

Les sources de la détérioration de la position relative des jeunes et des femmes sur le marché du travail au Québec

The sources of the deterioration of the relative position of youth and women in the labor market in Quebec

Denis Guindon

Volume 58, numéro 4, décembre 1982

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/601030ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/601030ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Guindon, D. (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*, 58(4), 403–418. <https://doi.org/10.7202/601030ar>

Résumé de l'article

This study analyzes the causes of unemployment fluctuations in Quebec since 1962 according to age and sex. The author distinguishes between the cyclical and structural component of unemployment rates. Referring to the expansionary peak of 1966, he establishes that 50% of the rise in the female unemployment rate is of structural matter, whereas 80% of the rise in the youth unemployment rate comes from the demand deficiency.

The structural factors appear in two groups of variables: the socio-demographic variables (the baby boom and the rise in the female participation rate) and the policy variables which include the generosity index of the unemployment insurance program, the relative minimum wage, and the relative earnings in the public and parapublic sector. This study shows that the policy factors have played a prominent part inside the structural component of unemployment rates during the 70's, especially for young men. Nearly 60% of the increase in the global structural unemployment rate since 1962 has been attributed to the government policies analyzed in this study, and nearly 30% has been issued solely from the government wage policy.

For the author, the most important step to jump in order to improve the employment situation in Quebec remains the elimination of the three percentage points of purely cyclical unemployment that persisted in 1980 and 1981 (7 to 9 in 1982). The second one would be to bring back the average earnings in the public and parapublic sector closer to the average earnings in the private sector. The introduction of these policies coupled with the demographic forecast of StatisticsCanada would give a better employment surrounding for youth, but would only slow down the increase in the female unemployment rates.

LES SOURCES DE LA DÉTÉRIORATION DE LA POSITION RELATIVE DES JEUNES ET DES FEMMES SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL AU QUÉBEC*

1. INTRODUCTION

Un niveau de chômage élevé a constitué un mal persistant en Amérique du Nord et particulièrement au Québec durant la décennie qui vient de s'écouler. Les jeunes et les femmes furent cependant les plus durement touchés par le chômage. Alors que le taux de chômage des hommes âgés de 25 ans et plus a conservé, pendant la période de 1971 à 1978, une moyenne quasi identique à celle qu'il avait connue durant celle de 1956 à 1966, les taux de chômage moyens des jeunes hommes (15 à 24 ans) et des femmes adultes (25 ans et plus) se sont avérés supérieurs de trois unités de pourcentage durant la période de 1971 à 1978 à ce qu'ils avaient été de 1956 à 1966. De plus, le taux de chômage moyen des femmes âgées de 15 à 24 ans s'est accru de sept unités de pourcentage d'une période à l'autre.¹ Nous allons tenter d'en dégager les causes.

Dans le cadre de cette étude, nous allons utiliser la vision keynésienne du chômage conjoncturel et permettre à notre modèle de tenir compte du plus grand ensemble possible de modifications structurelles survenues sur le marché du travail québécois. Les sources de la détérioration de la position relative des jeunes et des femmes sur le marché du travail sont généralement associées aux causes de l'augmentation du taux de chômage structurel. Le chômage structurel constitue un chômage qui persiste à l'équilibre puisque ces sans-emploi ne désirent pas travailler au salaire qui leur est offert, ou dans la région où cet emploi est disponible, ou oeuvrer

* Ce texte résume l'essentiel d'une thèse déposée par l'auteur sous la direction de Pierre Fortin pour l'obtention du grade de Maître ès arts à l'Université Laval et intitulée « Les sources de la détérioration de la position relative des jeunes et des femmes sur le marché du travail au Québec ». Le ministère des Finances n'est donc pas impliqué. Cette étude a en outre bénéficié des judicieux commentaires de Bernard Fortin, Louis Grignon et Michel Proulx. Les erreurs qui peuvent s'y trouver sont cependant sous l'unique responsabilité de l'auteur.

1. Toutes les données brutes concernant la population, le nombre de personnes actives et le nombre de personnes employées, par sous-groupes démographiques, proviennent de l'enquête sur la population active de Statistique Canada. Cependant, l'auteur a dû lier à la nouvelle enquête de 1975 les données mensuelles de 1956 à 1966 selon la technique utilisée par Statistique Canada pour le raccordement des données brutes de 1967 à 1974.

au sein de l'occupation qui leur est proposée.² Plusieurs auteurs ont identifié des sources probables de création de chômage structurel. Wachter (1976) se préoccupait exclusivement de la poussée démographique des jeunes. D'autres, tels Lazar (1978) et Maki, Grubel et Sac (1975)³ traitaient plus spécifiquement de la réforme de 1971 de la Loi de l'assurance-chômage. Plus récemment, Cousineau (1979), Fortin (1979) et Maki (1979) considéraient les hausses du salaire minimum comme un autre facteur de modification de la structure du marché du travail.

La présente étude veut tenir compte simultanément des facteurs mentionnés ci-haut, et introduire deux nouvelles variables dans les équations de chômage: le nombre de femmes actives en proportion de la population en âge de travailler et la rémunération relative du secteur public et parapublic québécois. La prise en considération de la hausse du taux d'activité des femmes nous amènera à distinguer l'impact direct de la réforme de 1971 de la Loi de l'assurance-chômage sur le taux de chômage des femmes, de son impact indirect via la hausse de leur taux d'activité. En plus, le modèle permettra d'établir une relation non linéaire entre le taux de chômage de chaque groupe démographique et le salaire minimum relatif.

