

L'impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage des jeunes au Canada:

Une reconsidération des résultats économétriques

par

Marc Séguin

(296536)

Mémoire présenté au Département de Science économique

de l'Université d'Ottawa

Pour l'obtention du diplôme de Maîtrise

Directeur du mémoire : Professeur Gilles Grenier

ECO 7997

Ottawa, Ontario

Mars 1989

## TABLE DES MATIERES

### SECTION I

Introduction .....	1
--------------------	---

### SECTION II

Analyse théorique .....	3
-------------------------	---

### SECTION III

Revue de la littérature empirique .....	11
---	----

### SECTION IV

Les données et le modèle .....	17
--------------------------------	----

### SECTION V

Analyse des résultats .....	22
-----------------------------	----

Période 1956-1975 .....	22
-------------------------	----

Période 1976-1985 .....	34
-------------------------	----

### SECTION VI

Conclusions .....	45
-------------------	----

Notes .....	49
-------------	----

### ANNEXES

A. Evolution de l'indice du salaire minimum selon le sexe et la région, 1956-1985 .....	58
--	----

B. Rapport post-1975/pré-1975 des variables provenant de l'enquête sur la population active .....	61
--	----

C. Résultats des régressions avec variables ajustées pour tenir compte du changement de méthodologie dans l'enquête sur la population active .....	62
--	----

Bibliographie .....	75
---------------------	----

## I. INTRODUCTION

Depuis le début des années 70, plusieurs études économétriques en Amérique du Nord ont eu pour objet l'impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage. La majorité de ces études ont conclu que le salaire minimum avait un effet de désemploi important chez la plupart des groupes étudiés, plus particulièrement chez les jeunes.

Au Canada, ces études ont sans doute grandement influencé les décisions des politiciens qui n'ont augmenté le taux horaire minimum que très légèrement depuis le milieu des années 70. Par exemple, le taux horaire minimum québécois est passé de \$2.90 à \$4.00 entre 1976 et 1985, une hausse de près de 40 pour cent. Pendant la même période, le salaire horaire moyen dans l'industrie manufacturière est passé de \$5.17 à \$10.85, soit une hausse de plus de 100 pour cent. En termes relatifs, le salaire minimum a donc chuté de façon appréciable et le pouvoir d'achat des travailleurs rémunérés au salaire minimum s'est effrité considérablement, cette période étant caractérisée par une inflation soutenue.

Cette baisse relative du salaire minimum aurait dû être accompagnée par une hausse de l'emploi et une réduction du chômage si l'on s'en tient aux résultats des études économétriques. Au contraire, la baisse relative du salaire minimum fut accompagnée par une réduction du nombre de jeunes travailleurs et le maintien des taux de chômage élevés chez les adolescents.

Le but de la présente étude est de vérifier si les résultats empiriques obtenus dans les études antérieures sont toujours valables aujourd'hui. Plus précisément, le modèle estimé par Robert Swidinsky (1980) pour la période 1956-1975 sera ré-estimé pour une période plus récente soit la période 1976-1985. Swidinsky a construit un modèle pour analyser l'impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage des jeunes de 15 à 19 ans au Canada.

A première vue, les résultats obtenus par Swidinsky ne semblent plus être valables puisque ces derniers indiquent qu'une baisse de 10 pour cent du salaire minimum relatif (le taux horaire minimum divisée par le taux horaire moyen dans l'industrie manufacturière), toutes choses étant égales par ailleurs, devrait résulter en une hausse de l'emploi et une baisse du taux de chômage de 0.5 pour cent chez les hommes et de 6.8 pour cent chez les femmes.<sup>1</sup>

L'étude est divisée en cinq parties. La première partie est consacrée à l'analyse du cadre théorique entourant le salaire minimum. Dans la seconde partie nous présentons une revue de la littérature, avec une emphase sur les études qui ont porté sur l'impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage. Dans la troisième partie nous présentons le modèle qui servira à effectuer l'analyse économétrique. Dans la quatrième partie nous présentons les résultats de l'analyse économétrique. Cette partie est divisée en deux sections. Dans une première section nous tenterons de reproduire les résultats obtenus par Swidinsky pour la période 1956-1975 alors que dans la seconde section nous estimerons le modèle pour la période 1976-1985 pour ensuite effectuer une comparaison avec les résultats obtenus pour la période précédente. Finalement, on présentera les principales conclusions que l'on peut tirer de cette étude.

