1,58)	(0,94)
MAI	-1,13840	-36,32800	-1,34470	0,48277
	(-6,52)	(-5,63)	(-12,26)	(0,80)
JUIN	-1,57650	-50,65100	-2,15150	0,28723
	(-9,03)	(-7,75)	(-18,79)	(0,45)
JUILLET	-1,41850	-45,41900	-1,73390	-0,19086
	(-8,12)	(-6,98)	(-14,93)	(-0,30)
AOÛT	-1,13490	-36,21100	-2,08750	-0,04877
	(-6,50)	(-5,61)	(-18,18)	(-0,77)
SEPTEMBRE	-1,62970	-52,20300	-2,47130	-0,29312
	(-9,33)	(-7,97)	(-22,41)	(-0,48)
OCTOBRE	-1,55530	-49,77500	-2,36860	-0,02226
	(-8,90)	(-7,61)	(-23,21)	(-0,40)
NOVEMBRE	-1,15790	-36,97800	-1,52300	0,17226
	(-6,63)	(-5,73)	(-17,17)	(0,35)
DÉCEMBRE	-0,90264	-28,73800	-1,33240	0,13921
	(-5,17)	(-4,48)	(-20,01)	(0,38)

(suite)

**Annexe C (fin)**

**Taux estimatif de chômage et équations de l'Indice de l'offre d'emploi, 1981:01 à 1999:03**

Var. indép.	MCO pour le Canada		Groupement complet de toutes les provinces	
	Var. dép. = TAUX DE CHÔMAGE	Var. dép. = IOE	Var. dép. = TAUX DE CHÔMAGE	Var. dép. = IOE
T.-N.			10,86700 (19,63)	33,55000 (5,27)
Î.-P.-É.			7,44260 (8,41)	45,90000 (9,35)
N.-É.			4,63480 (9,69)	31,09100 (6,24)
N.-B.			5,34520 (9,29)	21,17000 (4,66)
QUÉ.			2,97630 (6,87)	-16,95000 (-3,07)
MAN.			-0,48063 (-1,13)	-9,51140 (-4,48)
SASK.			-0,86860 (-1,97)	15,58500 (2,58)
ALB.			-0,22044 (-0,50)	-2,94100 (-1,12)
C.-B.			2,65800 (3,63)	34,49400 (3,70)
N		219		2190

Nota : Les ratios t asymptotiques sont indiqués entre parenthèses.

**Annexe D**  
**Combinaisons industrie/province de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés de 1996**

Industrie/province	Établissements		Emploi	
	Taille de l'échantillon	Estimation de la population	Taille de l'échantillon	Estimation de la population
Exploitation forestière et services forestiers, mines, carrières et puits de pétrole, Québec et Colombie-Britannique	58	3,430	152	68,092
Industries manufacturières à forte intensité de recherche, Canada	78	4,709	243	219,135
Industries manufacturières à fortes économies d'échelle, Ontario	73	4,586	115	349,477
Transport, entreposage et commerce de gros, Manitoba, Saskatchewan et Alberta	71	14,352	241	241,646
Commerce de détail et services commerciaux, Manitoba et Saskatchewan	46	11,897	130	235,200
Finance et assurance, Québec	39	3,316	149	118,465
Services immobiliers et agences d'assurances, Ontario	66	12,699	162	103,375
Services aux entreprises, Alberta	42	3,251	139	72,563
Construction, toutes les régions sauf le Manitoba, la Saskatchewan et l'Alberta	48	34,915	36	150,594
Communications et autres services publics, Canada	47	503	158	361,557
Enseignement et services de soins de santé, provinces de l'Atlantique et Québec	38	100	125	229,410
Industries manufacturières de produits de biens différenciés, Canada	75	1,735	148	162,939
Autre	67	19,447	162	307,519
<b>Total</b>	<b>748</b>	<b>114,940</b>	<b>1,960</b>	<b>2,619,972</b>

Source : Statistique Canada/DRHC (1998), Un milieu de travail en évolution : Résultats de l'Enquête pilote sur le lieu de travail et les employés, Ottawa, n° 71-583 au cat.