En premier lieu, nous passerons en revue les sources probables de la hausse du taux de chômage structurel. Après avoir défini précisément toutes les variables explicatives du modèle, nous analyserons les résultats empiriques obtenus. Du même souffle, nous discuterons des impacts de chaque facteur structurel et de l'importance de la composante conjoncturelle pour chaque groupe. Finalement, à la lumière de l'importance croissante de la composante structurelle du taux de chômage, nous tenterons d'évaluer ce que nous réserve l'avenir.

2. LES MODIFICATIONS STRUCTURELLES DU CHÔMAGE QUÉBÉCOIS

2.1 *La poussée démographique des jeunes et la hausse du taux d'activité des femmes*

Ces changements socio-démographiques se sont manifestés par l'augmentation de la population active des jeunes (hommes et femmes de 15 à 24 ans) en proportion de celle des hommes adultes de 44,2% en 1961 à 55,4% en 1978, et par l'accroissement du rapport de la population active des femmes adultes sur celles des hommes de 25,3% à 53,1% pour les mêmes années. L'augmentation du nombre de femmes adultes dans la

2. Le chômage structurel inclut aussi les cas de rationnement causés par une rigidité absolue du salaire d'origine institutionnelle. Le meilleur exemple de ceci est l'impact du salaire minimum sur le chômage.

3. Maki, Grubel et Sax (1975) utilisaient aussi le taux d'activité masculin et le taux d'activité féminin, mais ils négligeaient le rajeunissement de la population active.

population active résulte entièrement de la hausse de leur taux d'activité. Celle des jeunes hommes entièrement de la hausse de leur part dans la population en âge de travailler (*baby boom*). Celle des jeunes femmes provient simultanément des deux sources.⁴

Suite à cet apport de main-d'œuvre jeune et féminine, les hommes adultes deviennent une ressource rare. La substitution imparfaite entre les différentes catégories de main-d'œuvre entraîne une hausse du taux de chômage des jeunes et des femmes. La substitution imparfaite provient, en partie du côté de la demande de travail, où, comme le soulignait Fortin (1978), il existe une lenteur d'ajustement qui fait suite à des considérations sociologiques et économiques qui engendrent une concurrence peu vivace entre les jeunes, les femmes adultes et les hommes adultes. Elle provient aussi du côté de l'offre de travail, où comme l'explicitait Wachter (1980), les niveaux moyens de qualification et de formation des jeunes demeurent inférieurs à ceux de l'ensemble de la population active. Il existe cependant plusieurs interprétations à ce phénomène : Wachter (1977) précisait aussi que le revenu relatif des jeunes diminuait considérablement depuis le début des années 60 et que son évolution pourrait être captée par la part des jeunes dans la population en âge de travailler (*RPOPJ*). Par analogie, un lien de complémentarité entre les jeunes et les hommes adultes signifierait qu'une hausse de *RPOPJ* peut être associée à l'amélioration des perspectives de carrière des hommes adultes, ce qui les inciterait à conserver leur emploi plus longtemps et diminuerait leur période de recherche. Symétriquement, un lien de substitution entre les femmes et les hommes adultes pourrait signifier que la hausse du taux d'activité des femmes (a_f), représentant alors une baisse du revenu relatif des hommes adultes, entraînerait une réduction de l'offre de travail des hommes adultes. Par ailleurs, la prise de décision dans un cadre familial laisserait poindre une autre interprétation de l'effet de a_f . Il se pourrait en effet que la hausse du taux d'activité des femmes mariées incite certains maris à opter pour un taux d'activité inférieur et un taux de chômage supérieur. Dans ce cas, on ne peut parler de substitution, mais plutôt d'effet revenu.

2.2 La réforme de 1971 du programme d'assurance-chômage

Cette réforme a pu accroître le taux de chômage essentiellement de trois façons : en augmentant la durée du chômage, en accroissant le taux d'activité et en favorisant les mises à pied temporaires.

4. Le taux d'activité des jeunes a diminué durant les années 60 et remonté durant les années 70 de sorte qu'en 1978 il était au même niveau qu'en 1961.

i) La durée du chômage

Le coût économique du chômage pour un travailleur correspond au revenu qu'il perd du fait qu'il ne travaille pas. L'assurance-chômage réduit le coût d'option de refus d'un emploi du montant des prestations. La réforme permet aux chômeurs d'être plus sélectifs quant aux types d'emploi qu'ils accepteront ou de déployer moins d'effort dans leur processus de recherche d'emploi. De cette façon, la réforme accroît la durée du chômage, ce qui peut cependant favoriser un meilleur appariement des travailleurs et des emplois.

ii) Le taux d'activité

La réforme de 1971 a haussé le pourcentage de la population éligible aux prestations en diminuant le nombre de semaines de travail préalable donnant droit aux prestations (de 30 à 8) et en augmentant le taux de couverture des emplois (de 61% à 90%). L'allongement de la durée des prestations (de 15 à 30-32 semaines pour des personnes ayant travaillé le nombre minimum de semaines requis pour être éligible aux prestations) et la hausse du taux de remplacement net du salaire (de 58% à 82%) ont aussi accru la récompense financière de la participation au marché du travail.⁵ Ainsi, comme le soulignait Pierre Fortin (1978) «... la réforme a dû inviter à joindre les rangs de la population active, ou à éviter de s'en retirer, des personnes qui seraient demeurées, ou devenues, inactives.»

iii) Les mises à pied temporaires

En l'absence d'assurance-chômage, les firmes peuvent être rébarbatives à l'idée de congédier des travailleurs pour de courtes périodes de temps en réponse aux chutes passagères de la demande, de crainte de perdre leurs employés en faveur d'autres entreprises ou d'envenimer les relations de travail au sein de l'entreprise. La hausse de la masse de travailleurs disponibles diminuant les coûts de recrutement de la main-d'œuvre, et la baisse du coût financier individuel du chômage augmentant la patience des travailleurs mis à pied à attendre le rappel de leur employeur, la plus grande générosité du programme d'assurance-chômage a pu diminuer l'hésitation des entreprises à procéder à des mises à pied temporaires.