## II. ANALYSE THEORIQUE<sup>1</sup>

Le cadre théorique entourant le salaire minimum peut-être divisé en deux parties. Une première partie porte sur l'analyse théorique statique, dont les deux modèles le plus fréquemment employés sont le modèle de concurrence parfaite et le modèle du monopsonne. La seconde partie porte sur les autres modèles du salaire minimum et traite de sujets tels que la conséquence du salaire minimum sur la productivité (la théorie du choc), la distinction entre l'équilibre partiel et l'équilibre général et les effets macroéconomiques par rapport aux effets microéconomiques.

### A. Analyse théorique statique

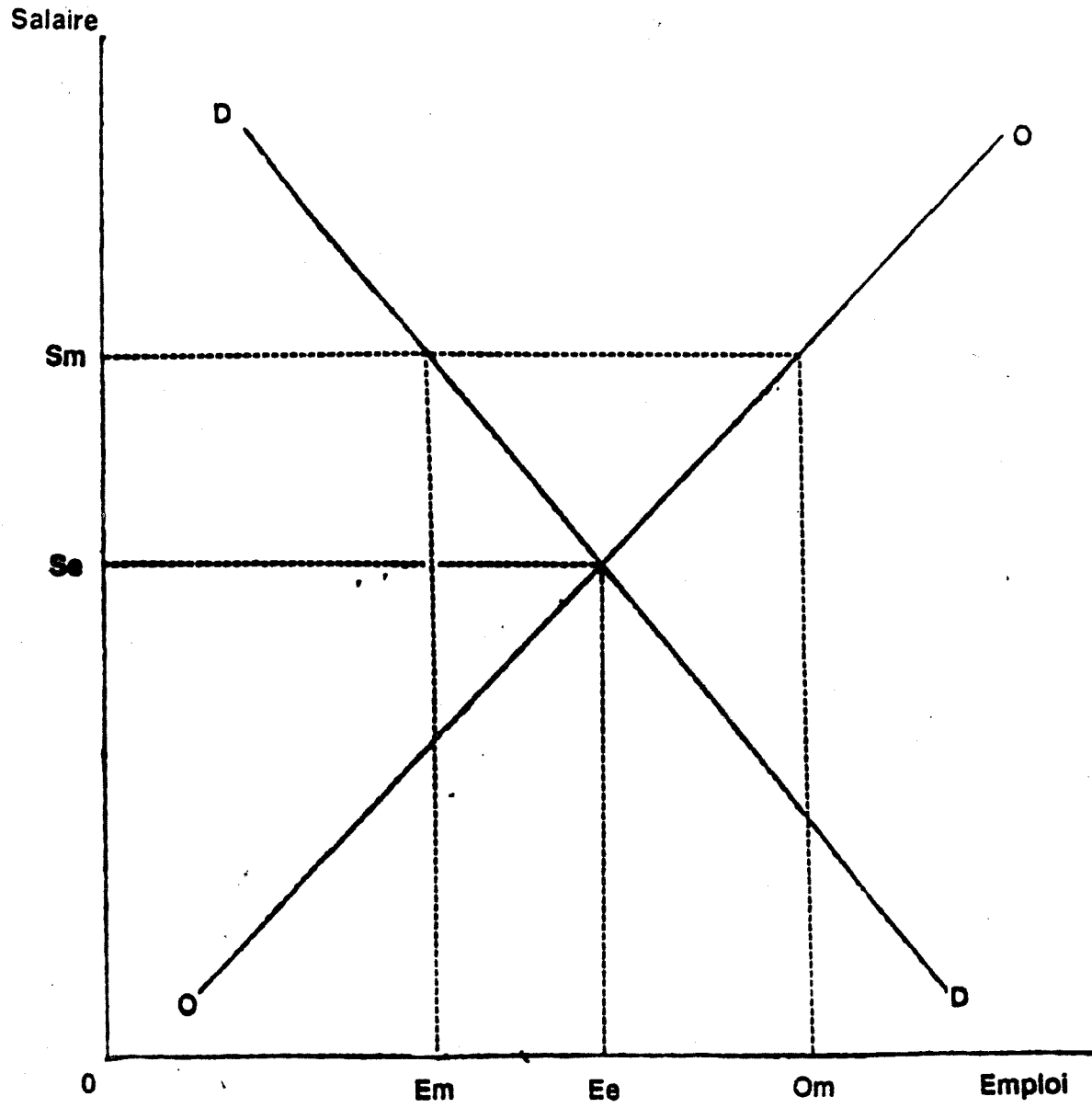
#### A.1 Marchés concurrentiels

Ce modèle se caractérise par un grand nombre de participants dont aucun ne peut de lui même, en achetant ou en vendant une quantité plus ou moins grande, influencer le prix de ce qui est acheté ou vendu. Dans la figure 1 ci-dessous, la demande de travail est représentée par la courbe DD et l'offre de travail par la courbe OO. L'équilibre est établi à l'endroit où la demande de travail est égale à l'offre. Le salaire d'équilibre est  $S_e$  et le nombre d'employés embauchés est  $E_e$ .

