

Article

« Le taux de chômage structurel au Québec : un bilan du dernier quart de siècle »

Denis Guindon

L'Actualité économique, vol. 67, n° 3, 1991, p. 325-355.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602041ar>

DOI: 10.7202/602041ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

LE TAUX DE CHÔMAGE STRUCTUREL AU QUÉBEC : UN BILAN DU DERNIER QUART DE SIÈCLE*

Denis GUINDON

*Commission de la santé et de la sécurité du travail
Québec*

RÉSUMÉ — Cette étude analyse les causes des fluctuations du chômage au Québec depuis 1962, selon l'âge et le sexe. Elle se distingue des autres en ce qu'elle ne fait pas l'hypothèse que la composante structurelle du taux de chômage des hommes adultes soit demeurée constante dans le temps. De plus, elle innove par la construction d'un indice de la tension conjoncturelle qui tient compte explicitement de l'interdépendance entre le marché des biens et le marché du travail, en recourant à la Loi d'Okun. Ceci donne lieu à un système d'équations qui est réestimé jusqu'à convergence des résultats. En plus des facteurs structurels tenus en compte dans une étude précédente (changements dans la composition de la population active, le salaire minimum relatif, l'indice de la générosité du programme d'assurance-chômage et la rémunération relative du secteur public), l'auteur examine la possibilité que les taux marginaux d'imposition, les taxes sur la masse salariale et la dispersion de l'emploi aient affecté le taux de chômage. Les résultats indiquent que chacune des variables structurelles ayant affecté le taux de chômage des jeunes et des femmes a aussi, quoique dans une moindre mesure, affecté le taux de chômage des hommes adultes. L'impact des variables démographiques sur la composante structurelle du taux de chômage d'ensemble apparaît donc avoir été fortement surestimé dans les études précédentes. Toutefois, l'impact du salaire minimum et celui de l'assurance-chômage sont très semblables. Finalement, la fiscalité ressort comme étant un facteur dominant de l'évolution de la composante structurelle des taux de chômage.

ABSTRACT — *Structural Unemployment Rate in Québec.* This study analyses the causes of unemployment fluctuations in Québec since 1962 according to age and sex. It is different from other studies because it does not make the assumption that the structural component of the prime age male unemployment rate has been constant over time. Moreover, this study innovates by building a cyclical tightness index which explicitly takes account of the interdependence between the goods and the labor market, introducing the Okun's Law. That gives an equation system which is re-estimated until the results converge. In addition to the structural factors appearing in an earlier study (variations of the labor force composition,

* L'auteur remercie Jean-Pierre Aubry de la Banque du Canada, ainsi que deux lecteurs anonymes, pour leurs commentaires utiles. Le contenu de cette recherche n'engage nullement la CSST, et les conclusions du document doivent être considérées comme la seule responsabilité de l'auteur.

the relative minimum wage, the generosity index of the unemployment insurance program and the relative earnings in the public sector), the author examines the possibility that marginal tax rates, payroll tax and employment dispersion have affected the unemployment rate. The results shows that each of the structural variables having affected youth and female unemployment rates, has affected the adult male unemployment too, although in a less manner. Then, it looks like the impact on the demographic variables on the structural component of the overall unemployment rate has been strongly overestimated in earlier studies. However, the impact of the minimum wage and that of the unemployment insurance are very similar. Lastly, the fiscal variables turn out to be an important factor in the structural component of unemployment rates.

INTRODUCTION

La connaissance du niveau actuel et prévisible du taux de chômage non accélérationniste est essentielle, tant à la détermination d'un objectif réaliste de taux de chômage pour les années à venir, qu'au choix des politiques économiques qui devront être mises en œuvre pour atteindre l'objectif visé. Cette étude constitue la première étape d'une recherche ayant pour but d'évaluer le niveau de ce taux de chômage au Québec. Elle identifie les causes de l'augmentation du taux de chômage non accélérationniste et fournit une estimation de la contribution de chacune d'entre elles à son augmentation.

Les résultats de cette étude permettront de construire un indicateur de la tension exercée sur le marché du travail qui soit à l'abri des modifications structurelles qui y sont survenues. Dans une deuxième étape, on pourra alors déterminer le niveau du taux de chômage non accélérationniste en incorporant cet indice fidèle de la tension sur le marché du travail dans une équation du taux de croissance des salaires.

Dans le cadre de cette étude, on va plus précisément estimer l'importance relative des principaux déterminants de l'évolution, au cours de ces vingt-cinq dernières années, des taux d'activité et des taux de chômage au Québec répartis en quatre catégories âge-sexe. Quelques études ont été effectuées sur les causes du chômage au Québec¹. La présente étude, tout comme celle de Boisvert (1981), se distingue des autres en ce qu'elle ne fait pas l'hypothèse que la composante structurelle du taux de chômage des hommes adultes soit demeurée constante tout au long de ce dernier quart de siècle. À ce sujet, cette étude innove par la construction d'un indice de la tension conjoncturelle qui tient compte explicitement de l'interdépendance entre le marché des biens et le marché du travail², en recourant à la Loi d'Okun, et en réestimant tout le système d'équations jusqu'à la convergence des résultats. De plus, en estimant les équations de taux d'activité, on peut par la même occasion

1. Voir à ce sujet Cousineau (1979), Guindon (1982) et Fortin (1983).

2. À titre d'exemple, Gosselin (1980) et Aubry-Lecavalier (1983) mesuraient la tension conjoncturelle sur le marché des biens, Fortin-Phaneuf (1979) sur le marché du travail, et Guindon (1981) ainsi que Boisvert (1981) sur le marché des biens dans le cas du taux de chômage des hommes adultes et avec le taux de chômage des hommes adultes corrigé de ses mouvements structurels pour les autres groupes démographiques.

extraire la composante cyclique des parts de la population active ainsi que des variables démographiques. Finalement, au rang des variables explicatives dont on tente de vérifier la contribution à l'évolution de la composante structurelle des taux de chômage, en plus des variables traditionnelles de salaire minimum relatif, de générosité du programme de l'assurance-chômage et de changement de la composition de la population active, viennent s'ajouter le taux marginal implicite d'imposition du revenu de travail et le taux marginal implicite des taxes sur la masse salariale. On accorde de plus une attention particulière à la littérature récente qui suggère que la dispersion de l'emploi serait une des sources majeures des fluctuations du taux de chômage³.

La première section présente le modèle. On trace donc les grandes lignes de l'approche retenue, on discute des valeurs alternatives de départ du *GAP* sur le marché des biens et on dresse un tableau des modifications structurelles survenues sur le marché du travail québécois. La deuxième section livre les résultats des estimations de tout le système d'équations selon les valeurs alternatives du *GAP* et traite de leur capacité d'explication ainsi que de leur convergence. Finalement, la troisième section brosse un tableau des impacts des variables structurelles, évalue la sensibilité conjoncturelle des taux de chômage et montre l'évolution du taux de chômage structurel.

1. LE MODÈLE

Le bien-fondé de la démarche économétrique employée dans cette étude repose sur l'interdépendance entre les concepts de PIB potentiel et de taux de chômage non accélérationniste (*UN*). La notion de PIB potentiel retenue ici représente le niveau de production, en termes réels, que peut atteindre l'économie du Québec en utilisant, non pas à pleine capacité, mais bien rationnellement sa main-d'œuvre et son stock de capital. Par utilisation rationnelle de la main-d'œuvre, on entend comme Wachter et Perloff (1978), un niveau suffisant pour que ceux et celles qui désirent travailler aux conditions prévalant sur le marché du travail puissent le faire, et en même temps, un niveau d'utilisation qui ne soit pas excessif de sorte qu'il ne génère pas de goulots d'étranglement et d'inflation salariale. En conséquence, l'économie atteint sa production potentielle lorsque le marché du travail se situe au taux de chômage non accélérationniste.

Or, la concordance entre l'équilibre du marché des biens et l'équilibre du marché du travail est décrite explicitement par la Loi d'Okun : pour une production potentielle donnée et un taux de chômage non accélérationniste donné, une réduction de l'écart entre la production réalisée et la production potentielle réduira le taux de chômage observé, ainsi, si $GAP = 0$, alors $U = UN$. Étant donné qu'on doit connaître le *UN* pour déterminer le PIB potentiel, et vice-versa, on va procéder à une résolution simultanée des équations de chômage et de la relation d'Okun,

3. Voir à ce sujet Lilien (1982) et Samson (1985).

en extirpant des premières le taux de chômage standardisé (US), et en résolvant cette dernière équation pour le PIB potentiel⁴.

Les estimations présentées dans cet article sont donc celles de la dernière itération d'un système d'équations récursives dont une version simplifiée est présentée au tableau 1. On se doit ici de débiter par l'estimation des équations de taux d'activité des quatre groupes démographiques pour deux raisons. Ces estimations nous permettent de standardiser les taux d'activité (TAS), la population active (AS) et les parts de chaque groupe démographique dans la population active (as). Or, cette opération est nécessaire puisque les taux d'activité des divers groupes démographiques n'ont pas la même sensibilité cyclique, et que leur part dans la population active sera utilisée pour calculer le taux de chômage standardisé agrégé. De plus, cette étape permet d'éviter les problèmes de rétroaction simultanée entre les variables démographiques et les taux de chômage. On procède par la suite à l'estimation des équations de chômage des quatre catégories âge-sexe, et ce, toujours selon les valeurs alternatives de départ du GAP . Il nous est alors possible de calculer les taux de chômage standardisés de chaque groupe (US_i) ainsi que le taux de chômage standardisé d'ensemble (US). La boucle est fermée par l'estimation de la Loi d'Okun, qui met en relation chacun des $GAPs$ de départ avec le US qu'il a généré, puisqu'il en découle une nouvelle valeur pour chacun des $GAPs$ ($G\hat{a}P$) qui sera utilisée à l'itération suivante.

TABLEAU 1
SYSTÈME D'ÉQUATIONS CONSTITUANT UNE ITÉRATION

$\ln(TA_i) = a_0 + a_1 * GAP + \sum_m a_{2m} * Z_m + e_i$	(1)
$TAS_i = TA_i * EXP(-\hat{a}_1 * GAP)$	(2)
$AS_i = TAS_i * P_i / 100$	(3)
$as_i = AS_i / \sum AS_i$	(4)
$\ln(100 - U_i) = b_0 + b_1 * GAP + \sum_n b_{2n} * X_n + v_i$	(5)
$US_i = 100 - EXP(\hat{b}_0 + \sum_n \hat{b}_{2n} * X_n)$	(6)
$US = \sum_i as_i * US_i$	(7)
$GAP^i = c * (U - US) + r_i$	(8)
$G\hat{a}P = \hat{c} * (U - US)$	(9)
où P_i	population du groupe i
Z	ensemble des autres facteurs influençant les taux d'activité
X	ensemble des autres facteurs influençant les taux de chômage
e, v et r	erreur aléatoire.

4. Pour éviter le recours à une équation de salaires, on va court-circuiter le problème en utilisant dans la Loi d'Okun US au lieu de UN , c'est-à-dire un taux de chômage qui évolue selon la composante structurelle du taux de chômage, mais dont le niveau, évalué lorsque le GAP sur le marché des biens égale zéro, peut être inférieur ou supérieur à UN . Il s'agit donc d'un taux de chômage non accéléracionniste à une constante près.

Tout le système d'équations est alors réestimé jusqu'à ce que deux critères soient respectés : pour chacune des équations de chômage le changement de la somme des carrés des résidus est d'au plus 3 % et en moyenne sur une base annuelle le taux de chômage standardisé diffère de moins de 1 % avec celui du tour précédent⁵.

La forme fonctionnelle des équations de chômage utilisée pour les fins de l'analyse de régression nous est suggérée par Clark et Summers (1979). En supposant, comme eux, que l'offre et la demande de travail soient de forme exponentielle, on en déduit que le logarithme du taux d'emploi de la population active $\ln(1 - U_t)$ dépend linéairement du niveau des variables explicatives. Dans le cas des équations de taux d'activité, c'est aussi le logarithme de la variable endogène qui est mis en relation linéaire avec le niveau des variables explicatives.