5. Le taux de couverture est calculé à l'aide des cahiers 73-001 et 71-001 de Statistique Canada; le taux de remplacement net fut évalué par Louis-Marie Robitaille (essai de maîtrise, Université Laval, 1978); les autres éléments proviennent de la loi elle-même dans les Statuts refondus du Canada.

2.3 *La croissance soutenue du salaire minimum de 1971 à 1976*

L'augmentation du salaire minimum entraîne une hausse des coûts de production pour l'entreprise. D'une part, elle accroît directement le coût de la main-d'œuvre payée à ce taux de salaire, et d'autre part, par émulation salariale, elle peut favoriser une augmentation du salaire des travailleurs rémunérés au-dessus du salaire minimum. Les gains salariaux des travailleurs obtenus par l'évolution du salaire minimum ou autrement, lorsque supérieurs à leurs gains potentiels basés sur l'évolution de la productivité, deviennent inflationnistes. Cependant, plus les entreprises sont exposées à la concurrence internationale, comme le sont en partie les hôtels et restaurants, et dans une large mesure, les secteurs mous dans une économie ouverte comme le Québec, moins elles pourront transmettre dans une grande proportion cette hausse de coûts en augmentation de prix et plus elles s'ajusteront en diminuant l'utilisation du facteur travail dont le prix relatif s'accroît, en diminuant les heures-semaine, ou les semaines-année des employés, ou le nombre d'employés.

Or, en 1961, le salaire-horaire minimum québécois équivalait à 42,5% de la rémunération horaire moyenne des ouvriers du secteur manufacturier.⁶ Cette proportion atteignait 44% en 1966 et se stabilisait par la suite à 48% jusqu'en 1970. Dès 1971, le gouvernement québécois favorisa la croissance accélérée du salaire minimum dans le but d'accroître le revenu des bas salariés. À partir de ce moment, le rapport du salaire minimum au salaire moyen poursuivit une croissance soutenue pour atteindre son point culminant de 55% en 1976. En l'espace de 6 ans, il gagnait 7 unités de pourcentage, alors qu'auparavant, il avait mis 9 ans pour en gagner 5½. Depuis lors, il redescend au rythme moyen d'une unité de pourcentage par année.⁷

2.4 *La politique salariale du secteur public et parapublic*⁸

Au Québec, en 1964, la rémunération moyenne dans le secteur public et parapublic ne représentait que 84% de celle du secteur privé non

6. Source: salaire minimum: Travail Canada; rémunération du secteur manufacturier: matrice Cansim 1465, numéro databanque D708765.

7. Notons que projeter ce pourcentage de 40 à 50% peut entraîner un accroissement du taux de chômage global plus élevé que celui qui surviendrait suite à une hausse de 30 à 40% de ce même rapport, puisqu'une plus grande proportion de la force de travail se situe dans le premier intervalle des salaires visés.

8. Au sein de cette recherche, trois autres sources de rigidité salariale furent prises en considération: la part des marchés du travail internes aux entreprises, le taux de syndicalisation, et l'importance du secteur non-entrepreneursip. L'analyse effectuée permet cependant uniquement la rétention de la politique salariale du secteur public et parapublic comme facteur explicatif possible de l'évolution de la composante structurelle des taux de chômage.

agricole.⁹ Un effort de rattrapage dans le but d'attirer des travailleurs qualifiés fut entrepris, ce qui fit en sorte que, dès 1966, la rémunération relative atteignit 94%. Durant la période de 1967 à 1973, la rémunération du secteur public excédait de 3,5% en moyenne celle du secteur privé. La progression se poursuivit et les années 1976-1978 se terminèrent par une rémunération publique relative moyenne de 118%. L'écart salarial croissant de 1974 à 1978 entre le secteur public et privé non agricole, découlant, d'une part, de la brisure de l'économie en deux segments à concurrence restreinte entre eux par des objectifs de production différents et, d'autre part, de la relative facilité avec laquelle le gouvernement a pu accepter les revendications des travailleurs syndiqués, modifie la situation de l'emploi par deux canaux.

D'une part, on peut assister à un allongement de la durée de recherche des chômeurs qui espèrent décrocher un emploi dans le secteur protégé, plutôt que d'accepter les offres moins avantageuses du secteur concurrentiel. D'autre part, les employeurs du secteur privé par émulation devront hausser les salaires offerts afin de conserver leurs travailleurs qualifiés, et la hausse des coûts de production qui en résulte oblige les employeurs à utiliser de façon moins intensive le facteur travail. Par contre, cet effet d'émulation peut être contrecarré par un reflux de travailleurs issu de la baisse de la demande de travail du secteur protégé.

3. LE MODÈLE ET LA MNÉMONIQUE DES VARIABLES

La forme fonctionnelle utilisée fut suggérée par Clark et Summers (1979). Il s'agit de mettre le logarithme du taux d'emploi de la population active en relation linéaire avec le niveau des variables explicatives. Nous avons procédé avec les doubles moindres carrés ordinaires en « endogénéisant » le taux d'activité des femmes qui est en état de rétroaction simultanée avec le taux de chômage.