Supposons qu'on impose un salaire minimum  $S_m$ , supérieur au salaire d'équilibre  $S_e$ . L'effet du salaire minimum est de réduire l'emploi de  $E_e$  à  $E_m$ . Le salaire minimum devrait aussi impliquer du chômage puisque le nombre d'employés désirant travailler à ce salaire est  $O_m$ . Il y aurait donc un nombre de chômeurs équivalant à  $(O_m - E_m)$ . Il n'est cependant pas possible de conclure qu'il en résultera une augmentation équivalente du chômage statistiquement enregistré étant donné l'effet ambigu du salaire minimum sur l'offre de travail. D'un côté, il semble indéniable qu'une hausse du salaire

Figure 1

Détermination des salaires dans un marché concurrentiel



minimum devrait inciter plus de travailleurs à rejoindre le marché du travail, alors que d'un autre côté, comme nous l'avons indiqué, le salaire minimum réduira la quantité de travail demandée et, par le fait même, la probabilité pour les chômeurs de se trouver un emploi. Ce coût accru de recherche d'emploi devrait causer une baisse de la quantité de travail offert (effet de découragement).<sup>2</sup>

Il existe donc une ambiguïté quant à l'effet du salaire minimum sur le chômage étant donné les effets séparés sur l'offre (hausse ou baisse) et la demande (baisse) de travail.

#### A.2 Marchés non concurrentiels

Le marché des produits, le marché des facteurs de production ou les deux peuvent être responsables de l'imperfection de la concurrence. Si on laisse tomber l'hypothèse de la concurrence parfaite sur le marché des produits on peut montrer<sup>3</sup> que, tout comme dans le cas des marchés concurrentiels, le salaire minimum implique une réduction de l'emploi.

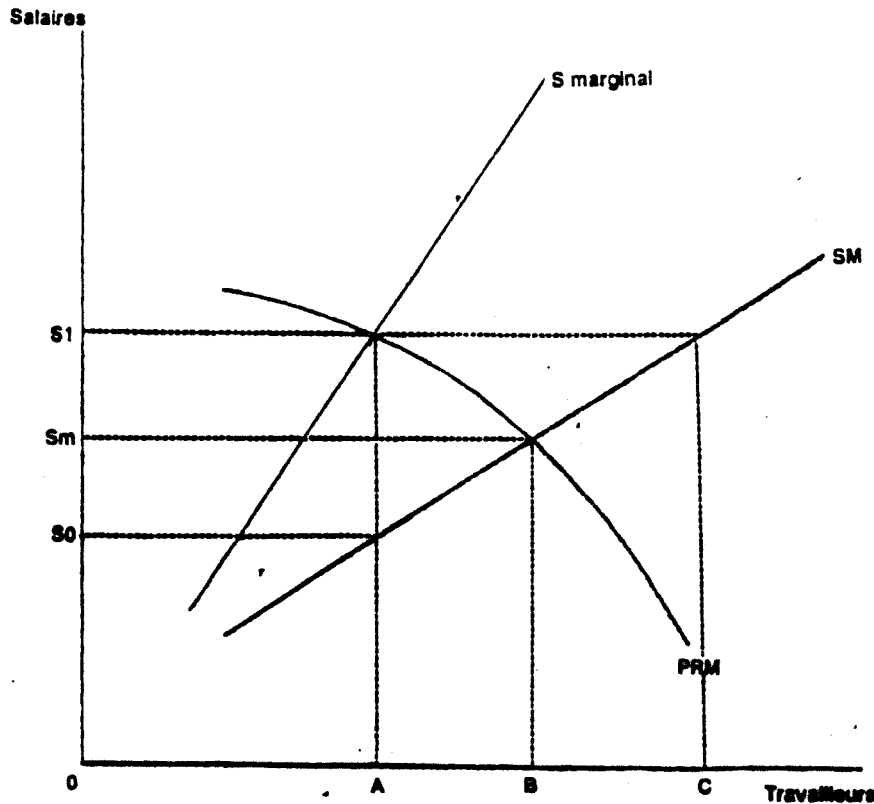
Une entreprise qui fait face à une situation de concurrence imparfaite sur le marché du travail, subit une courbe ascendante de l'offre de main-d'oeuvre. On a en particulier le cas du monopsonne qui est une exception, dans le cas de l'analyse théorique statique, à la conclusion que le salaire minimum réduit l'emploi.