Toutes ces estimations furent effectuées sur une base trimestrielle et couvrent la période 1962-1987. Comme il s'agit de données brutes, on introduit dans chaque équation une constante pour chaque trimestre. De plus, toutes les variables démographiques dont la construction implique la connaissance de l'un ou l'autre des taux d'activité, ainsi que les variables explicatives susceptibles d'être influencées par les cycles économiques ont été standardisées avant d'être utilisées comme variables indépendantes. Notons finalement qu'on a eu recours aux moindres carrés généralisés lorsque le coefficient d'autocorrélation des erreurs était significativement différent de zéro.

1.1 Valeurs alternatives de départ du GAP

Pour générer des valeurs de départ pour le GAP sur le marché des biens, on a évalué le taux de croissance tendancielle du PIB (exprimé en \$ de 1981) en tenant compte que ce rythme de croissance s'est ralenti durant la période d'observation : le taux de croissance annuel voisinait 5 % de 1961 à 1972, alors qu'il a été d'environ 3 % de 1973 à 1987. En ce qui concerne la vitesse avec laquelle le rythme de croissance a diminué, il sera dicté par les résultats de régressions glissantes. Finalement, afin de ne pas surestimer (sous-estimer) le taux de croissance tendancielle du PIB lorsque le début de la période d'estimation est une année de récession (expansion) et la fin de la période d'estimation une année d'expansion (récession), on doit introduire dans l'équation un indicateur de la demande.

Pour s'assurer que le GAP sur le marché des biens québécois ne soit pas le reflet de cet indicateur de la demande, on a estimé le taux de croissance du PIB avec deux valeurs alternatives du GAP sur le marché des biens canadiens⁶. De plus, on a utilisé deux séries différentes de régressions glissantes pour générer les

5. $\left[\frac{\sum_{i=1962}^{1987} [US(i) - US(i-1)]^2 / 26}{\text{MEAN}[US(i-1)]} \right]^{1/2} < 1\%$ où i = l'itération en

cours.

6. $\ln(\text{PIB}_{\text{pot}}) = p_0 + p_1 * \text{KGAP}_1 + p_2 * T$ où T représente la tendance, KGAP_1 la dernière version de l'écart au PIB potentiel utilisé par la Direction de l'analyse des politiques fiscales du ministère des Finances du Canada, et KGAP_2 leur estimation précédente.

taux de croissance intermédiaires du PIB entre le taux de 5 % des années soixante et de 3 % des années quatre-vingt, et ce pour les deux valeurs alternatives de $KGAP^7$. On obtient donc quatre séries différentes pour l'évolution du rythme de croissance du PIB, et par conséquent quatre valeurs alternatives de départ pour le GAP sur le marché des biens québécois. Le graphique 1 illustre bien d'ailleurs que les $GAPs$ québécois sont plus fortement corrélés entre eux, même s'ils proviennent d'estimations du taux de croissance du PIB incorporant des $GAPs$ canadiens différents, qu'ils ne le sont avec le GAP canadien qui fut utilisé pour les générer.

1.2 Les variables structurelles

Les modifications structurelles survenues sur le marché du travail québécois ont été, pour plusieurs d'entre elles, largement discutées dans la littérature. Cette section mettra donc l'accent sur les variables particulières à cette étude. Dans le cas du rapport entre le salaire minimum québécois et la rémunération horaire moyenne du secteur manufacturier ($WMINR$), de l'indice de la générosité du programme d'assurance-chômage (UI), et de la rémunération relative dans l'administration et les entreprises publiques des gouvernements provincial et fédéral au Québec ($WPUBR$), on retrouvera dans Guindon (1982) une description de leur évolution ainsi qu'une analyse de leurs effets probables sur les taux d'activité et les taux de chômage selon l'âge et le sexe⁸. Le seul élément nouveau entourant ces trois politiques concerne l'introduction dans les équations de chômage d'une variable d'interaction entre le GAP sur le marché des biens et l'indice de générosité du programme d'assurance-chômage, soit $\ln(UI) * GAP$, dans le but de vérifier si l'assurance-chômage influence la composante cyclique des taux de chômage.

• Les changements dans la composition de la population active⁹

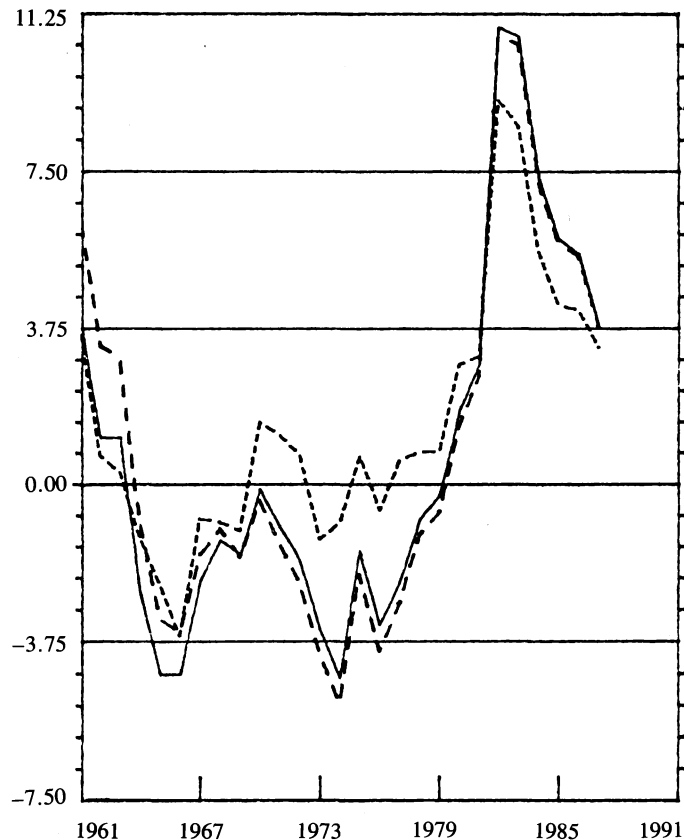
Trois phénomènes sont en bonne partie responsables des mouvements dans la composition de la population active. Premièrement, il y a eu le rajeunissement de la population, autant chez les hommes que chez les femmes, qui s'est opéré

7. De bas en haut signifie que la période d'estimation passe de 1961-1972, à 1962-1973, à 1963-1974 et ainsi de suite jusqu'à 1973-1984. De haut en bas signifie que la période d'estimation passe de 1973-1987, à 1972-1986, à 1971-1985 et ainsi de suite jusqu'à 1962-1976.

8. Dans le cas de $WMINR$, l'évolution est identique mais le niveau de la variable est plus élevé suite à l'inclusion des entreprises de moins de 20 employés dans l'enquête sur l'emploi, les heures et la rémunération. Conceptuellement UI repose toujours sur l'étude de Fortin (1980), mais le taux de remplacement net de l'assurance-chômage ($UIREPL$) et le rapport entre la durée maximale des prestations pour une personne ayant travaillé tout juste le temps requis pour être admissible aux prestations, et ce nombre minimum de semaines de travail ($UIMIN$) ont été révisés. Contrairement aux données de 1982, $WPUBR$ inclut la présence du gouvernement fédéral au Québec. Avec ces données révisées, $WPUBR$ voisine 100 % au début des années soixante et atteint au milieu des années soixante-dix un niveau comparable à celui de la variable de 1982.

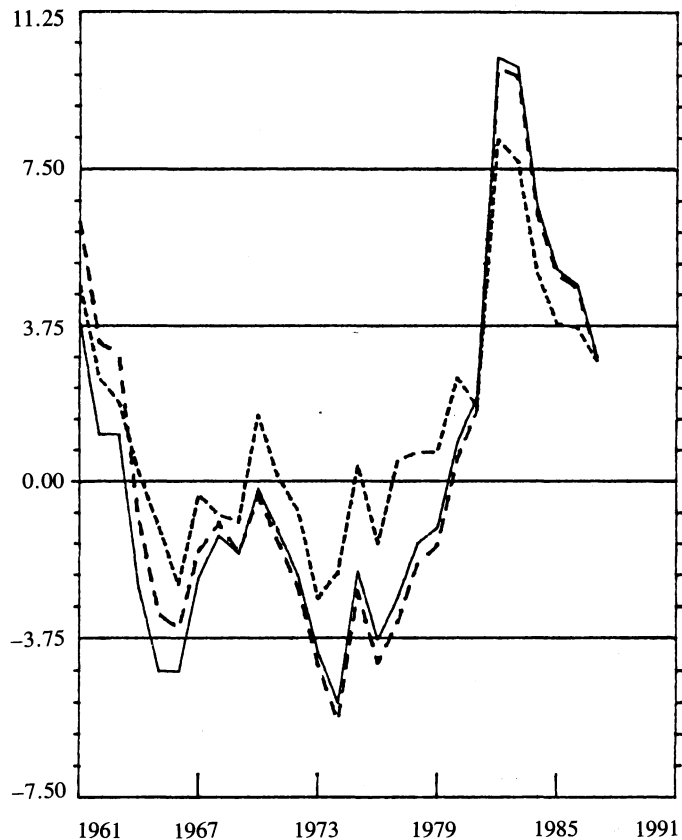
9. On retrouvera aussi dans Guindon (1982) une discussion des implications économiques des mouvements sociodémographiques sur le marché du travail. Cependant, le vieillissement de la population et l'introduction des taux d'activité dans l'analyse empirique soulèvent d'autres questions, de sorte que l'on reprend ici en partie la discussion.

GAP1 GAP3 ET KGAP1



— GAP1 — — GAP3 - - - KGAP1

GAP2 GAP4 ET KGAP2



— GAP2 — — GAP4 - - - KGAP2

Mode de construction du
GAP canadien
Régressions glissantes

GAP1
KGAP1
Bas en haut

GAP2
KGAP1
Haut en bas

GAP3
KGAP2
Bas en haut

GAP4
KGAP2
Haut en bas

de 1961 à 1974. Par la suite, la tendance démographique se renversa complètement, de sorte que la part des jeunes dans la population en âge de travailler (*RPOPJ*) atteint en 1987 un niveau nettement inférieur à celui de 1961. Quant aux taux d'activité des jeunes, ils furent sans doute affectés par leur taux de scolarisation, quoique chez les jeunes hommes, son évolution semble inversement reliée à celle de *RPOPJ*.

Deuxièmement, il y a eu et il y a toujours, la hausse du taux d'activité des femmes, qui est peut-être surtout un phénomène sociologique, tout comme leurs mouvements d'émancipation qui encouragent d'ailleurs leur participation au marché du travail, mais qui fut aussi certainement favorisée par le relèvement de leur niveau d'éducation et de formation, par la baisse du taux de fécondité, ainsi que par la mécanisation des tâches ménagères et le transfert d'une partie de la production domestique vers l'économie marchande. Leur participation au marché du travail fut de plus soutenue par la création massive d'emplois qui correspondaient à l'intérêt et aux qualifications grandissantes des femmes.

Finalement, il y a la chute depuis 1974 de près de 7 unités de pourcentage du taux d'activité des hommes de 25 ans ou plus, qui a probablement été grandement provoquée par la réduction de l'âge de la retraite obligatoire et par le développement d'opportunités de retraite anticipée. Cependant, la hausse de 16 unités du taux d'activité des femmes de 25 ans ou plus durant la même période n'est certes pas totalement étrangère à cette situation.