La pression conjoncturelle sur le marché du travail est mesurée par le taux de chômage des hommes adultes (U_{HA}). Il est en effet généralement accepté que la composante structurelle du taux de chômage des hommes adultes soit demeurée stable sur l'ensemble de la période.¹⁰ Quatre varia-

9. Source: rémunération du secteur public et parapublic québécois: Cahier 72-007 de Statistique Canada et calculs de l'auteur; Il s'agit de prendre le rapport entre la rémunération trimestrielle globale des employés et le nombre moyen d'employés inscrits sur la liste de paye durant les trois mois correspondants dans l'administration et les entreprises publiques québécoises; rémunération du secteur privé non-agricole: matrice Cansim 1463, numéro databanque D703460.

10. Wachter (1976) et Fortin-Phaneuf (1979) par exemple ont recouru à cette hypothèse dans leur étude. Les résultats de Grignon-Guindon (1981) dans *Variations dans les composantes cycliques et structurelles des taux de chômage: leurs implications pour une mesure de tension sur le marché du travail*. (Ottawa: ministère des finances) 65 p. ont cependant généré des doutes sérieux sur cette hypothèse. Par ailleurs, dans sa thèse de maîtrise, l'auteur n'a pas obtenu de résultats fiables vu l'absence d'estimations par des organismes publics ou privés du PNB potentiel québécois. Le lecteur intéressé par les mouvements structurels du taux de chômage des hommes adultes au Québec pourra puiser l'information dans Boisvert (1981).

bles muettes servent à capter les variations saisonnières (S1, S2, S3, S4). Nous pouvons regrouper les variables structurelles sous deux parapluies: les variables socio-démographiques et les variables de politiques.

3.1 *Les variables socio-démographiques*

PROPJ: Nombre de jeunes (hommes ou femmes âgés de 15 à 24 ans) en proportion de la population en âge de travailler (15 ans et plus.)

RPOPF: Nombre de femmes (jeunes ou adultes) *actives* en proportion de la population en âge de travailler.

3.2 *Les variables de politiques*

AC: $ACCOV \times ACREPL \times ACMIN$ ¹¹

où *ACCOV*: taux de couverture de la population active par l'assurance-chômage;

ACREPL: taux de remplacement des prestations après impôt du salaire net duquel on déduit les coûts du travail;

ACMIN: rapport entre la durée maximale des prestations pour une personne ayant travaillé tout juste le temps minimum requis pour être éligible aux prestations, et le nombre minimum de semaines de travail requis durant les deux dernières années pour être admissible aux prestations.¹²

LAC: $\ln(ACCOV) + \ln(ACREPL) + \ln(ACMIN) = \ln(AC)$

Cette distinction permet de vérifier si le comportement des agents est relié linéairement ou non avec le degré de générosité du programme.

WMINR: Rapport en pourcentage entre le salaire minimum québécois pour les adultes et la rémunération horaire moyenne des ouvriers du secteur manufacturier.

WMIN1: $WMINR \times \ln(WMINR)$

WMIN2: $WMINR \times WMINR$

Ces deux variables sont utilisées (une à la fois) pour vérifier l'existence d'une relation non linéaire entre le taux de chômage et *WMINR*.

11. À l'aide du développement d'un modèle d'offre de travail, Fortin (1980) démontre que $ACREPL \times ACMIN$ représente l'indicateur clef de la générosité du programme d'assurance-chômage pour un individu du segment instable du marché du travail. Nous avons pondéré cet indicateur par le taux de couverture des individus.

12. Source: Lucie Samson, GREPE, Université Laval.

WPUBR: Rapport en pourcentage entre la rémunération moyenne par employé à salaire et à traitement à plein temps et autres dans l'administration et les entreprises publiques québécoises et la rémunération moyenne par salarié (ouvriers et employés) dans l'ensemble des industries.

4. ANALYSE DES RÉSULTATS

4.1 La capacité d'explication du modèle

Les résultats des estimations présentés au tableau 1 montrent que toutes les modifications structurelles discutées plus tôt ont influencé chaque taux de chômage. Les seules exceptions sont l'exclusion de *RPOPF* chez les hommes 15-24, et l'exclusion de *RPOPJ* chez les deux groupes de femmes. La statistique de Durbin-Watson associée à l'estimation du taux de chômage des jeunes hommes se situe entre la borne supérieure et la borne inférieure de rejet de l'hypothèse de non-autocorrélation des résidus. Au graphique 1, les moyennes annuelles des quatre estimations trimestrielles de chaque groupe démographique sont comparées à leur série annuelle historique correspondante.