Sans l'imposition d'un salaire minimum, le coût marginal de la main-d'oeuvre excède en tout temps le coût moyen, puisque l'entreprise doit, pour augmenter son nombre de travailleurs, hausser le salaire des travailleurs additionnels ainsi que celui des anciens employés. L'entreprise monopsonique embauche donc de la main-d'oeuvre jusqu'à ce que le coût marginal de la

main-d'oeuvre soit égal à la demande (produit du revenu marginal) (voir figure 2, ci-dessous).

**Figure 2**

**Détermination des salaires dans un marché de travail non concurrentiel**



- A = Nombre de travailleurs embauchés à un niveau de salaire  $S_0$  ou  $S_1$ .
- B = Nombre de travailleurs embauchés à un niveau de salaire  $S_m$ .
- C = Nombre de travailleurs désirant travailler au salaire  $S_1$ .

Le salaire minimum fait de l'entreprise monopsonique une "preneuse de prix" jusqu'au niveau de salaire  $O(S_m)$ . Ainsi un salaire minimum entre  $S_0$  et  $S_m$  entraîné une hausse d'emplois alors qu'un salaire minimum de  $S_m$  ferait en sorte que le niveau d'emplois serait le même qu'en situation de concurrence parfaite. Un salaire minimum entre  $S_m$  et  $S_1$  impliquerait une hausse de l'emploi par rapport à la situation initiale (point A) et du chômage alors qu'un salaire minimum supérieur à  $S_1$  impliquerait une réduction de l'emploi et une hausse du chômage.



Il est à noter cependant, qu'à l'examen des industries où il y a un nombre important d'employés rémunérés au salaire minimum, il y a très peu d'évidence que le modèle monopsonique peut-être utilisé pour l'analyse du salaire minimum.<sup>4</sup>

## **B. Autres modèles du salaire minimum**

### **B.1 La théorie du choc**

La théorie du choc provient de l'hypothèse selon laquelle une hausse du salaire minimum pourrait avoir des effets favorables sur la gestion des entreprises. Le choc du salaire minimum peut-être interprété comme un encouragement pour l'entreprise à utiliser plus de capital et une meilleure supervision de ses travailleurs pour ainsi occasionner une hausse de la productivité.

Le salaire minimum n'aurait pas, selon cette théorie, d'effet défavorable sur l'emploi. Cependant comme Rees (1973) l'a mentionné, une première hausse importante du salaire minimum pourrait encourager la direction des entreprises à réexaminer ses méthodes de production et ainsi amener une hausse de la productivité. Toutefois, il est peu probable que les entreprises réexaminent leurs méthodes de production à chaque augmentation du salaire minimum, surtout si ces augmentations sont fréquentes.

### **B.2 Analyse de l'équilibre partiel par rapport à l'équilibre général**

Il y a dans la théorie de l'équilibre général des circonstances spéciales où la loi du salaire minimum, appliquée partiellement, peut procurer un avantage aux travailleurs de tous les secteurs. Pour montrer ce point, Johnson (1969)

a construit un modèle d'une économie à deux secteurs, produisant deux biens et employant deux facteurs de production, soient le capital et la main-d'oeuvre, où il démontre que sous certaines conditions , un salaire minimum imposé au secteur à forte proportion de capital pourrait être bénéfique aux deux secteurs.

Cette analyse est toutefois peu pertinente aujourd'hui puisqu'elle présuppose une application partielle du salaire minimum, alors que la loi s'applique maintenant à la majorité des secteurs (à l'exception de quelques provinces où les travailleurs agricoles et les domestiques ne sont toujours pas couverts).

### B.3 Effets macroéconomiques versus effets microéconomiques

L'argument du pouvoir d'achat est à la base du raisonnement de certains des revendicateurs du salaire minimum. Selon cet argument, les revenus supplémentaires touchés par les travailleurs qui reçoivent une augmentation de salaire suite à l'imposition ou à la hausse du salaire minimum dépassent les pertes de revenus des travailleurs qui perdent initialement leur emploi.<sup>5</sup> Ceci est vrai lorsque la demande de main-d'oeuvre est inélastique, cas généralement invoqué par les défenseurs de l'argument du pouvoir d'achat.