Afin de vérifier certaines des hypothèses de réactions de l'offre de travail, on va utiliser quatre variables captant divers aspects des modifications socio-démographiques¹⁰. Premièrement, on va vérifier si les changements démographiques purs ont affecté les taux d'activité : la hausse (baisse) de *RPOPJ* a-t-elle diminué (augmenté) le taux d'activité des hommes et des femmes âgés de 15 à 24 ans ; la hausse (baisse) de la part des hommes adultes dans la population en âge de travailler (*RPOPJA*) a-t-elle diminué (augmenté) leur taux d'activité ? Deuxièmement, on se demande si la baisse du nombre moyen d'enfants âgés de 0 à 2 ans chez les femmes de 15 à 49 ans (*ENF02*) de 22 pour 100 femmes en 1961 à 8 en 1987, n'a pas contribué à la hausse du taux d'activité des femmes. De plus, on s'interroge sur la possibilité que la hausse du taux d'activité des femmes adultes (*TAF25*) ait réduit le taux d'activité des hommes âgés de 25 ans ou plus.

Tous ces changements sociodémographiques se traduisent par une modification profonde de la composition de la population active qui a forcément affecté les taux de chômage relatifs des catégories âge-sexe. Les femmes, qui constituaient à peine le quart de la population active en 1961, en représentent aujourd'hui plus de 40 %.

10. Nous avons discuté de plusieurs des causes probables de l'évolution des taux d'activité, toutefois, dans la partie empirique de cette étude on les modélise principalement pour les standardiser. Ainsi, aucun effort particulier n'a été fait pour mesurer des phénomènes complexes comme le taux de scolarisation des jeunes, le niveau de formation des femmes ou la générosité des régimes de retraite, pas plus que l'on ne retrouve la variable traditionnelle de salaire réel net anticipé par chacun des groupes démographiques. On tente plutôt d'expliquer l'évolution des taux d'activité presque exclusivement à l'aide des mêmes facteurs objectifs et mesurables que ceux utilisés dans les équations de chômage. Cependant, cet exercice va tout de même nous permettre de vérifier la pertinence de certains facteurs.

Avec la hausse de *RPOPJ* de 1961 à 1974, il ressort de cette situation que les hommes adultes sont devenus une ressource rare, leur part dans la population active n'étant plus que de 47 % en 1981, alors qu'elle atteignait 60 % 20 ans plus tôt. En conséquence, dans le cas des taux de chômage, c'est l'effet combiné des changements dans la part de la population en âge de travailler et du taux d'activité sur la population active qui doit être considéré.

$$RPOPA_i = (P_i/P) * (A_i/P_i) = A_i/P \quad (10)$$

où P : population en âge de travailler

A_i : population active de la catégorie âge-sexe

Dans ce contexte, de deux choses l'une : ou bien ce sont les modifications propres d'une catégorie indépendamment des changements que subissent les autres groupes qui affectent le taux de chômage d'une catégorie, en tel cas la variable explicative est celle définie par (10); ou bien ce sont les modifications d'une catégorie relativement aux changements que subissent tous les groupes qui affectent le taux de chômage d'une catégorie, en tel cas la variable explicative devient la part dans la population active, comme le montre l'équation (11).

$$RACT_i = [(P_i/P) * (A_i/P_i)] / \sum_i [(P_i/P) * (A_i/P_i)] = (A_i/P) / (A/P) = A_i/A \quad (11)$$

• Les taux marginaux d'imposition

Le taux marginal implicite d'imposition du revenu de travail (*TMW*) représente la part que l'État soutire d'un revenu additionnel de 1000 \$, incluant l'impôt fédéral, l'impôt provincial, les contributions au régime de rentes du Québec et les contributions à l'assurance-chômage, à un célibataire gagnant le salaire industriel moyen. Étant donné que le salaire moyen diffère entre les catégories âge-sexe de la population active, on a aussi évalué le taux marginal de taxation pour un individu rémunéré à 75 % du salaire industriel moyen (*TMW75*) et pour celui rémunéré à 115 % du salaire industriel moyen (*TMW115*)¹¹. Or, même pour des individus dont le revenu annuel est aussi différent (de 18 800 \$ à 28 900 \$ en 1987), le taux marginal a atteint en 1987 un niveau équivalant au moins au double de celui de 1961. Si cette augmentation apparaît si importante, c'est dû à la non-indexation (ou l'indexation partielle) des tables des taux d'imposition qui ont permis au travailleur rémunéré, durant ces vingt-sept dernières années, au salaire industriel moyen, de gravir les paliers de l'échelle des taux d'imposition, tant fédérale que québécoise.

Plus ce taux est élevé, plus les individus subissent des désincitations au travail. Par ailleurs, les individus sans emploi allongeront leur période de recherche afin de trouver un travail dont la rémunération nette leur paraîtra satisfaisante. Ceux en emploi, afin de pallier la baisse de revenu net provenant d'une augmentation du taux marginal d'imposition, vont exiger des salaires bruts plus élevés. Il s'ensuit

11. Ces données, ainsi que les composantes fiscales entrant dans la construction de *UIREPL* ont été obtenues grâce à l'excellente collaboration de Gérald Tremblay et Louis Lévesque de la Direction de la taxation du ministère des Finances du Québec.

une hausse des coûts salariaux pour l'entreprise. Dans une économie ouverte comme le Québec, les entreprises peuvent difficilement refiler le fardeau de la taxe aux consommateurs en augmentant leur prix de vente. Elles vont donc s'ajuster en diminuant l'utilisation du facteur travail.

L'augmentation du coût unitaire de la main-d'œuvre réduit la rentabilité du capital et entraîne une réduction des investissements au Québec. La difficulté d'attirer au Québec des travailleurs spécialisés, sujets à des taux marginaux élevés d'imposition, est un des facteurs qui incitera les entreprises à s'installer ailleurs qu'au Québec. Tout ceci réduira encore plus la demande de travail et est susceptible d'accroître le taux de chômage au Québec.

- *Les taxes sur la masse salariale*

Le taux marginal implicite des taxes sur la masse salariale (*TMS*) représente le pourcentage du salaire ou traitement que les entreprises au Québec doivent verser à l'État, au titre du programme d'assurance-chômage, de la Commission de la santé et de la sécurité du travail du Québec, de la Régie des rentes du Québec et de la Régie de l'assurance-maladie du Québec, lorsqu'elles engagent un travailleur supplémentaire au salaire industriel moyen. Ce taux passa de 2,3 % à 10,6 % de 1961 à 1987. Puisque cela augmente directement le coût unitaire de la main-d'œuvre pour l'employeur, ses effets sur l'utilisation du facteur travail et sur la localisation des entreprises vont exactement dans la même direction que ceux de la hausse du taux marginal implicite de taxation.

- *La dispersion de l'emploi*

Depuis le début des années quatre-vingt, plusieurs auteurs, dont Lilien (1982) aux États-Unis et Samson (1985) au Canada, ont suggéré que des changements structurels dans la composition industrielle de la demande de travail pouvaient occasionner une hausse de chômage: les nouveaux emplois créés exigeant des qualifications différentes de celles que possèdent les travailleurs des secteurs où l'emploi diminue. Leur mesure de la dispersion de l'emploi est obtenue en calculant l'écart type du taux de croissance de l'emploi entre les secteurs de la façon suivante:

$$\sigma_{EMP} = [\sum_i (E_i/E) * (\Delta \ln(E_i) - \Delta \ln(E))^2]^{1/2} \quad (12)$$

Ce calcul a été effectué sur une base annuelle pour le Québec en partageant l'emploi non agricole en 10 secteurs: forêt, mines, fabrication, construction, transport, commerce, finances, services commerciaux, services non commerciaux et administration publique. On a constaté que même en purgeant cet indice de ses variations conjoncturelles, celui-ci continuait d'osciller fortement. La portion du chômage attribuable à la dispersion de l'emploi serait donc très volatile. Par ailleurs, on sait pertinemment que durant ce dernier quart de siècle, l'emploi dans le secteur des services n'a cessé de s'accroître au détriment des secteurs primaire et manufacturier. Il s'agit du changement structurel fondamental qu'a subi la composition de l'emploi. Il est probable que le taux d'activité des femmes ait été stimulé par

la hausse de la part relative de l'emploi dans le secteur des services (*RESRV*). De plus, on va vérifier alternativement si σ_{EMP} et *RESRV* ont affecté les taux de chômage.

2. LES RÉSULTATS

On se doit à partir d'ici, pour fin de simplification et d'allègement de la présentation et de l'analyse des résultats, de retenir le meilleur modèle. Or, il est à toutes fins utiles, impossible de discriminer du strict point de vue statistique entre les quatre modèles d'explication de l'évolution du chômage, qui rappelons-le, ne diffèrent que par l'utilisation d'un indicateur différent du *GAP* sur le marché des biens.

2.1 La similitude des résultats des divers modèles

La capacité de convergence de chaque modèle semble identique. En effet, le tableau 2 indique que chacun des quatre modèles respecte l'un des critères de convergence dès la deuxième itération : en moyenne sur une base annuelle, le taux de chômage standardisé diffère de moins de 1 % avec celui du tour précédent. De plus, ce tableau montre que l'autre critère de convergence est respecté par les quatre modèles à la troisième itération : pour chacune des équations de chômage, le changement de la somme des carrés des résidus est d'au plus 3 %.

Notons aussi que les différences entre les *GAPs* sont beaucoup plus importantes au point de départ qu'à la fin du processus d'itération. Les écarts, par exemple, entre le *GAP3* et le *GAP1* durant les années soixante et ceux entre le *GAP3* et le *GAP4* durant les années quatre-vingt se sont nettement comprimés au fil des itérations. Comme on peut le constater au graphique 2, la Loi d'Okun, tout en respectant la trajectoire générale des cycles économiques, modifie quelque peu leur amplitude et décale ou devance d'une année certains points de retournement. On notera toutefois, à l'aide de la deuxième partie du graphique 2, qu'entre la deuxième et la troisième itération le *GAP3* ne subit aucune modification, conséquence de la convergence des résultats. Par ailleurs, cette nouvelle configuration des cycles économiques n'est pas propre au *GAP3*, puisqu'à la fin du processus itératif, tous les *GAPs* exhibent exactement la même.

Cette similitude des résultats ne se limite pas à la valeur du *GAP* sur le marché des biens. Il se dégage des résultats obtenus à la dernière itération, que le pouvoir explicatif des équations ainsi que les variables affectant chacun des taux d'activité sont les mêmes, quel que soit le *GAP* sur le marché des biens utilisé. Il se dégage aussi des estimations finales des équations de taux de chômage selon l'âge et le sexe, un consensus quant aux facteurs structurels ayant influencé leur évolution. Le lien conjoncturel reliant le *GAP* sur le marché des biens au taux de chômage sur le marché du travail y est également mesuré avec le même genre de précision. De plus, les changements du taux de chômage structurel par rapport à son niveau de 1962, quoique d'amplitude différente, sont relativement similaires quel que soit

TABLEAU 2
ÉLÉMENTS DE LA CONVERGENCE DE CHAQUE MODÈLE

Itération	Changement de la somme des carrés des résidus des équations de chômage								Coefficient d'Okun	ΔUS 1962-1987	σUS/US̄ (en %) ^(a)
	UH25		UF25		UF1524		UH1524				
	SSR	Δ%	SSR	Δ%	SSR	Δ%	SSR	Δ%			
MODÈLE I											
1 ^{er} tour	,002832	—	,004850	—	,020861	—	,054833	—	2,02 (10,3)	3,17	—
2 ^e tour	,001247	-56	,003877	-20	,015500	-26	,028526	-48	2,01 (172)	3,27	0,70
3 ^e tour	,001208	-3,1	,003917	1,0	,015435	-0,4	,028337	-0,7	2,01 (324)	3,32	0,64
MODÈLE II											
1 ^{er} tour	,002808	—	,004799	—	,020813	—	,053850	—	2,03 (10,8)	3,46	—
2 ^e tour	,001252	-55	,003885	-19	,015552	-25	,028383	-47	2,02 (175)	3,56	0,76
3 ^e tour	,001215	-3,0	,003927	1,1	,015490	-0,4	,028243	-0,5	2,02 (294)	3,60	0,72
MODÈLE III											
1 ^{er} tour	,002716	—	,004827	—	,020512	—	,052839	—	2,15 (12,5)	3,71	—
2 ^e tour	,001247	-54	,003881	-20	,015668	-24	,027841	-47	2,15 (160)	3,71	0,72
3 ^e tour	,001216	-2,5	,003922	1,1	,015573	-0,6	,027751	-0,3	2,15 (253)	3,71	0,69
MODÈLE IV											
1 ^{er} tour	,002710	—	,004820	—	,020671	—	,051697	—	2,14 (12,7)	4,06	—
2 ^e tour	,001254	-54	,003888	-19	,015732	-24	,027704	-46	2,14 (161)	4,06	0,79
3 ^e tour	,001225	-2,3	,003933	1,2	,015629	-0,7	,027655	-0,2	2,13 (242)	4,05	0,76