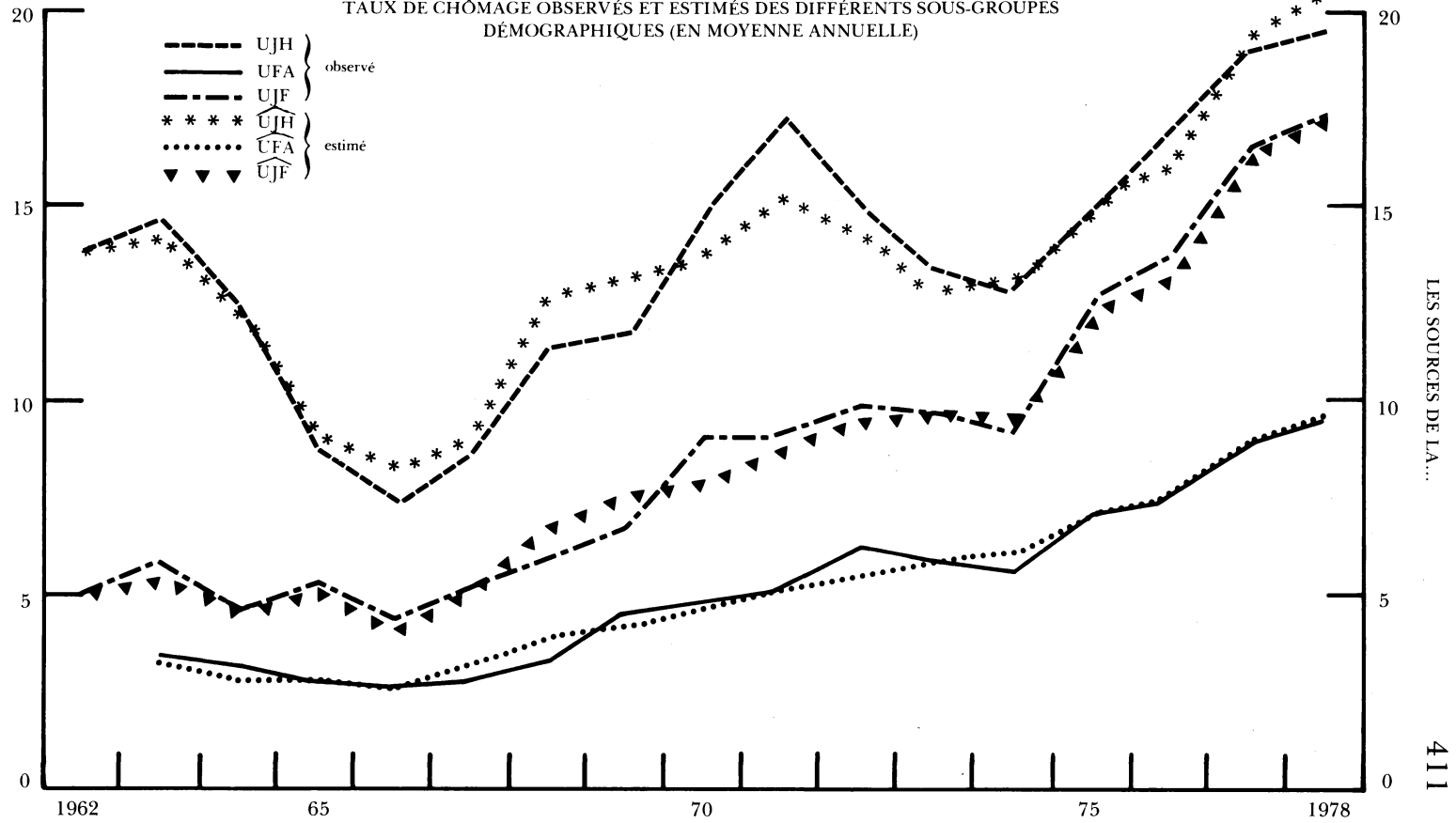
TABLEAU 1
RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

	<i>RPOPF</i>	$\ln(1-U_{JH})$	$\ln(1-U_{JF})$	$\ln(1-U_{FA})^a$
$\bar{R}^2$	0,91	0,81	0,91	0,92
D.W.	1,14	1,54	2,01	1,87
Constante	0,034 (2,9)	—	—	—
S1	—	4,51 (13,9)	3,78 (10,7)	4,20 (23,2)
S2	—	4,45 (13,9)	3,75 (10,7)	4,19 (23,3)
S3	—	4,43 (14,0)	3,73 (10,6)	4,18 (23,3)
S4	—	4,46 (14,2)	3,77 (10,8)	4,18 (23,2)
U_{HAI}	—	-0,036 (-8,0)	-0,017 (-9,0)	-0,00755(-7,8)
U_{HAI-2}	0,002 (3,2)	—	—	—
$RPOPJ_t$	—	-0,017 (-1,7)	—	—
$RPOPF_t$	—	—	-0,921 (-4,0)	-0,356 (-2,6)
AC_{t-2}	—	-0,004 (-1,1)	—	-0,004 (-2,8)
LAC_{t-2}	0,005 (5,7)	—	-0,005 (-2,5)	—
$WMINR_t$	—	0,029 (2,3)	—	—
$WMIN2_t$	—	-0,0003(-2,3)	—	—
$WMINR_{t-2}$	0,002 (6,6)	—	—	—
$WMINR_{t-4}$	—	—	0,109 (3,0)	0,053 (2,9)
$WMIN1_{t-4}$	—	—	-0,022 (-3,0)	-0,011 (-2,9)
$WPUBR_{t-4}$	0,001 (6,8)	-0,0004(-1,3)	-0,0006(2,7)	—
$WPUBR_{t-7}$	—	—	—	-0,0002 (-1,7)

^aPériode d'estimation: dernier trimestre de 1962 au dernier trimestre de 1978 pour l'équation des femmes adultes, et premier trimestre de 1962 au dernier trimestre de 1978 pour les autres équations.

La statistique *t* apparaît entre parenthèses.

GRAPHIQUE 1
TAUX DE CHÔMAGE OBSERVÉS ET ESTIMÉS DES DIFFÉRENTS SOUS-GROUPES
DÉMOGRAPHIQUES (EN MOYENNE ANNUELLE)



LES SOURCES DE LA...

Cette représentation graphique indique que notre compréhension de l'évolution du chômage des femmes adultes est assez juste sauf en 1968, 1972 et 1974. L'estimation de chômage des jeunes femmes est toute aussi satisfaisante. Ses nombreux soubresauts au début des années 60 et sa croissance phénoménale à la fin des années 70 sont expliqués par le modèle avec précision. La période 1968-1970 constitue la seule ombre au tableau pour ce sous-groupe. Chez les jeunes hommes, les erreurs de prédiction les plus importantes se situent aussi de 1968 à 1972. L'estimation suit bien le cycle économique des années 60 et la hausse rapide et continue du taux de chômage des jeunes hommes depuis 1974. Le modèle surestime cependant de façon importante le niveau de leur chômage en 1968-69 et le sous-estime de façon tout aussi importante de 1970 à 1972.