Une autre hypothèse est que le salaire minimum redistribue les revenus des riches vers les pauvres augmentant ainsi la demande pour les biens de consommation étant donné la plus grande propension à consommer de ces derniers.

Suite à cette redistribution du revenu ou à la hausse du pouvoir d'achat des travailleurs rémunérés au salaire minimum, la demande réelle pourrait connaître un accroissement suffisant pour permettre la réembauche des

travailleurs initialement mis à pied. Le salaire minimum pourrait, dans ce cas, avoir un effet favorable sur l'emploi.

Tout récemment, Mario Iacobacci et Mario Seccareccia (1987), dans une étude traitant des implications économiques d'un programme de revenu garanti pour le Canada, ont discuté des implications macroéconomiques d'un cas opposé à cette hausse des salaires.<sup>6</sup> Ces derniers mentionnent qu'une baisse des salaires pourrait entraîner une réduction de la demande globale.

Keynes, dans la Théorie Générale, explique que l'argument principal pour justifier cette réduction de la demande globale est qu'une baisse des salaires réduit le revenu des travailleurs et ainsi de la demande pour les biens de consommation (une hausse des salaires devrait avoir l'effet contraire). La baisse des salaires a aussi un effet de redistribution du revenu entre les salariés et les détenteurs de capital. Selon Keynes, ces derniers ayant une propension marginale à consommer plus faible que les salariés, il devrait s'en suivre une réduction de la demande globale (déplacement vers le bas de la courbe de demande).

Iacobacci et Seccareccia ont, avec l'aide du modèle économétrique du Conference Board du Canada, évalué les effets macroéconomiques d'une baisse des salaires de 2.5 et 5.0 pour cent dans certaines industries canadiennes. Les résultats indiquent qu'une baisse de 2.5 pour cent des salaires entraînerait une baisse du PIB de \$1.2 milliard et une perte de 35,000 emplois sur une période de cinq ans, alors qu'une baisse de 5.0 pour cent des salaires résulterait en une baisse du PIB de \$2.0 milliards et une perte de 60,000 emplois pour la même période de temps.

Quoique cette étude de Iacobacci et Seccareccia ne concerne pas directement le salaire minimum, on peut quand même en tirer certaines observations. Malheureusement, très peu d'auteurs semblent avoir construit des

modèles macroéconomiques réfutables du salaire minimum.<sup>7</sup> Il est donc très difficile de vérifier si les effets macroéconomiques du salaire minimum peuvent contrecarrer les effets microéconomiques défavorables possiblement existants (réduction de l'emploi).

### III. REVUE DE LA LITTÉRATURE EMPIRIQUE<sup>1</sup>

La majorité des études sur le salaire minimum ont presque exclusivement porté sur l'effet du salaire minimum sur l'emploi et le chômage,<sup>2</sup> avec une emphase sur les jeunes, ce groupe étant caractérisé par un faible niveau de formation, des salaires peu élevés, une faible productivité et peu d'expérience; attributs qui suggèrent une plus grande probabilité d'être affecté par la législation du salaire minimum.

#### A. Etudes américaines

Les premières études économétriques effectuées aux Etats-Unis indiquèrent que le salaire minimum avait peu ou pas d'effet sur le chômage. Cependant ces études utilisaient le taux de chômage comme variable dépendante et comme Hyman Kaitz (1970) l'a illustré, le taux de chômage est une spécification inexacte pour mesurer l'effet des revisions du salaire minimum sur l'emploi puisqu'il est sensible aux fluctuations de l'offre et de la demande de main-d'oeuvre. Ainsi, une hausse du salaire minimum peut-être accompagnée par une très faible hausse du chômage alors qu'il y aura une réduction sensible de l'emploi et du taux d'activité. Kaitz a, pour éviter ce problème, utilisé un coefficient de chômage défini comme étant le pourcentage de la population (et non de la population active) qui est en chômage.

Cependant comme Alan Fisher (1973) l'a indiqué dans une discussion analytique, le coefficient de chômage n'est pas une bonne mesure puisque le numérateur est le même que dans le cas du taux de chômage et est sensible aux fluctuations de l'offre de main-d'oeuvre (population active).