NOTE: (a)

L'équation estimée est de la forme $GAP(i-1) = \alpha[U - US(i)]$

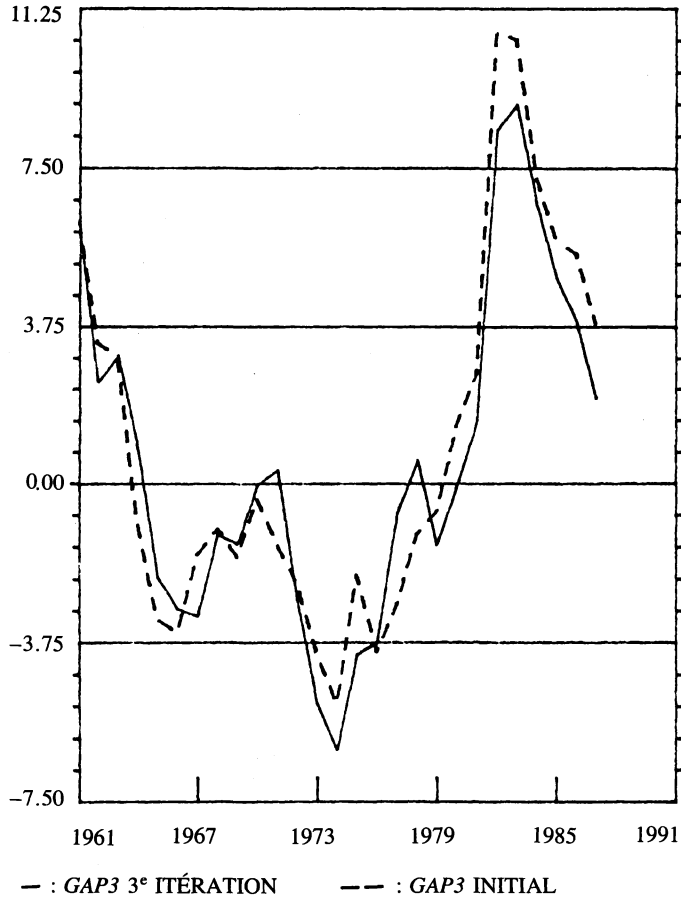
$$\sigma_{US(i)} \left[= \sum_{t=1962}^{1987} [US(i)_t - US(i-1)]^2 / 26 \right]^{1/2}$$

et $\overline{US} = \text{MEAN}[US(i-1)]$
où i représente l'itération en cours
et α représente le coefficient d'Okun.

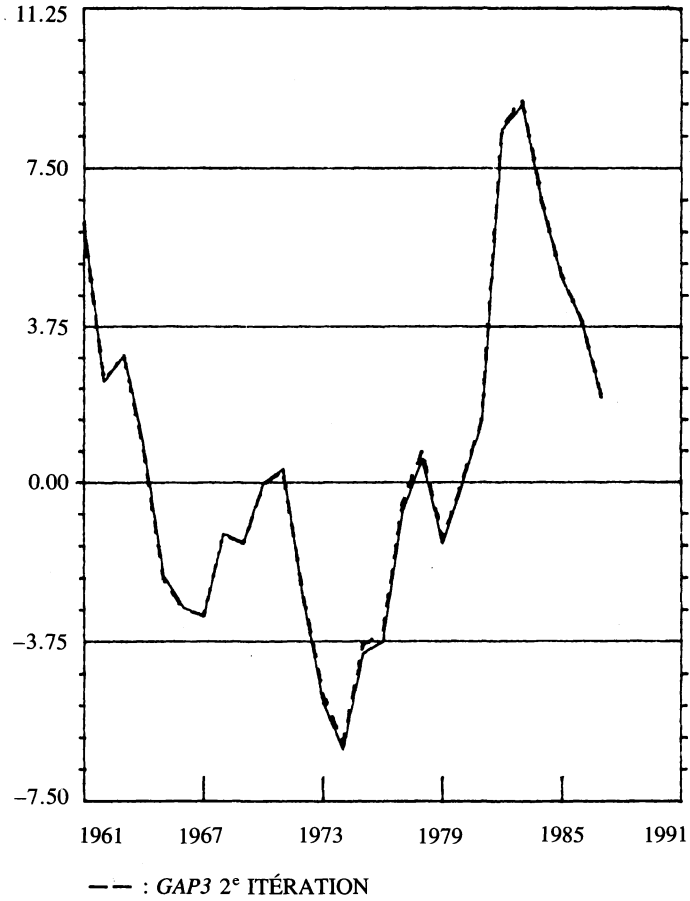
GRAPHIQUE 2

GAPS SUR LE MARCHÉ DES BIENS QUÉBÉCOIS

AU POINT DE DÉPART ET À LA TROISIÈME ITÉRATION



À LA DEUXIÈME ET À LA TROISIÈME ITÉRATION



le modèle. On constate en effet que le taux de chômage structurel diminua de 0,4 unité de pourcentage jusqu'en 1964, quel que soit le modèle. Il entreprit par la suite son ascension, de 4,7 à 5,7 unités de pourcentage selon le modèle, jusqu'en 1977, ponctuée d'un saut de 1,5 à 1,7 unité en 1972. Finalement, la baisse du taux de chômage structurel durant ces dix dernières années fut de 1,0 à 1,3 unité selon le modèle.

Comme on vient de le décrire, du point de vue statistique les quatre modèles atteignent le même niveau de performance. De plus, on soutire de chaque modèle la même compréhension du phénomène du chômage observé durant ce dernier quart de siècle. Cependant, on préfère choisir un modèle dont les impacts des variables explicatives, la hausse du taux de chômage structurel et la position relative des cycles économiques correspondent à une vision mitoyenne de nos résultats. Finalement, on a préféré le modèle III au modèle II à cause de la stabilité de son estimation de la hausse du taux de chômage structurel et de celle du coefficient d'Okun au fil des itérations (voir tableau 2).

2.2 *Les facteurs explicatifs retenus*

Les tableaux 3 et 4 présentent les estimations finales du modèle III des équations de taux d'activité et de taux de chômage selon l'âge et le sexe. Dans le cas des taux d'activité, toutes les équations ont nécessité le recours à la méthode des moindres carrés généralisés afin de contrer le problème d'autocorrélation des erreurs, qui est particulièrement sérieux dans l'équation des femmes adultes. Dans le cas des équations de chômage, seules les équations des jeunes ont nécessité un tel recours. Le graphique 3 témoigne, quant à lui, de la capacité globale d'explication du modèle et suggère l'absence d'autocorrélation contemporaine du terme d'erreur entre les équations.

• *Les taux d'activité*

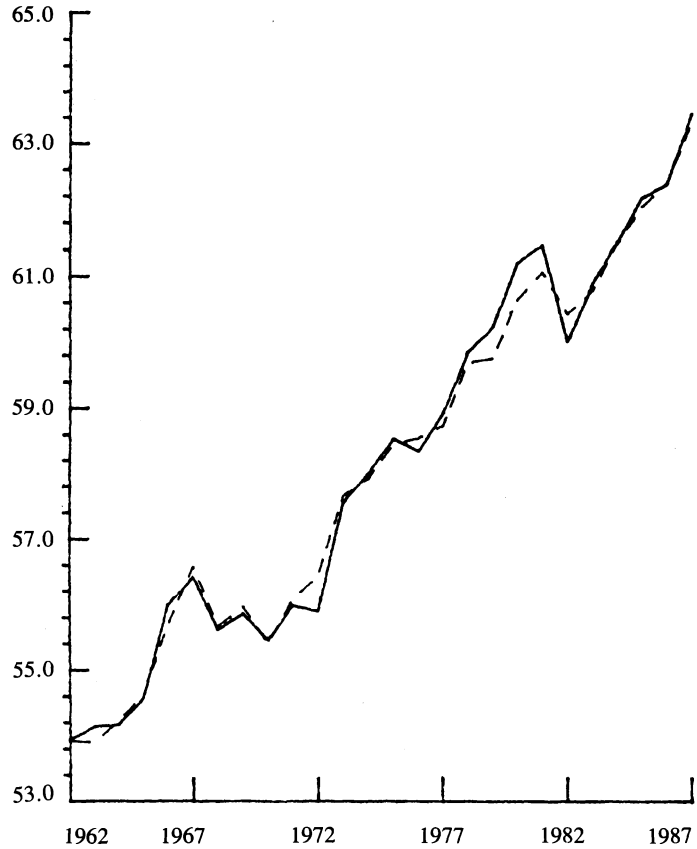
La composante cyclique des taux d'activité n'est pas mesurée avec une grande précision dans le cas des femmes adultes et des jeunes hommes. Selon nos estimations, la détérioration de la conjoncture de 8,2 unités de 1980 à 1983 a entraîné une réduction du taux d'activité des hommes adultes de 0,5 unité de pourcentage, de celui des femmes adultes de 1,0 unité, et de ceux des jeunes hommes et des jeunes femmes de 1,6 unité. Cependant, ces fluctuations conjoncturelles sont plutôt marginales par rapport aux mouvements tendanciels des taux d'activité¹².

Les résultats confirment par ailleurs plusieurs des attentes soulevées à la section 1.2. On remarque en effet que l'accroissement de la part des jeunes dans la population a contribué à réduire leur taux d'activité, que le vieillissement subséquent de la population a réduit celui des hommes adultes, tandis que la réduction du

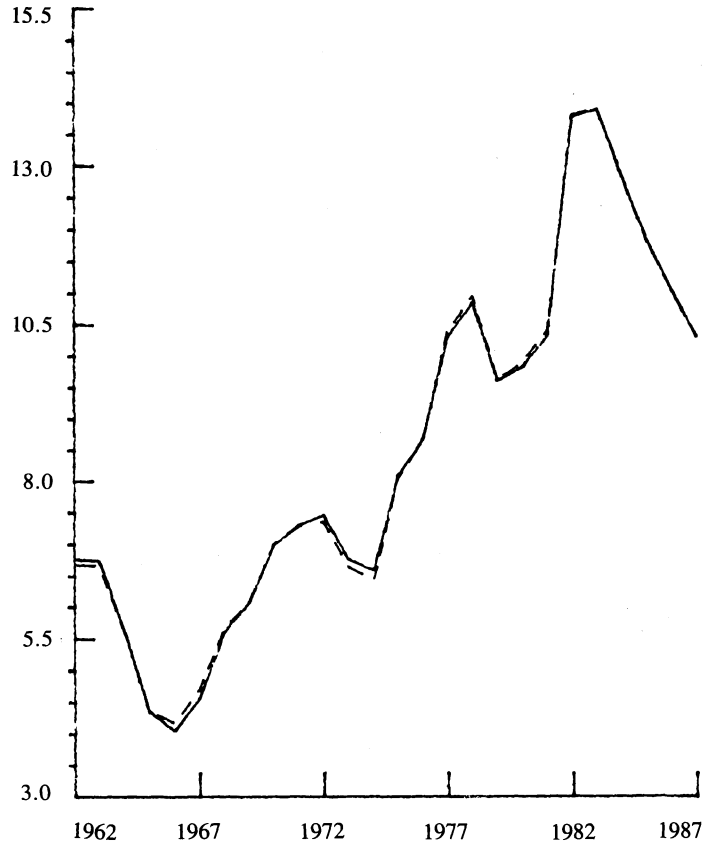
12. Le taux d'activité des hommes adultes a diminué de 9,3 unités de pourcentage depuis 1962, celui des jeunes hommes a augmenté de 11,1 unités depuis 1970, tandis que depuis 1961 celui des jeunes femmes a augmenté de 14,5 unités et celui des femmes adultes de 28,3 unités.