TABLEAU 2
CAUSES DE LA HAUSSE DU CHÔMAGE STRUCTUREL AU QUÉBEC, IMPACTS RESPECTIFS,
SOUS DES PÉRIODES HISTORIQUES PERTINENTES, SELON L'ÂGE ET LE SEXE

	U_{JH}	U_{JF}	U_{FA}	U
Assurance-chômage				
Réforme de 1971				
Effet direct	0,9±0,8	1,3±0,5	1,0±0,4	0,5±0,3
Effet indirect	...a	1,0±0,4	0,4±0,2	0,2±0,1
Effet total	0,9±0,8	2,3±0,9	1,4±0,5 ^b	0,7±0,3
Amendements d'octobre 77 et de janvier 79 (Effet total)	-0,3±0,3	-0,4±0,2	-0,5±0,2	-0,2±0,1
1962-1978	0,6±0,5	2,0±0,6 ^c	1,0±0,3	0,5±0,2
Salaire minimum				
1962-1970	0,0±0,0	0,1±0,03	0,3±0,1	0,1±0,02
1970-1976	1,3±0,6	1,1±0,4	1,0±0,3	0,5±0,2
1976-1978	-0,6±0,3	-0,5±0,2	-0,4±0,1	-0,2±0,1
1962-1978	0,7±0,3	0,7±0,3	0,8±0,2	0,4±0,2
Rémunération relative du secteur public et parapublic				
1962-1978	1,8±1,4	2,7±1,0	1,0±0,6	0,8±0,5
TOTAL POLITIQUE	3,1±2,2	5,4±1,9	2,8±1,1	1,7±0,8
Poussée démographique des jeunes				
1962-1974	3,1±1,8	—	—	0,5±0,3
1974-1978	-1,6±0,9	—	—	-0,2±0,1
1962-1978	1,5±0,9	—	—	0,3±0,2
Hausse du taux d'activité des femmes ^d				
1962-1978	—	5,6±1,4	2,3±0,9	1,1±0,4
TOTAL DÉMOGRAPHIQUE	1,5±0,9	5,6±1,4	2,3±0,9	1,4±0,5
TOTAL STRUCTUREL	4,6±3,1	11,0±3,3	5,1±2,0	3,0±1,3

^aCette estimation n'était pas à l'étude;

^bLa somme des intervalles de confiance (représentées par un écart-type) n'égale pas toujours l'intervalle de confiance de la somme des impacts puisque les nombres sont arrondis à une décimale après le point;

^cComme pour les intervalles de confiance, les impacts eux-mêmes peuvent être sujets aux vices des nombres significatifs.

^dCes impacts sont ceux attribués à la hausse de RPOPF ne découlant pas des modifications apportées au programme d'assurance-chômage.

4.2 Discussion des impacts

Le tableau 2 distribue la hausse du taux de chômage structurel entre les facteurs explicatifs retenus, selon l'âge et le sexe. Nous remarquerons que l'impact de la réforme de 1971 de l'assurance-chômage est très semblable chez tous les sous-groupes, allant d'une hausse du taux de chômage de 0,9 unités de pourcentage chez les jeunes hommes, à une hausse de 1,3 chez les jeunes femmes. Il ne s'agit cependant ici que de l'effet direct de l'assurance-chômage sur le taux de chômage des femmes, puisque la réforme de 1971 a aussi contribué à accroître leur taux d'activité (effet indirect via *RPOPF*) qui lui aussi accroît ce taux de chômage. L'estimation de *RPOPF* nous montre que la réforme de 1971 de l'assurance-chômage (*AC*) a accru le taux d'activité des femmes de $2,4 \pm 0,2$ unités de pourcentage. Le tableau des impacts nous indique l'importance des hausses de chômage qui s'ensuivent pour les deux groupes féminins.

L'effet total sur le taux de chômage d'ensemble est identique aux résultats obtenus par Cousineau et Green (1976) et Fortin-Phaneuf (1979) au niveau canadien. Les modifications subséquentes d'octobre 1977 et de janvier 1979 apportées à la loi de l'assurance-chômage resserrèrent les normes d'éligibilité (baisse de *ACMIN*) et diminuèrent le taux de remplacement net (*ACREPL*). Environ 30% des désincitations au travail créées par la réforme de 1971 auraient donc été supprimées.

La hausse du salaire minimum relatif (*WMINR*) demeure aussi uniquement une préoccupation des années 70. De 1970 à 1976 son effet sur le taux de chômage de chacun des groupes démographiques fut d'un point de pourcentage. Suite à la hausse du salaire minimum relatif, le taux de chômage structurel d'ensemble augmenta d'un demi point de pourcentage durant cette période. Mais encore là, 40% de ses effets sur le chômage furent annulés au cours des deux dernières années d'observation. Les résultats concernant la politique salariale du secteur public et parapublic québécois (*WPUBR*) ne sont pas très précis. Nous pensons cependant que l'augmentation de *WPUBR* a pu accroître le taux de chômage d'un demi à une unité de pourcentage. *WMINR* et *WPUBR* ont une élasticité moyenne par rapport au taux de chômage d'ensemble sur la période de 1962 à 1978 respectivement de 0,46 et de 0,21.