La plupart des études effectuées plus récemment s'inspirent des travaux de Jacob Mincer (1976). Celui-ci a étudié l'effet des revisions du salaire mini-

mum sur l'emploi et le taux d'activité séparément. Il a estimé des équations d'emplois de la forme suivante:

$$E/P = f ( S_m, ICyc, FA, T, T_2 )$$

où,

**E/P = rapport emploi/population;**

**S<sub>m</sub> = variable du salaire minimum définie comme le salaire minimum par rapport aux gains horaires moyens multiplié par le pourcentage de travailleurs couverts par la législation du salaire minimum;**

**ICyc = indice cyclique mesuré comme étant le taux de chômage des hommes adultes (25 à 44 ans);**

**FA = fraction du groupe démographique étudié faisant parti des forces armées;**

**T, T<sub>2</sub> = variable quadratique tendancielle.**

Mincer a observé un effet négatif du salaire minimum sur l'emploi pour tous les groupes étudiés. Il a cependant constaté que la réduction d'emplois attribuable au salaire minimum était plus importante chez les adolescents alors que les répercussions sur les hommes agés entre 25 et 64 ans étaient beaucoup plus faibles.

La méthodologie utilisée dans la plupart des études récentes est similaire à celle utilisée par Mincer, c'est-à-dire qu'il y a estimation séparée de l'effet du salaire minimum sur l'emploi et le taux d'activité (demande et offre de travail).

On peut diviser les variables explicatives utilisées dans ces études en trois catégories:

1. une variable qui reflète le salaire minimum;

2. une variable qui représente les cycles;
3. les autres variables.

Dans la plupart des cas la variable qui représente le salaire minimum est un indice, ou une variante de cet indice,<sup>3</sup> tel que celui employé par Mincer et développé par Kaitz (1970), qui tient compte du niveau relatif du salaire minimum par rapport au salaire horaire moyen de l'ensemble de l'économie et de la proportion des travailleurs couverts par la loi du salaire minimum (taux de couverture).

Dans la majorité des études une variable représentant les cycles est utilisée pour tenir compte des conditions du marché du travail. L'indice cyclique le plus fréquemment employé est une mesure de la demande globale (produit national brut dans la plupart des cas), quoique plusieurs variables instrumentales ont été utilisées, le taux de chômage des hommes adultes (25 à 44 ans ou 25 à 54 ans) en particulier.<sup>4</sup>

Les autres variables explicatives le plus fréquemment utilisées sont une variable tendancielle, le pourcentage de la population active dans les forces armées, la population totale du groupe étudié, l'effectif scolaire et la participation aux programmes de formation de travail.<sup>5</sup>

En général, la majorité des études américaines trouvent que le salaire minimum a un effet négatif sur l'emploi, plus particulièrement chez les adolescents. Selon Brown, Gilroy et Cohen (1982), tout compte fait, une hausse de dix pourcent du salaire minimum résulterait en une baisse de un à trois pourcent de l'emploi des adolescents.

## B. Etudes canadiennes

Il existe très peu d'études économétriques de l'impact du salaire minimum sur l'emploi au Canada.<sup>6</sup> L'étude de Swidinsky (1980) porte sur l'effet du salaire minimum sur l'emploi et le chômage des jeunes de 15 à 19 ans pour la période de 1956 à 1975. Le modèle construit par Swidinsky comprend, comme dans l'étude de Mincer, trois équations estimables par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Une première équation estime l'effet du salaire minimum sur l'emploi (mesuré par le rapport emploi/population), la seconde équation estime l'impact sur l'offre de travail (mesurée par le taux d'activité) et une dernière équation mesure l'impact du salaire minimum sur le chômage (mesuré par le taux de chômage).

La spécification exacte du modèle de Swidinsky est la suivante:

$$Y_i = f ( UPM, MWI, T, T2, PRD )$$

où,

$Y_i$  = variable dépendante;

soit,

$i$  = E/P = rapport emploi/population;

= TxP = taux d'activité;

= TxC = taux de chômage;

UPM = le taux de chômage des hommes adultes (25 à 44 ans)  
qui sert d'indice cyclique;

MWI = la variable du salaire minimum définie comme étant  
le salaire minimum par rapport aux gains horaires  
moyens dans l'industrie manufacturière multiplié  
par le taux de couverture;



**T, T<sup>2</sup> = variable quadratique tendancielle;**

**PrD = un ensemble de cinq variables dichotomiques  
représentant les cinq régions canadiennes.**

Les variables dichotomiques régionales sont utilisées pour tenir compte des différences pouvant exister entre les régions canadiennes étant donné le caractère de l'échantillonnage qui représente une série chronologique (1956-75) de données provenant des cinq régions canadiennes (Atlantique, Québec, Ontario, Prairies et Colombie-Britannique).<sup>7</sup> De plus, Swidinsky a estimé des équations séparées pour les hommes et les femmes pour tenir compte des différences par rapport au sexe prévalant dans certaines provinces au début de la période étudiée.