TAUX D'ACTIVITÉ ET TAUX DE CHÔMAGE D'ENSEMBLE OBSERVÉS ET ESTIMÉS

TAUX D'ACTIVITÉ



TAUX DE CHÔMAGE



— : OBSERVÉ - - : ESTIMÉ

TABLEAU 3

ÉQUATIONS DES TAUX D'ACTIVITÉ DES QUATRE GROUPES DÉMOGRAPHIQUES
APRÈS CONVERGENCE DES RÉSULTATS DU MODÈLE AVEC LE GAP3

(la statistique t de Student apparaît entre parenthèses)

MODÈLE III	TAH25	TAF25	TAF1524	TAH1524
\bar{R}^2	0,98	0,99	0,92	0,92
MEAN(Y)	4,54	4,53	4,48	4,43
SER	0,0050	0,0207	0,0263	0,0282
D.W.	1,69	1,95	2,02	1,86
Rhô	0,60	0,99	0,34	0,54
COND(X)	155	11	136	99
GAP ^(a)	-0,00076 (-1,9)	-0,00272 (-1,5)	-0,00357 (-2,6)	-0,00294 (-1,4)
Variables démographiques ^(b)	-0,0056 (-3,1)	-2,631 (-2,6)	-0,0202 (-3,7)	-0,0300 (-4,5)
autres ^(b)	-0,00238 (-5,2)	0,0154 (3,1)	0,0188 (6,3)	—
WMINR ^(c)	—	—	0,00246 (1,7)	0,00433 (2,3)
UIMIN ^(d)	—	0,00654 (1,6)	0,00454 (1,1)	0,02603 (3,3)
WPUBR ^(e)	—	0,00054 (1,5)	0,00119 (2,0)	0,0060 (1,0)
TMW ^(f)	-0,00238 (-3,6)	-0,00552 (-1,9)	-0,00959 (-4,1)	-0,00519 (-3,0)

NOTES: (a) Variable contemporaine dans TAF1524, retardée de 1 trimestre dans TAF25, retardée de 2 et 3 trimestres avec coefficient unique dans TAH1524 et sous forme d'un polynôme de 3 retards et 2 degrés contraint aux extrémités dans TAH25.

(b) Il s'agit de RPOPFA chez les hommes adultes, de RPOPJ chez les 2 groupes de jeunes et de ENF02 chez les femmes adultes. Les autres variables sont TASF25 dans TAH25 et RESRV chez les 2 groupes de femmes.

(c) Variable retardée de 3 trimestres dans TAF1524 et de 2 trimestres dans TAH1524.

(d) Variable retardée de 1 trimestre dans TAF25, de 4 dans TAF1524 et UI retardé de 4 trimestres dans TAH1524.

(e) Variable retardée de 3 trimestres dans toutes les équations.

(f) TMW115 dans TAH25 et TMW75 ailleurs, contemporain dans TAH1524 et retardé de 4 trimestres ailleurs.

nombre d'enfants de 2 ans et moins a fortement accru le taux d'activité des femmes adultes. Le développement de l'emploi dans le secteur des services a favorisé la hausse tendancielle du taux d'activité des deux groupes de femmes, tandis que la baisse du taux d'activité des hommes adultes de ces vingt-sept dernières années constituerait en partie une réponse à la hausse du taux d'activité des femmes.

On constate de plus que l'augmentation du taux marginal de taxation a diminué l'offre de travail de tous les groupes de la population. Selon ces estimations, il s'agit de la variable de politiques dont l'effet net sur l'ensemble de la période est nettement le plus important. La hausse de 120 % du taux marginal des hommes adultes et de 100 % de celui des autres groupes a diminué le taux d'activité des hommes adultes de 2,8 unités de pourcentage (pour une élasticité moyenne de leur population active de 0,028), celui des femmes adultes de 3,7 unités ($\epsilon = 0,106$), celui des jeunes femmes de 9,4 unités ($\epsilon = 0,184$) et celui des jeunes hommes de 6,7 unités ($\epsilon = 0,101$).

L'impact de deux autres variables de politiques mérite d'être mentionné. Premièrement, la croissance continue du salaire minimum de 1964 à 1976 a entraîné une hausse du taux d'activité des jeunes femmes de 2,2 unités de pourcentage et de celui des jeunes hommes de 4,8 unités. Deuxièmement, la réforme de 1971 du programme d'assurance-chômage aurait provoqué une augmentation du taux d'activité des femmes de tout âge d'environ 1 unité, et de celui des jeunes hommes de près de 4 unités.

• *Les taux de chômage*

Les résultats des estimations des équations de chômage font ressortir les traits dominants des facteurs explicatifs de l'évolution du chômage au Québec. Ainsi, dans les tous les cas, sauf celui des jeunes hommes, la réforme de l'assurance-chômage a accru la sensibilité des taux de chômage aux cycles économiques. Dans le cas des jeunes hommes, que l'élasticité de leur taux de chômage par rapport au *GAP* sur le marché des biens n'ait pas été affectée par la plus grande générosité du programme d'assurance-chômage n'est pas très surprenant, puisqu'ils étaient de toute façon les premiers mis à pied lorsqu'il y avait un ralentissement de la production.

En ce qui concerne les modifications de la composition de la population active, elles ont affecté le taux de chômage de chaque groupe : dans le cas des hommes adultes ce sont les modifications propres à sa catégorie, tandis que pour les autres groupes ce sont les modifications relativement aux changements que subissent les autres. La hausse du taux d'activité des femmes ($RACT_F$) aurait accru le taux de chômage des femmes adultes, alors que le rajeunissement de la population (hausse de $RACT$, et baisse de $RPOPA_{HA}$) aurait augmenté le taux de chômage structurel des jeunes hommes ainsi que des jeunes femmes et diminué celui des hommes adultes. On observe évidemment l'effet contraire depuis le vieillissement de la population.

TABLEAU 4

ÉQUATIONS DES TAUX DE CHÔMAGE DES QUATRE GROUPES DÉMOGRAPHIQUES
APRÈS CONVERGENCE DES RÉSULTATS DU MODÈLE AVEC LE GAP3

(la statistique *t* de Student apparaît entre parenthèses)

MODÈLE III	UH25	UF25	UF1524	UH1524
\bar{R}^2	0,98	0,96	0,96	0,92
MEAN(Y)	4,54	4,53	4,48	4,43
SER	0,0036	0,0065	0,0129	0,0172
D.W.	1,82	2,04	1,83	1,91
Rhò	—	—	0,33	0,25
COND(X)	486	193	77	114
GAP	-0,00390 (-29,1)	-0,00230 (-8,8)	-0,00708 (-9,9)	-0,01336 (-16,6)
$\ln(UI) * GAP$	-0,00028 (-2,2)	-0,00064 (-2,6)	-0,00136 (-2,5)	—
Variables démographiques ^(a)	-0,00733 (-5,0)	-0,00213 (-2,1)	-0,00628 (-3,7)	-0,00839 (-2,6)
UI ^(b)	-0,00512 (-6,3)	-0,00959 (-7,5)	-0,01485 (-4,5)	-0,00839 (-2,3)
WMINR ^(c)	-0,00029 (-2,2)	-0,00060 (-3,7)	-0,00198 (-3,6)	-0,00288 (-3,5)
TMW ^(d)	-0,00083 (-2,9)	-0,00170 (-3,4)	-0,00353 (-3,9)	-0,00357 (-4,0)
TMS ^(e)	-0,00158 (-1,9)	-0,00216 (-1,3)	-0,00456 (-1,6)	—
RESRV	—	0,00192 (1,9)	—	—

- NOTES : (a) Il s'agit de $RPOPA_{HA}$ (soit $ASH25/P$) chez les hommes adultes, de $RACT_F$ ($asF1524+asF25$) chez les femmes adultes et de $RACT_J$ ($asF1524 + asH1524$) chez les deux groupes de jeunes.
- (b) Variable retardée de 1 trimestre dans UH25, de 2 trimestres dans UF25, d'aucun trimestre dans UF1524 et de 3 trimestres dans UH1524.
- (c) Variable retardée de 3 trimestres dans UH25, de 4 trimestres dans UF25, de 1 trimestre dans UF1524 et de 2 trimestres dans UH1524.
- (d) $TMW115$ retardé de 1 trimestre dans UH25; $TMW75$ retardé de 4 trimestres dans les autres équations.
- (e) Variable retardée de 4 trimestres dans UH25 et UF25 et de 3 trimestres dans UF1524.

Par ailleurs, les estimations indiquent, et ce avec une grande précision, que la réforme de l'assurance-chômage ainsi que la hausse du salaire minimum ont accru la composante structurelle de tous les taux de chômage, et encore plus celle

des jeunes dans le cas du salaire minimum, et celle des femmes dans le cas de l'assurance-chômage. Il y a aussi l'augmentation du taux marginal implicite de taxation qui aurait affecté tout le monde, tandis que l'augmentation du taux marginal implicite des taxes sur la masse salariale n'aurait épargné que les jeunes hommes. On constate donc qu'il n'y a que chez les jeunes hommes qu'on ne peut trouver simultanément un effet différent de zéro pour ces deux variables. Le taux de chômage des hommes adultes, tout comme dans le cas des autres variables de politiques, est le plus faiblement influencé par le taux marginal implicite d'imposition, à cause probablement du fort degré d'attachement au marché du travail de ces derniers. Finalement, le modèle rejette la possibilité que la rémunération relative du secteur public ainsi que la dispersion de l'emploi aient accru le chômage de l'un ou l'autre des groupes démographiques¹³. Cependant, la hausse de la part relative de l'emploi dans le secteur des services aurait ralenti la hausse du chômage structurel chez les femmes adultes.

Une des conclusions importantes qui ressort de ces estimations concerne le rejet indiscutable de l'hypothèse voulant que le taux de chômage des hommes adultes se soit maintenu à l'abri des modifications structurelles survenues sur le marché du travail. En effet, chacune des variables structurelles ayant affecté le taux de chômage des jeunes et des femmes a aussi, quoique dans une moindre mesure, affecté le taux de chômage des hommes adultes. L'impact des variables démographiques sur la composante structurelle du taux de chômage d'ensemble risque donc, comme on le verra à la section 3, d'être fort différent de celui attendu généralement, étant donné qu'il est de sens opposé sur la moitié de la population active. Mais avant de chiffrer ces impacts, on va s'interroger sur la robustesse des coefficients estimés.

2.3 *Le problème de multicolinéarité*

La statistique COND (X) nous informe que dans l'équation de chômage des femmes adultes, et *a fortiori* dans celle des hommes adultes, on observe un problème de multicolinéarité entre les variables explicatives. Le problème de multicolinéarité n'altère pas le pouvoir explicatif de l'ensemble des variables, mais rend plus ardue la répartition de ce pouvoir entre les variables, car elle accroît la variance des coefficients estimés et diminue la puissance des tests. On peut donc être amené à conserver certaines variables même si la statistique t est inférieure à 2, pour ne pas risquer d'éliminer des facteurs qui ont réellement eu un impact sur les taux de chômage et créer ainsi un biais de spécification. Or, dans cette étude, les effets des variables explicatives sont généralement mesurés avec précision, puisque la statistique t excède 3,0 dans plus de la moitié des cas. Cependant, celles associées aux taxes sur la masse salariale et à l'emploi relatif dans le secteur des services sont effectivement inférieures à 2.