Le taux de chômage structurel des jeunes hommes s'est accru de 4,6 unités de pourcentage entre 1962 et 1978. Les variables de politiques expliquent 70% de cette augmentation (voir tableau 3). Des politiques adéquates pourraient donc abaisser considérablement le chômage chez les jeunes. L'importance de ces variables découle du renversement de la tendance démographique des jeunes. La part des jeunes dans la population en âge de travailler (*RPOPJ*) s'est accru de 2,6 unités de pourcentage de 1961 à 1974, a diminué de 1,1 de 1974 à 1978, et Statistique Canada

prévoit qu'elle va chuter de 5,7 d'ici 1986. Ces prévisions semblent suggérer que la position relative des jeunes hommes sur le marché du travail pourrait s'améliorer de façon considérable dans un proche avenir.

Par ailleurs, les facteurs démographiques comptent pour 50% de la hausse du taux de chômage structurel chez les deux groupes de femmes. De plus, la hausse prévisible du taux d'activité des femmes entre 1978 et 1986 équivaut presque à la moitié de la hausse des 20 dernières années. Ces prévisions suggèrent donc, à peu de choses près, que la tendance va se poursuivre. Ainsi, il est permis de croire que la poursuite de politiques qui viseraient à diminuer le taux de chômage structurel des femmes, telles le resserrement des normes d'éligibilité de l'assurance-chômage, et la diminution du salaire minimum relatif et de la rémunération relative du secteur public et parapublic, ne parviendrait qu'à ralentir l'augmentation des taux de chômage féminins et non à la renverser.

TABLEAU 3
PART (%) DE CHACUN DES FACTEURS À LA HAUSSE DU TAUX DE CHÔMAGE
STRUCTUREL DE 1962 À 1978, SELON L'ÂGE ET LE SEXE

	U_{JH}	U_{JF}	U_{FA}	U
Facteurs politiques	67	49	55	57
AC	13	18	20	17
WMINR	15	6	16	13
WPUBR	39	25	20	27
Facteurs démographiques	33	51	45	43

4.3 La tension conjoncturelle

Afin de bien saisir l'importance relative des modifications structurelles dans la détérioration de la position des jeunes et des femmes sur le marché du travail, examinons les causes de l'écart de chômage entre le sommet expansionniste de 1966 et le creux récessionniste de 1978 (tableau 4). Nous constatons alors que le ralentissement de l'économie québécoise explique 50% de l'accroissement du taux de chômage des jeunes femmes et des femmes adultes et 80% de celui des jeunes hommes. Le rôle important joué par le fléchissement de la production chez les jeunes hommes apparaît clairement lorsque nous retournons à l'estimation de la sensibilité conjoncturelle du taux de chômage des groupes démographiques (tableau 1).

Le taux de chômage des jeunes hommes s'accroît en moyenne de $3,0 \pm 0,4$ unités de pourcentage lorsque le taux de chômage des hommes adultes s'accroît de 1 unité. Cette constatation confirme qu'en période de relâchement de la demande, les employeurs trouvent plus économique de

TABLEAU 4
DISTRIBUTION (%) ENTRE LES SOURCES STRUCTURELLE ET CONJONCTURELLE
D'AUGMENTATION DU TAUX DE CHÔMAGE ENTRE 1966 ET 1978,
SELON L'ÂGE ET LE SEXE

	<i>JH</i>	<i>JF</i>	<i>FA</i>	<i>HA</i>	TOTAL
Hausse du taux de chômage structurel	2,3 (19%)	6,8 (52%)	3,4 (49%)	0,0 ^a (0%)	1,9 (28%)
Hausse du taux de chômage conjoncturel	9,9 (81%)	6,2 (48%)	3,5 (51%)	3,9 (100%)	4,9 (72%)
Hausse du taux de chômage mesuré	12,2 (100%)	13,0 (100%)	6,9 (100%)	3,9 (100%)	6,8 (100%)

^aHypothèse implicite au modèle utilisé

congédier leurs employés détenant un plus faible niveau de formation spécifique à l'entreprise. Viennent en second lieu les jeunes femmes dont le taux de chômage augmente de $1,5 \pm 0,2$ unités de pourcentage en pareille circonstance. Les plus insensibles à la conjoncture demeurent les femmes adultes, dont le taux de chômage ne s'accroît que de $0,7 \pm 0,1$ unité de pourcentage lorsque celui des hommes adultes augmente de 1 unité. La faible sensibilité conjoncturelle du taux de chômage des femmes adultes pourrait être attribuée à leur plus grande concentration dans des emplois reliés au processus administratif des entreprises ou à un effet de retrait de la main-d'œuvre plus important. Il ressort de cette analyse qu'une bonne partie du chômage global et de la dispersion du chômage entre les jeunes et les hommes adultes au Québec pourrait être réduite par une politique traditionnelle de gestion de la demande.

5. CONCLUSION

Au début des années soixante, lorsque le taux de chômage global au Québec fluctuait entre 4% et 4,5%, nous pouvions dire que notre économie utilisait rationnellement la capacité productrice de la main-d'œuvre. En effet, une politique visant à réduire le chômage d'une autre unité de pourcentage aurait sérieusement attisé l'inflation. Aujourd'hui, selon nos estimations, ce seuil de chômage au Québec atteindrait 7% à 7,5%.