Les résultats de Swidinsky indiquent qu'une variation de dix pour cent du salaire minimum impliquerait une hausse de 0.5 pour cent du taux de chômage des adolescents alors qu'elle serait de 6.8 pour cent chez les adolescentes.

L'étude de Schaafsma et Walsh (1983) est pour la période 1975-1979 et porte non seulement sur l'impact du salaire minimum sur le chômage des adolescents mais également sur l'impact chez les jeunes travailleurs (20 à 24 ans) et les adultes (25 ans et plus) et ce pour les hommes comme pour les femmes. Quoique la méthodologie utilisée par Schaafsma et Walsh est sensiblement la même que celle utilisée par Swidinsky, soit l'estimation de l'impact du salaire minimum sur l'emploi et l'offre de travail pour ainsi dériver indirectement l'impact sur le chômage, leur étude diffère de celle de Swidinsky sur plusieurs points de vue.

Par exemple, la variable du salaire minimum retenue dans l'analyse de régression est le taux de salaire minimum plutôt qu'une variable composée du salaire minimum et de sa couverture, la variable cyclique est le niveau de production réel plutôt que le taux de chômage des hommes adultes. De plus,

les variables dépendantes utilisées sont le niveau d'emploi et la population active plutôt que le rapport emploi/population et le taux d'activité (les équations sont estimées sous forme logarithmique).

Les résultats de l'analyse de Schaafsma et Walsh indiquent que le salaire minimum a un effet négatif significatif sur l'emploi et l'offre de travail de la plupart des groupes étudiés et un impact positif significatif sur le taux de chômage de tous les groupes. Selon ces résultats, une hausse de 10 pour cent du salaire minimum impliquerait une hausse de 11.0 et de 7.9 pour cent du taux de chômage des adolescents et adolescentes, respectivement. Les auteurs concluent que les effets du salaire minimum sur l'emploi et le chômage sont plus forts et beaucoup plus répandus que les études précédentes ne le laissaient croire (selon leurs résultats, tous les groupes de travailleurs sont négativement affectés par le salaire minimum).

De façon générale, la majorité des études, qu'elles soient américaines ou canadiennes, semblent indiquer que le salaire minimum entraîne une réduction d'emplois pour tous les groupes étudiés, plus particulièrement chez les adolescents. Cette réduction d'emplois est généralement accompagnée par une réduction de l'offre de travail (diminution de la population active) qui fait en sorte que l'impact sur le chômage est mitigé.

#### IV. LES DONNEES ET LE MODÈLE

L'analyse empirique de ce mémoire se concentre sur deux sous-groupes du marché du travail canadien, soient les hommes et les femmes âgés entre 15 et 19 ans. L'échantillon utilisé pour effectuer l'analyse est une série chronologique de cinq régions canadiennes (données annuelles comprises entre 1956 et 1985 pour l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, les Prairies et la Colombie-Britannique). L'approche utilisée est similaire à celle utilisée par Mincer (1976) et Swidinsky (1980), c'est-à-dire qu'on établit trois modèles distincts; un premier mesure l'impact du salaire minimum sur l'emploi, un second l'impact sur la participation au travail et un dernier l'impact sur le chômage.

La spécification des modèles est:

$$Y_i = A_j D_j + B_{1i} * u_{2544} + B_{2i} * ISM_i + B_{3i} * T + B_{4i} * T^2 + e$$

où:

$i$  = Hommes ou Femmes,

$j$  = Atlantique, Québec, Ontario, Prairies ou Colombie-Britannique, et

$Y$  = (E/P), (TxP) et (TxC)

#### Description des variables

(E/P) = rapport emploi/population des jeunes âgés entre 15 et 19 ans;

(TxP) = taux d'activité des jeunes âgés entre 15 et 19 ans;

(TxC) = taux de chômage des jeunes âgés entre 15 et 19 ans;

$D_j$  = ensemble de cinq variables dichotomiques pour représenter les

régions canadiennes - cette variable prend la valeur 1 si l'observation provient de la région en question et 0 si elle provient d'une autre région;

ISM = indice du salaire minimum - cet indice est égal au taux horaire minimum général<sup>1</sup> par rapport au taux horaire moyen dans l'industrie manufacturière, multiplié par le pourcentage de la population active couverte par la loi du salaire minimum (taux de couverture);

U2544 = taux de chômage des hommes âgés entre 25 et 44 ans - cette variable sert d'indice cyclique;

T = variable tendancielle quadratique qui prend la valeur 0 pour la première année de la période étudiée.