13. Notez que ces rejets ont été obtenus dans chacun des 4 modèles. Dans le cas de σ_{EMP} , quels que soient l'âge et le sexe, le coefficient est de signe opposé et la statistique t se situe entre 0,6 et 0,8 chez les jeunes hommes et entre 0,3 et 0,5 chez les autres.

Lorsqu'on effectue un diagnostic de colinéarité, dans le cas des équations de taux de chômage des hommes et des femmes adultes, on constate que les variables de politiques (*TMS*, *TMW*, *UI* et *WMINR*) ne sont nullement impliquées dans un tel processus¹⁴. Les variables suspectes sont plutôt les variables démographiques et *RESRV*.

TABLEAU 5
DIAGNOSTIC DE COLINÉARITÉ

	Statistique COND (X)	PROPORTION VARIANCE									
		<i>Cste</i>	<i>S2</i>	<i>S3</i>	<i>S4</i>	<i>Démo</i>	<i>Resrv</i>	<i>TMW</i>	<i>TMS</i>	<i>UI</i>	<i>WMINR</i>
Hommes											
Adultes	485	0,99	0,38	0,53	0,38	0,99	—	0,27	0,03	0,00	0,38
Femmes											
Adultes	193	0,03	0,00	0,26	—	0,57	0,87	0,04	0,04	0,01	0,02

Pour analyser la pertinence des variables en présence de multicollinéarité, on doit effectuer des *Ridge Regression*¹⁵. Ces tests ont montré, qu'en accroissant le biais *k* de 0,005 à 0,010, à 0,015, et ainsi de suite, que le rapport entre le coefficient biaisé estimé et l'écart-type de ce dernier s'accroissait continuellement dans le cas des taxes sur la masse salariale, tandis qu'il diminuait constamment pour la variable démographique, dans le cas des hommes adultes, et pour l'emploi relatif dans le secteur des services, dans le cas des femmes adultes. Quant aux coefficients, ils sont d'une grande stabilité dans le cas de *TMS*, alors qu'ils expriment une tendance à la baisse dans le cas des deux autres¹⁶. Il est donc possible qu'on surestime l'amplitude des impacts des changements démographiques dans chacun de ces deux cas; cependant, l'effet combiné chez les hommes et les femmes adultes a encore tendance à se compenser.

14. On considère généralement que les variables pour lesquelles la *variance proportion* excède 0,5 sont responsables du problème de multicollinéarité.

15. Afin de s'assurer qu'il n'y a pas de variables dans ces deux équations dont la présence serait attribuable à une corrélation fortuite, on les a aussi estimées en introduisant une tendance. Dans les deux cas, l'impact de la tendance sur les taux de chômage est négatif, son coefficient n'est pas mesuré avec une grande précision (t de 1,4 et de 1,2) et la statistique t associée aux variables de taxation s'accroît. Par ailleurs, on observe une diminution de la précision de l'impact de *WMINR* et de *DEMO* chez les hommes adultes, ainsi que de *RESRV* chez les femmes adultes.

16. Selon les *Ridge Regression*, durant les années 1980, dans le cas des hommes adultes, *DEMO* aurait moins accru leur taux de chômage que ne l'indique le coefficient estimé, alors que *WMINR* l'aurait moins diminué; dans le cas des femmes adultes, *RESRV* aurait moins diminué leur taux de chômage alors que *DEMO* l'aurait moins accru, mais il est encore vrai que les deux effets se compensent, comme on le verra à la section 3.2.

3. L'IMPACT DES VARIABLES EXPLICATIVES SUR LES TAUX DE CHÔMAGE ET L'ÉVOLUTION DU TAUX DE CHÔMAGE STRUCTUREL

3.1 *La sensibilité conjoncturelle des taux de chômage*

Le tableau suivant illustre l'impact sur les taux de chômage d'une augmentation d'une unité de pourcentage de l'écart du PIB au PIB potentiel. Ainsi, les emplois des jeunes hommes sont les plus vulnérables au ralentissement économique. Les emplois des jeunes femmes viennent au deuxième rang. Finalement, le taux de chômage des femmes adultes est moins sensible à la conjoncture que celui des hommes adultes. On constate de plus, que la réforme de l'assurance-chômage a accru la sensibilité cyclique du taux de chômage d'ensemble de 22 %.

TABLEAU 6

IMPACT SUR LES TAUX DE CHÔMAGE D'UNE AUGMENTATION DE 1 UNITÉ DE POURCENTAGE DU *GAP* SUR LE MARCHÉ DES BIENS
(en unités de pourcentage)

MODÈLE III	<i>UH25</i>	<i>UF25</i>	<i>UF1524</i>	<i>UH1524</i>	<i>U</i>	Coefficient d'Okun implicite
1962-1970	0,32	0,10	0,40	1,12	0,41	2,45
1972-1987	0,39	0,27	0,73	1,12	0,50	2,02

La dernière colonne du tableau 6 présente le coefficient d'Okun implicite à l'augmentation du taux de chômage global prévue dans chaque sous-période. Ce coefficient indique de combien d'unités de pourcentage doit s'accroître le *GAP* sur le marché des biens pour augmenter les taux de chômage d'une unité de pourcentage. On constate qu'un taux de chômage devenu plus sensible à la conjoncture, grâce à la réforme de l'assurance-chômage, signifie un coefficient d'Okun plus faible depuis 1972. Le coefficient obtenu lors de l'estimation de la Loi d'Okun avec le modèle III (2,15) est très près de la moyenne pondérée des coefficients implicites présentés ici (2,17).

3.2 *L'impact des variables structurelles*

Le tableau 7 présente les causes de l'augmentation des taux de chômage structurel. Les impacts de chaque variable explicative sont illustrés sur des périodes pertinentes à leurs points de retournement. On présente aussi l'augmentation de la composante structurelle du taux de chômage global (ΔUS) sur l'ensemble de la période. On constate que son augmentation de 3,7 unités de pourcentage sur l'ensemble de la période n'est attribuable qu'à l'évolution des variables de politiques.

TABLEAU 7
IMPACTS DES CHANGEMENTS STRUCTURELS SUR LES TAUX DE CHÔMAGE^(a)
 (en unités de pourcentage)

MODÈLE III		UH25	UF25	UF1524	UH1524	U ^(b)
Variables	1962-1974	-1,8	1,5	0,8	1,0	-0,6
Démographiques ^(c)	1974-1987	0,5	1,6	-3,9	-5,1	-0,5
<i>RESRV</i>	1962-1974	—	-1,6	—	—	-0,3
	1974-1987	—	-1,4	—	—	-0,4
Sous-total	1962-1987	-1,3	0,1	-3,1	-4,1	-1,8
<i>UI</i>	1962-1973	1,1	2,2	3,2	1,8	1,7
	1973-1987	-0,1	-0,2	-0,3	-0,2	-0,2
<i>WMINR</i>	1962-1976	0,4	0,7	2,7	3,7	1,2
	1976-1987	-0,6	-1,1	-3,3	-5,0	-1,6
<i>TMW^(d)</i>	1962-1974	1,3	1,4	2,8	2,6	1,7
	1974-1987	0,6	1,7	3,3	3,2	1,5
<i>TMS</i>	1962-1974	0,4	0,5	1,1	—	0,4
	1974-1987	0,8	1,0	1,9	—	0,8
Var. de politiques	1962-1987	3,9	6,2	11,4	6,1	5,5
TOTAL	1962-1987	2,6	6,3	8,3	2,0	3,7

NOTES: (a) L'impact des variables structurelles est présenté pour les deux moitiés de la période d'observation. Les périodes diffèrent pour *UI* et *WMINR* puisqu'elles ont été choisies en fonction de leur point de retournement, tandis que les points de retournement des variables démographiques correspondent au milieu de la période.

(b) Calculé à l'aide de la moyenne des *as*, sur la période considérée.

(c) Il s'agit de *RPOPA_{HA}* chez les hommes adultes, de *RACT_F* chez les femmes adultes et de *RACT_J* chez les deux groupes de jeunes.

(d) Il s'agit de *TMW115* chez les hommes adultes et de *TMW75* chez les autres groupes.

En fait, en aucun moment les variables démographiques n'ont accru la composante structurelle du taux de chômage d'ensemble. Ces variables ont certes accru le taux de chômage structurel des femmes et des jeunes du début des années soixante au milieu des années soixante-dix. Mais cet effet a été plus que compensé par leur impact négatif sur le taux de chômage structurel des hommes adultes. Les modifications de la composition de la population active depuis 1974 ont continué d'accroître le taux de chômage des femmes adultes, mais elles ont tellement réduit ceux des jeunes que leur effet sur le taux de chômage d'ensemble est encore négatif. Quant aux femmes adultes, la hausse de la part de l'emploi dans les services aurait

complètement contrecarré les effets néfastes sur leur taux de chômage de la hausse de leur taux d'activité.

Du côté des variables de politiques, la révision de 1971 de la *Loi canadienne de l'assurance-chômage* aurait augmenté le taux de chômage structurel de 1,7 unité de pourcentage. Ce résultat se situe entre ceux de Siedule, Skoulas et Newton (1976) et Wilson et Dungan (1979) qui obtenaient respectivement une hausse de 1,3 et de 1,4 unité de pourcentage, et ceux de Reid et Meltz (1979) et Wilson et Vanderkamp (1980) qui obtenaient respectivement une hausse de 1,9 et de 2,0 unités de pourcentage¹⁷.

Le resserrement des normes d'admissibilité en octobre 1977, et la réduction du taux de remplacement en janvier 1979, sont venus réduire du quart les effets de la réforme de 1971. Cependant, la période de prestations et le nombre de semaines de travail nécessaire pour être admissible à l'assurance-chômage étant fonction du taux de chômage, en 1987 il ne reste plus que la moitié de l'impact des modifications de 1977-1979.

L'effet de l'augmentation du salaire minimum relatif, de 14,3 unités de pourcentage entre 1962 et 1976, aurait accru le taux de chômage de 1,2 unité de pourcentage, touchant nettement plus durement les jeunes. Cependant, la baisse du salaire minimum relatif depuis 1976 a diminué le taux de chômage de 0,4 unité de plus. Quoique cette estimation soit inférieure à celle de Cousineau (1979), elle demeure semblable à celles recensées, puisque pour une même augmentation du salaire minimum relatif Fortin (1978) obtenait pour le Québec une augmentation de 1,0 unité de pourcentage, Guindon (1982) de 1,1 et Cousineau (1979) de 1,7¹⁸.

Toujours selon nos estimations, depuis 1962, l'augmentation du taux marginal des taxes sur la masse salariale aurait accru le taux de chômage d'ensemble de 1,2 unité de pourcentage, et celle des taux marginaux d'imposition du revenu de travail de 3,2 unités de pourcentage. Si l'effet de cette dernière variable apparaît aussi important, c'est que contrairement au salaire minimum relatif et à la générosité du programme d'assurance-chômage, il ne s'est pas renversé durant la deuxième moitié de la période d'observation. En effet, durant la première moitié de la période d'observation, les taux marginaux d'imposition constituent la cause principale d'augmentation des taux de chômage structurel uniquement chez les hommes

17. Siedule, Tom, Nick Skoulas et Keith Newton (1976) *The Impact of Economy-Wide Changes on the Labour Force*. Economic Council of Canada. Miméo.

Wilson, Thomas et Peter Dungan (1979) *Notes on the Equilibrium Unemployment Rate*. Economic Council of Canada.

Reid, Frank et Noah Meltz (1979) «Causes of Shifts in the Unemployment-Vacancy Relationship: An Empirical Analysis of Canada». *Review of Economics and Statistics*. Août, pp. 470-475.

Wilson, Jerry et John Vanderkamp (1980) *The Effects of Unemployment Insurance on Unemployment, Employment and Participation Rates*. University of Guelph.

Source: Fortin, Pierre et Keith Newton (1982).