Le pas le plus important à franchir pour améliorer la situation de l'emploi au Québec demeure celui de faire disparaître les 3 unités de pourcentage de chômage purement conjoncturel qui persistait en 1980 et 1981 (7 à 9 en 1982), alors que le taux de chômage d'ensemble s'agrippait à plus de 10%. Avec un PNB québécois de 67,8 milliards de dollars, un nombre de ménages égalant 2,1 millions et un coefficient d'Okun (pru-

dent) de 1,5 à 2,5, ce chômage conjoncturel représente un manque à gagner de 1 450 à 2 420 dollars par année par ménage. Il constitue une perte considérable pour la société québécoise, et n'exerce que de minimes pressions déflationnistes.¹³ De plus, une baisse de 3 unités de pourcentage du taux de chômage global au Québec, correspondant à une baisse de 2,4 unités de pourcentage du taux de chômage des hommes adultes signifie une chute d'environ 7 unités de pourcentage du taux de chômage des jeunes hommes et de près de 4 unités de pourcentage du taux de chômage des jeunes femmes. Ainsi, en 1981, près des deux tiers de l'écart de chômage pour les jeunes hommes par rapport à son niveau minimum de 1966 auraient pu être éliminés par une pression de la demande. Cette médecine n'effacerait cependant que le tiers et le quart de cet écart pour les jeunes femmes et les femmes adultes respectivement.

L'évolution des paramètres de l'assurance-chômage, de la politique du salaire minimum et de celle de la rémunération dans le secteur public et parapublic explique 67% de la hausse du taux de chômage structurel des jeunes hommes depuis 1962. Le renversement de l'évolution de ces politiques gouvernementales et la baisse prévue de la part des jeunes dans la population active leur laisse entrevoir des jours meilleurs. Cependant, les modifications dans la composition de la population active et les variables de politiques se partagent quasi-également la responsabilité de la hausse du taux de chômage structurel des femmes adultes et des jeunes femmes. Puisqu'il semble que le taux d'activité des femmes va continuer de s'accroître, la société québécoise va devoir recourir à beaucoup d'imagination pour non seulement contrecarrer les hausses potentielles du taux de chômage structurel des femmes, mais surtout pour le ramener à des proportions plus acceptables.

Denis GUINDON,
ministère des Finances du Canada

13. Plusieurs études effectuées au Canada montrent qu'une hausse du taux de chômage d'ensemble de 7,5 à 8,5 ne réduit annuellement la croissance des salaires que de 0,2 à 0,4 unités de pourcentage. Un survol de plusieurs études est effectué dans « Inflation récente au Canada » (Ottawa: ministère des Finances) 1978, nov., 64 p. Ces résultats sont aussi confirmés par des études plus récentes. Par exemple: Fortin, Pierre et Keith Newton, « Labour market tightness and Wage Inflation in Canada », Rapport présenté au Brookings Institution's Conference à Washington en novembre 1980 et au Macro Workshop à Toronto en février 1981, 1980, 50 p.

BIBLIOGRAPHIE

- BOISVERT, RAYMOND, *La détermination du taux de chômage naturel et de plein emploi: le cas du Québec*, (Québec: ministère des Finances), juillet 1981, 44 p.
- CLARK, KIM B. et LAWRENCE H. SUMMERS, *The Dynamic of youth unemployment*, Recherche préparée pour le National Bureau of Economic Research, Université de Harvard, 1979, 45 p.
- COUSINEAU, JEAN-MICHEL, « Impact du salaire minimum sur le chômage des jeunes et des femmes au Québec », *Relations Industrielles*, 3, 1979, pp. 403-416.
- COUSINEAU, JEAN-MICHEL et CHRISTOPHER GREEN, *Chômage et programme d'assurance-chômage*, Conseil Économique du Canada (Ottawa: Approvisionnements et services), 1976, 162 p.
- FELDSSTEIN, MARTIN, « The effect of unemployment insurance on temporary layoff unemployment », *American Economic Review*, 68, 1978, pp. 834-846.
- FORTIN, PIERRE, « L'effet du salaire minimum sur les prix, l'emploi et la répartition des revenus: le cas du Québec », *Relations Industrielles*, 4, 1979, pp. 660-671.
- FORTIN, PIERRE, *Unemployment Insurance and the Choice of a Labour Market Habitat*, Université Laval, mars 1980, 20 p.
- FORTIN, PIERRE et LOUIS PHANEUF, *Why is the Unemployment Rate so High in Canada?*, Rapport présenté au colloque de Eastern Economic Association à Boston et à celui de Canadian Economic Association à Saskatoon, avril 1979, 35 p.
- LAZAR, FRED, « The impact of the 1971 unemployment insurance revisions on unemployment rates: another look », *Revue Canadienne d'Économique*, août 1978, pp. 559-570.
- MAKI, DENNIS R., « The effect of Changes in Minimum Wage Rates on Provincial Unemployment in Canada », *Relations Industrielles*, 3, 1979, pp. 418-429.
- MAKI, DENNIS, GRUDEL, HERBERT G. et SHELLY SAX, « Real insurance-induced unemployment in Canada », *Canadian Journal of Economics*, mai 1975, pp. 174-191.
- MITCHELL, DANIEL J.B., *The Impact of Collective Bargaining on Compensation in the Public Sector*, Brookings General Series Reprint no. 357 (Washington D.C.: The Brookings Institution), 1980, pp. 118-149.
- MORTENSEN, D.T., « Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve », *American Economic Review*, 60, 1970, pp. 847-862.

- PERRY, GEORGE L., « Changing labour markets and inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 1970, pp. 411-441.
- WACHTER, MICHAEL L., « The changing cyclical responsiveness of wage inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1976, pp. 115-159.
- WACHTER, MICHAEL L., « Intermediate Savings in labour-force participation », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1977, pp. 545-576.
- WACHTER, MICHAEL L., *The dimensions and complexities of the youth unemployment problem*, Recherche préparée pour le National Bureau of Economic Research, 1980, 34 p.