## ***Références***

- Abel, A.B., B. Bernanke and G.W. Smith (1999), Macroeconomics: Second Canadian Edition, Addison-Wesley, Don Mills, Ontario
- Boothby, D. (1995), COPS: A Revised Demand Side, Ottawa : Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, document technique T-95-4.
- Branham Group Incorporated (1999), IT Skills Shortage in Canada - A Snapshot, rapport préparé pour l'Association canadienne de la technologie de l'information, 4 février 1999, texte photocopie (disponible à partir du site Web de l'Association - [www.itac.ca](http://www.itac.ca)).
- Burdett, K. and E. Cunningham (1994), « The Duration of a Vacancy », dans Measurement and Analysis of Job Vacancies: An International Comparison (1994), pages 147 à 168, J. Muysken (éditeur).
- Dupasquier, C., A. Guay, and P. St-Amant (1997), « A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap », document de travail de la Banque du Canada 97-05, février 1997.
- Evans, M. (1999), « High Tech Sector Expected to Add 30,000 Jobs in Two Years », The Globe and Mail: Report on Business, 10 février 1999, p. B8.
- Gera, S., S. Rahman et J. Arcand (1991), « Les déséquilibres structurels sur les marchés du travail au Canada », document de travail n° 18, Conseil économique du Canada, Ottawa, 1991.
- Greater Halifax Partnership (1997), Listening to Business 1997, Halifax Regional Municipality, avril 1997, texte photocopie.
- Haggard-Guenette, C. (1988), « The 'Old' and the 'Revised' Help-Wanted Index: A Comparison », Indice de l'offre d'emploi – 1988, 33 à 35, Ottawa : Statistique Canada, n° 71-204 au cat.
- Hamilton, T. (1999), « Tech Skill Shortage Hurts Firms », Report On Business, The Globe and Mail, 19 janvier 1999, p. B8.
- Henson, H. and C. Newton (1996), « Tools and Methods for Identifying Skill Shortages: A Cross-Country Comparison », document technique T-96-3E, Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines Canada, Ottawa.
- Jackson, A. (1998), « The NAIRU and the Macroeconomic Policy in Canada », Congrès du travail du Canada, Ottawa, 1998, texte photocopie.

- Muysken, J. (1994), Measurement and Analysis of Job Vacancies: An International Comparison, Avebury Press, Aldershot, Royaume-Uni, 1994.
- Nova Knowledge (1998), Nova Scotia's Knowledge Economy Report Card: 1998, texte polycopié, Halifax, 1998 (<http://www.novaknowledge.ns.ca>).
- Nova Scotia Labour Market Development Secretariat (1999a), Toward an Integrated Labour Market Framework: A Consultation with Nova Scotia's Labour Market Partners, résumé, Halifax, 1999.
- Nova Scotia Labour Market Development Secretariat (1999b), Toward an Integrated Labour Market Framework: A Consultation with Nova Scotia's Labour Market Partners, rapport principal, Halifax, février 1999.
- Ostry, S. and A. Sunter (1970), « Definitional and Design Aspects of the Canadian Job Vacancy Survey », Journal of the American Statistical Association, 65 (septembre), 1059-70.
- Reid, F. and N. Meltz (1979), « Causes of Shifts in the Unemployment-Vacancy Relationship: An Empirical Analysis for Canada », Review of Economics and Statistics, 61 (3), 470-75.
- Rothschild, K. (1993), Employment, Wages and Income Distribution: Critical Essays in Economics, Routledge, Londres et New York, 1993.
- Roy, R., H. Henson et C. Lavoie (1996), « Pénuries de main-d'œuvre qualifiée au Canada », Direction générale de la recherche appliquée, Développement des ressources humaines Canada, R-96-8E, Ottawa.
- Sargent, T. and M. Sheikh (1996), « The Natural Rate of Unemployment: Theory, Evidence and Policy Implications », Division des études économiques et de l'analyse de la politique, ministère des Finances, Ottawa, août 1996.
- Statistique Canada, Statistiques chronologiques sur la population active – 1993, Ottawa : n° 71-201 au cat.
- Statistique Canada, Indice de l'offre d'emploi – 1988, Ottawa : n° 71-204 au cat.
- Statistique Canada, Indice de l'offre d'emploi – 1987, Ottawa : n° 71-204 au cat.
- Statistique Canada, Rapport annuel sur les postes vacants – 1978, Ottawa : n° 71-203 au cat.
- Statistique Canada, L'Enquête canadienne sur les postes vacants : annexe technique, Ottawa : n° 71-521 au cat.
- Statistique Canada (1998), Un milieu de travail en évolution : Résultats de l'Enquête pilote sur le lieu de travail et les employés, Ottawa : n° 71-583 au cat.

Torjman, S. and K. Battle (1999), Good Work: Getting It and Keeping It, Caledon Institute of Social Policy, Ottawa, février 1999.