18. Les références précises sont énumérées dans la bibliographie. Tous les chiffres découlent de calculs de l'auteur à partir des données disponibles dans chaque étude à l'exception de Fortin dont les données proviennent de Fortin et Newton (1982)

adultes, l'assurance-chômage l'étant chez les deux groupes de femmes et le salaire minimum chez les jeunes hommes.

Par ailleurs, on constate qu'il n'y a que chez les jeunes hommes qu'on ne peut trouver simultanément un effet différent de zéro pour ces deux variables fiscales. Cependant, cela pourrait être attribué au coefficient de corrélation entre ces deux variables qui égale 0,94, le modèle ne retenant que la variable qui explique le mieux l'évolution du chômage. D'ailleurs, si on enlève *TMW* de l'équation de taux de chômage des jeunes hommes, *TMS* devient significatif avec une statistique *t* de -2,3. Dans ces conditions, les taux marginaux d'imposition auraient augmenté la composante structurelle du taux de chômage sur l'ensemble de la période de 2,4 unités de pourcentage et les taxes sur la masse salariale de 1,8 unité. Or, la baisse de l'emploi suggérée par Fortin (1983) soit 10 000 par hausse d'une unité de pourcentage de *TMS*, équivaudrait à 2,5 % de la population active de 1987.

3.3 L'évolution de la composante structurelle des taux de chômage

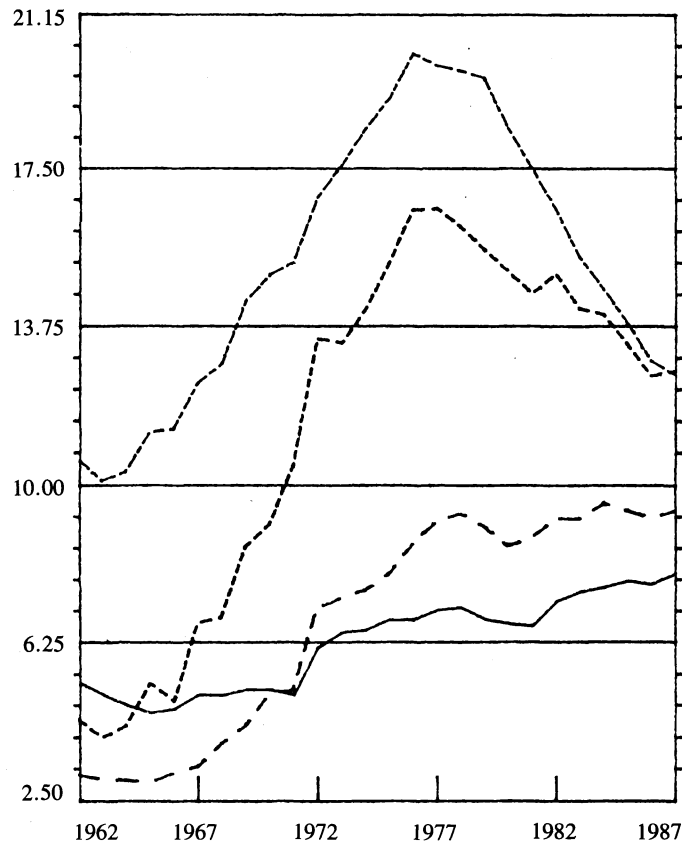
Afin de dégager la composante structurelle des taux de chômage, on pose le *GAP* sur le marché des biens égal à zéro dans chacune des quatre équations estimées, comme on l'a vu au tableau 1. On obtient ainsi des taux de chômage standardisés (US_i) où la pression de la demande est constante sur toute la période, de sorte que les taux de chômage n'évoluent, depuis 1962, que pour des raisons structurelles. En faisant la somme pondérée de ces taux de chômage standardisés par les parts standardisées de chaque groupe démographique dans la population active (as_i), on obtient le taux de chômage standardisé d'ensemble (US). Le niveau de US ainsi obtenu est arbitraire, puisqu'on ne connaît pas le niveau du taux de chômage structurel en 1962. Le taux de chômage structurel est fort probablement inférieur à celui qu'on obtient en posant le *GAP* égal à zéro, puisqu'il s'agit d'un taux de chômage incompressible à court terme par une pression de la demande. Le niveau du taux de chômage standardisé d'un groupe démographique peut cependant être comparé à celui d'un autre groupe, puisque la pression de la demande est la même pour tous les groupes.

Or, les taux de chômage standardisés ont évolué de façon fort différente selon le groupe démographique, comme le montre le graphique 4. Ainsi, en 1962, le taux de chômage standardisé des jeunes femmes était inférieur de 6,2 unités de pourcentage au taux de chômage standardisé des jeunes hommes, il ne cessa de s'en rapprocher et lui est maintenant supérieur de 0,1 unité. Dans la même veine, en 1962, le taux de chômage standardisé des femmes adultes était inférieur de 2,2 unités de pourcentage au taux de chômage standardisé des hommes adultes, il le rejoignait en 1970 et lui est maintenant supérieur de 1,5 unité. La hausse du taux de chômage structurel des jeunes a été phénoménale de 1962 à 1977, mais depuis lors il a chuté considérablement, principalement chez les jeunes hommes. La hausse du taux de chômage structurel des adultes a été moins impressionnante, mais dans le cas des hommes adultes elle s'est poursuivie jusqu'en 1987, tandis que chez les femmes adultes leur taux de chômage structurel est au même niveau en 1987 qu'il l'était 10 ans plus tôt.

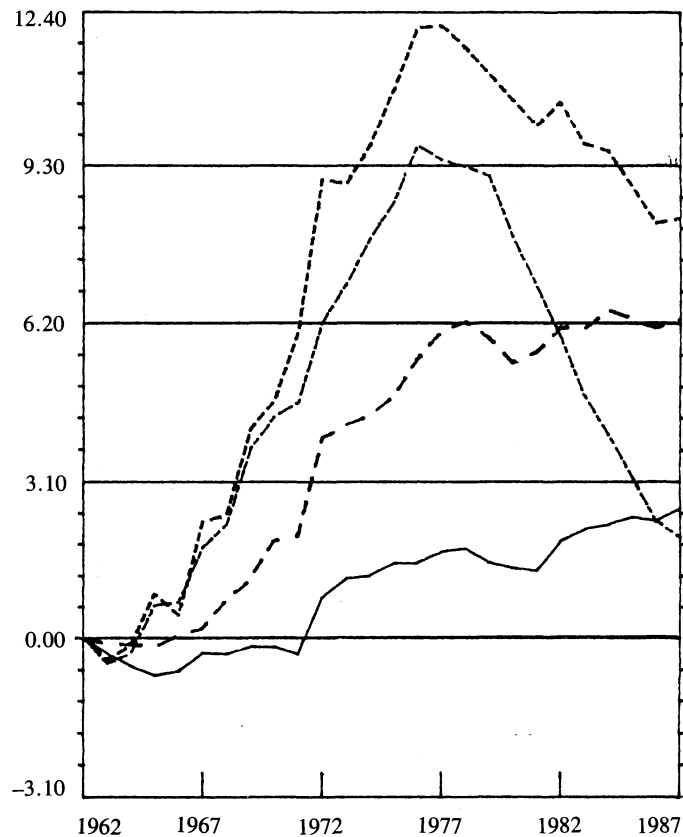
GRAPHIQUE 4

ÉVOLUTION DU TAUX DE CHÔMAGE STRUCTUREL SELON L'ÂGE ET LE SEXE

TAUX DE CHÔMAGE STANDARDISÉ



HAUSSE DU TAUX DE CHÔMAGE STANDARDISÉ



— : H25 — : F25 - - - : F1524 - - - : H1524

3.4 *Le taux de chômage en 1987: conjoncturel ou structurel*

Afin d'illustrer où en est le marché du travail en 1987, nous allons comparer les taux de chômage de cette année-là avec ceux de 1975, année où le taux de chômage se situait à 8,1 %. Le tableau 8 décompose l'augmentation des taux de chômage de 1975 à 1987 en ses diverses causes. On constate que l'insuffisance de la demande a augmenté le taux de chômage de 2,6 unités de pourcentage durant cette période, alors que l'effet des variables de politiques est annulé par l'effet des variables démographiques. On ne doit toutefois pas conclure que le taux de chômage structurel en 1987 est au même niveau qu'en 1975. La composante structurelle

TABLEAU 8
DÉCOMPOSITION DE L'ÉVOLUTION DES TAUX DE CHÔMAGE DE 1975 À 1987
(impact des facteurs en unités de pourcentage)

MODÈLE III	UH25	UF25	UF1524	UH1524	U ^(a)
<i>U</i> observé en 1975	5,2	7,2	12,7	15,1	8,1
Variables démographiques ^(b)	0,5	1,4	-3,9	-4,8	-0,2
<i>RESRV</i>	-	-1,2	-	-	-0,4
Sous-total	0,5	0,2	-3,9	-4,8	-0,6
<i>UI</i>	-0,1	-0,1	-0,3	-0,0	-0,1
<i>WMINR</i>	-0,5	-1,1	-3,2	-4,4	-1,4
<i>TMW</i> ^(c)	0,6	1,4	2,8	2,7	1,3
<i>TMS</i>	0,7	0,8	1,8	-	0,8
Var. de politiques	0,7	1,0	1,1	-1,7	0,6
Total variables structurelles	1,2	1,2	-2,8	-6,5	0,0
Détérioration de la conjoncture	2,2	1,5	4,1	6,2	2,6
<i>U</i> estimé en 1987	8,6	9,9	14,0	14,8	10,2
<i>U</i> observé en 1987	8,7	9,7	13,8	15,8	10,3
Erreur d'estimation (%)	0,1 (1,1)	0,2 (2,1)	0,2 (1,4)	-1,0 (6,3)	-0,1 (1,0)

NOTES: (a) L'impact de chacun des facteurs explicatifs de l'évolution des taux de chômage est pondéré par les parts dans la population active de chacun des groupes en 1987 et est ajouté à ce qu'aurait été le taux de chômage observé en 1975 si les parts dans la population active avaient été celles de 1987, soit 7,6 %.

(b) Il s'agit de *RPOPA_{HA}* chez les hommes adultes, de *RACT_F* chez les femmes adultes et de *RACT_J* chez les deux groupes de jeunes.

(c) Il s'agit de *TMW115* chez les hommes adultes et de *TMW75* chez les autres groupes.

du taux de chômage d'ensemble est en fait 0,5 unité plus faible, puisque avec les parts dans la population active de 1987, les taux de chômage observés en 1975 selon l'âge et le sexe correspondraient à un taux de chômage de 7,6 % au lieu de 8,1 %. Ainsi, l'expérience récente de chômage élevé au Québec serait essentiellement attribuable au ralentissement de la production et n'aurait donc rien d'exceptionnelle quant à ses causes. Le premier défi de la politique économique est donc de stimuler la production.

En analysant l'évolution du chômage de chaque groupe démographique, on constate que la composante structurelle du taux de chômage des jeunes, et particulièrement celle des jeunes hommes, a diminué, alors que celle des adultes a augmenté. Cela signifie qu'une pression de la demande identique à celle de 1975 pourrait réduire le taux de chômage des jeunes à un niveau inférieur à celui de 1975. La baisse du salaire minimum relatif et le changement de cohorte des enfants du *baby-boom* explique l'amélioration de la position relative des jeunes sur le marché du travail, alors que les changements démographiques et la fiscalité détériorent celle des adultes. Chez les hommes adultes, l'ensemble des modifications structurelles seraient responsables de 35 % de la hausse de leur taux de chômage alors que chez les femmes adultes, ce pourcentage atteindrait 44 %.

Afin d'illustrer avec encore plus d'acuité les implications de ces résultats sur les défis de la politique économique pour les années à venir, procédons à un petit exercice de simulation. En se référant au tableau 6, où une augmentation de une unité de pourcentage du *GAP* sur le marché des biens réduirait le taux de chômage de 0,5 unité, il faudrait une réduction du *GAP* de 4,4 unités de pourcentage pour ramener le taux de chômage de 10,3 % à 8,1 %, soit son niveau de 1975.

Le tableau 9 présente ce qu'était le taux de chômage selon l'âge et le sexe en 1975, et ce qu'il serait si la composante structurelle des taux de chômage demeurait celle de 1987 et que la conjoncture économique rétablissait le taux de chômage d'ensemble à 8,1 %. Malgré un taux de chômage global identique, la situation sur le marché du travail serait très différente de celle de 1975.

TABLEAU 9

TAUX DE CHÔMAGE EN 1975 ET TAUX DE CHÔMAGE AVEC LA COMPOSANTE STRUCTURELLE DE 1987 POUR UN MÊME TAUX D'ENSEMBLE
(en unités de pourcentage)

MODÈLE III	UH25	UF25	UF1524	UH1524	U
1975	5,2	7,2	13,7	15,1	8,1
US ₈₇ et U ₇₆	7,0	8,5	10,6	10,9	8,1

On constate aisément que les changements démographiques de ces dix dernières années ont raffermi la position des jeunes hommes relativement à celle des hommes adultes. En effet, avec une pression de la demande identique à celle de 1975, le taux de chômage des jeunes hommes serait inférieur de 4 unités de pourcentage à son niveau de 1975, tandis que celui des hommes adultes excéderait de 2 unités son niveau de 1975. Le deuxième défi des années quatre-vingt n'est plus de créer de l'emploi pour les jeunes, mais bien pour les hommes de 25 ans ou plus.

CONCLUSION

L'analyse de la moyenne des taux de chômage annuels nous a permis de constater que malgré une position cyclique plus favorable durant la période 1972-1977 que durant celle de 1964-1969, les taux de chômage, y compris celui des hommes adultes, y étaient nettement plus élevés que durant les années 1964-1969. Par opposition, alors que la valeur moyenne de l'écart du PIB au PIB potentiel durant la période 1984-1987 était nettement plus élevée à ce qu'elle a été durant la période 1978-1983, on a observé que la moyenne des taux de chômage des jeunes, hommes et femmes, avait régressé quelque peu. Ces observations suggèrent que le taux de chômage structurel s'est accru durant les années soixante-dix et qu'il a diminué durant les années quatre-vingt.

Dans cette étude, on a donc vérifié empiriquement la capacité de sept différents facteurs d'influencer la composante structurelle des taux de chômage : la part dans la population active des catégories âge-sexe; le salaire minimum relatif; la générosité du programme d'assurance-chômage; le taux marginal de taxation du revenu de travail; le taux marginal des taxes sur la masse salariale; la rémunération relative du secteur public; et la dispersion de l'emploi. De plus, afin de tenir compte du problème de simultanéité entourant la détermination du *GAP* sur le marché des biens et l'évolution du taux de chômage structurel, le modèle utilisé est constitué d'un système d'équations récursives estimé de façon itérative.

On débute par l'estimation des équations de taux d'activité des quatre catégories âge-sexe en utilisant une valeur de départ pour le *GAP*. Ceci nous permet de standardiser les taux d'activité, la population active et les parts de chaque groupe démographique dans la population active. On procède par la suite à l'estimation des équations de chômage des quatre catégories âge-sexe, toujours selon la valeur de départ du *GAP*. Il nous est alors possible de calculer le taux de chômage standardisé (*US*). La boucle est fermée par l'estimation de la Loi d'Okun, qui met en relation le *GAP* de départ avec le *US* qu'il a généré, et il en découle une nouvelle valeur pour le *GAP* qui sera utilisée à l'itération suivante. Tout le système d'équations est alors réestimé jusqu'à convergence des résultats.

Les résultats permettent de rejeter l'hypothèse voulant que le taux de chômage des hommes adultes se soit maintenu à l'abri des modifications structurelles survenues sur le marché du travail. En effet, chacune des variables structurelles ayant affecté le taux de chômage des jeunes et des femmes a aussi, quoique dans une

moindre mesure, affecté le taux de chômage des hommes adultes. L'impact des variables démographiques sur la composante structurelle du taux de chômage d'ensemble est donc fort différent de celui attendu généralement, étant donné qu'il est de sens opposé sur la moitié de la population active. En fait, en aucun moment les variables démographiques n'ont accru la composante structurelle du taux de chômage d'ensemble. Ces variables ont certes accru le taux de chômage structurel des femmes et des jeunes du début des années soixante au milieu des années soixante-dix. Mais cet effet a été plus que compensé par leur impact négatif sur le taux de chômage structurel des hommes adultes. Les modifications de la composition de la population active depuis 1974 ont continué d'accroître le taux de chômage des femmes adultes, mais elles ont tellement réduit ceux des jeunes que leur effet sur le taux de chômage d'ensemble est encore négatif. Quant aux femmes adultes, la hausse de la part de l'emploi dans le secteur des services a complètement contrecarré les effets néfastes sur leur taux de chômage de la hausse de leur taux d'activité.

Du côté des variables de politiques, la révision de 1971 de la *Loi canadienne de l'assurance-chômage* aurait augmenté le taux de chômage structurel de 1,7 unité de pourcentage. Le resserrement des normes d'admissibilité, en octobre 1977, et la réduction du taux brut de remplacement, effective en janvier 1979, sont venus réduire de 25 % les effets de la réforme de 1971. Cependant, la période de prestations et le nombre de semaines de travail nécessaire pour être admissible à l'assurance-chômage étant fonction du taux de chômage, en 1987 il ne reste plus que la moitié de l'impact des modifications de 1977-1979. L'effet de l'augmentation du salaire minimum relatif, de 14,3 unités de pourcentage entre 1962 et 1976, aurait accru le taux de chômage de 1,2 unité de pourcentage, touchant nettement plus durement les jeunes. Cependant, la baisse du salaire minimum relatif depuis 1976 a diminué le taux de chômage de 0,4 unité de plus. Par ailleurs, depuis 1962, l'augmentation du taux marginal des taxes sur la masse salariale aurait accru le taux de chômage d'ensemble de 1,2 unité de pourcentage, et celle des taux marginaux d'imposition du revenu de travail de 3,2 unités de pourcentage. Si l'effet de cette dernière variable apparaît aussi important, c'est que contrairement au salaire minimum relatif et à la générosité du programme d'assurance-chômage, il ne s'est pas renversé durant la deuxième moitié de la période d'observation. En effet, durant la première moitié de la période d'observation, les taux marginaux d'imposition constituent la cause principale d'augmentation du taux de chômage structurel uniquement chez les hommes adultes, l'assurance-chômage l'étant chez les deux groupes de femmes et le salaire minimum chez les jeunes hommes. Finalement, le modèle rejette la possibilité que la rémunération relative du secteur public ainsi que la dispersion de l'emploi aient accru le chômage de l'un ou l'autre des groupes démographiques.

L'ensemble des résultats indique que le taux de chômage structurel a augmenté de 5,4 unités de pourcentage de 1964 à 1977, et qu'il a diminué de 1,3 unité durant ces dix dernières années. L'expérience récente de chômage élevé au Québec est donc essentiellement attribuable au ralentissement de la production et non pas à

des facteurs structurels. Cependant, si on utilisait une politique de gestion de la demande dans le but de ramener le taux de chômage de 1987 (10,3 %) à son niveau de 1975 (8,1 %), même avec un taux de chômage d'ensemble identique, la situation sur le marché du travail serait très différente de celle de 1975. En effet, le taux de chômage des jeunes hommes serait inférieur de 4 unités de pourcentage à son niveau de 1975, celui des jeunes femmes de 3 unités, tandis que celui des hommes adultes excéderait de 2 unités son niveau de 1975. Le défi des années quatre-vingt n'est donc plus de créer de l'emploi pour les jeunes, mais bien pour les hommes de 25 ans ou plus.

BIBLIOGRAPHIE

- AUBRY, JEAN-PIERRE et DANIELLE LECAVALIER (1983), *L'évolution du taux de chômage : une approche démographique et sectorielle*, texte présenté au congrès de la Société canadienne de science économique en mai 1983. Banque du Canada, 34 p.
- BOISVERT, RAYMOND (1981), *La détermination du taux de chômage naturel et de plein emploi : le cas du Québec*, ministère des Finances du Québec, mimeo, 44 p.
- CLARK, KIM B. et LAWRENCE H. SUMMERS (1979), *The Dynamic of Youth Unemployment*, recherche préparée pour le National Bureau of Economic Research, Université de Harvard, 45 p.
- COUSINEAU, JEAN-MICHEL (1979), «Impact du salaire minimum sur le chômage des jeunes et des femmes au Québec», *Relations Industrielles*, 3, pp. 403-416.
- FELDSTEIN, MARTIN (1978), «The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment», *American Economic Review*, 68, pp. 834-846.
- FORTIN, BERNARD et HENRI-PAUL ROUSSEAU (1984), *Évaluation économique des options du Livre blanc sur la fiscalité des particuliers*, rapport remis au ministère des Finances du Québec, 43 p.
- FORTIN, PIERRE (1978), *Une évaluation de l'effet de la politique québécoise du salaire minimum sur la production, l'emploi, les prix et la répartition des revenus : annexe technique*, rapport présenté au Secrétariat général au développement économique et à la Commission du salaire minimum, Université Laval, nov., 30 p.
- FORTIN, PIERRE (1979), «L'effet du salaire minimum sur les prix, l'emploi et la répartition des revenus : le cas du Québec», *Relations Industrielles*, 4, pp. 660-671.
- FORTIN, PIERRE (1980), *Unemployment Insurance and the Choice of a Labour Market Habitat*, Université Laval, mars, 20 p.
- FORTIN, PIERRE (1983), *L'aggravation et la concentration du chômage des jeunes au Québec : les faits et les politiques*, Université Laval, 42 p.

- FORTIN, PIERRE et KEITH NEWTON (1982), «Labour Market Tightness and Wage Inflation in Canada», *Workers, Jobs and Inflation*, éd. MARTIN N. BAILEY (Washington: Brookings Institution), pp. 243-274.
- FORTIN, PIERRE et LOUIS PHANEUF (1979), *Why is the Unemployment Rate so High in Canada?* Recherche présentée au colloque du Eastern Economic Association à Boston et à celui du Canadian Economic Association à Saskatoon en mai 1979, Université Laval, avril, 35 p.
- GOSSELIN, MICHEL (1980), *Modifications apportées à l'équation des salaires et estimation du taux de chômage naturel*, Banque du Canada, mimeo, 15 p.
- GRIGNON, LOUIS (1981), *Output GAPS Obtained from Three Different Productivity Assumptions*, Ministère des Finances du Canada, mimeo, Ottawa, 6 p.
- GUINDON, DENIS (1981), *Variations dans les composantes cycliques des taux de chômage: leurs implications pour une mesure de tension sur le marché du travail*, ministère des Finances du Canada, mimeo, 65 p.
- GUINDON, DENIS (1982), «Les sources de la détérioration de la position relative des jeunes et des femmes sur le marché du travail au Québec», *L'Actualité Économique*, 4, pp. 403-418.
- GUINDON, DENIS (1984), *Wage Growth and Price Formation in Canada*, recherche présentée au colloque du Canadian Economic Association à Guelph en mai 1984, 42 p.
- LILIEN, DAVID M. (1982), «Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment», *Journal of Political Economy*, 90, n° 4, pp. 777-793.
- SAMSON, LUCIE (1985), «A Study of the Impact of Sectoral Shifts on Aggregate Unemployment in Canada», *Canadian Journal of Economics*, XVIII, n° 3, pp. 518-530.
- WACHTER, MICHAEL L. et JEFFREY M. PERLOFF (1978), *A Production Function of Non-Accelerating Inflation Approach to Potential Output: Is Measured Potential Output too High?* Center for the Study of Organizational Innovation, Université de Pensylvanie, 44 p.
- WACHTER, MICHAEL L. (1980), *The Dimensions and Complexities of the Youth Unemployment Problem*, Étude préparée pour le National Bureau of Economic Research, 34 p.