Les variables (E/P)<sub>i</sub>, (TxP)<sub>i</sub>, (TxC)<sub>i</sub> et u2544 proviennent toutes de l'enquête de la population active de Statistiques Canada (Cat. 71-001). Il est à noter que la méthodologie utilisée par Statistiques Canada pour conduire son enquête a changé au cours de la période étudiée.<sup>2</sup> Ce changement de méthodologie dans l'enquête de la population active pourrait, comme l'ont mentionné Swidinsky (1980) et Schaafsma et Walsh (1983), affecter les résultats. Cependant comme la présente analyse est divisée en deux périodes, soit 1956-75 et 1976-85, le changement survenu en 1975 (Statistiques Canada a effectué deux enquêtes en 1975, une avec l'ancienne méthodologie et une autre avec la nouvelle méthodologie) ne devrait pas biaiser les résultats.

Les données sur le taux horaire minimum proviennent de la publication de Travail Canada "Les Normes de travail au Canada", alors que les données sur le taux horaire moyen dans l'industrie manufacturière proviennent de la publication "Emplois, gains et durée du travail", de Statistiques Canada (Cat. 72-002). Les données sur le taux de couverture sont construites à partir de l'information concernant les catégories de travailleurs couverts par la loi du

salaires minimum recueillies de la publication de Travail Canada ainsi que des recensements de 1961, 1971 et 1981.<sup>3</sup>

La théorie économique statique (modèle concurrentiel) nous dit qu'un salaire minimum au-dessus du salaire d'équilibre a un effet négatif sur l'emploi, mais peut avoir un effet positif ou négatif sur l'offre de travail (taux d'activité). Si tel est le cas, le coefficient du salaire minimum ( $B2_i$ ) devrait être négatif dans l'équation où la variable dépendante est le rapport emploi/population ( $E/P$ )<sub>i</sub>, alors qu'on ne peut prédire le signe du coefficient dans les équations où la variable dépendante est le taux d'activité ( $TxP$ )<sub>i</sub>.

Cependant, comme nous l'avons mentionné dans la section précédente, le modèle concurrentiel n'est pas le seul modèle théorique pouvant servir à mesurer l'impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage. Il se pourrait que le modèle monoposonique où encore les autres questions d'ordre analytiques (par exemple, la théorie du choc et la théorie du pouvoir d'achat) soient toutes aussi appropriés. Dans ce cas, on ne pourrait prédire le signe de  $B2_i$  puisque selon ces théories le salaire minimum pourrait avoir un effet positif sur l'emploi.

Le taux de chômage des hommes adultes de 25 à 44 ans ( $u_{2544}$ ) sert d'indice aux conditions du marché du travail. Une hausse du taux de chômage indique des conditions de ralentissement économique, ce qui devrait signifier un plus faible niveau d'emploi chez les jeunes. On doit donc s'attendre à ce que  $B1_i$  soit négatif dans l'équation où la variable dépendante est le rapport emploi/population. On ne peut cependant pas prédire quel sera le signe de  $B1_i$  dans l'équation où la variable dépendante est le taux d'activité.

La variable tendancielle quadratique ( $T$  et  $T^2$ ) est utilisée pour tenir compte des changements à long terme dans l'emploi et le chômage des jeunes (par

exemple, les facteurs démographiques, le chômage structurel...). On ne peut prédire a priori le signe des coefficients de cette variable (B3i et B4i).

Le coefficient de la variable du salaire minimum (B2i) des équations de l'emploi et du taux d'activité permettent d'obtenir des estimations de l'élasticité de la demande et de l'offre de travail par rapport à cette variable ainsi qu'une estimation indirecte de l'élasticité du taux de chômage. Le coefficient de la variable du salaire minimum de l'équation du chômage permet, quant à lui, d'obtenir une estimation directe de l'élasticité du taux de chômage par rapport à cette variable. Cette dernière estimation peut ainsi servir de vérification pour les résultats obtenus indirectement.

Pour obtenir des indices de salaire minimum régionaux (puisque l'analyse utilise une approche de séries chronologiques de cinq régions canadiennes), les indices de salaire minimum provinciaux sont agrégés, comme dans l'étude de Swidinsky, en cinq indices régionaux (Atlantique, Québec, Ontario, Prairies, et Colombie-Britannique) en utilisant la population active non-agricole comme poids pour les régions de l'Atlantique et des Prairies.

Le tableau 1 à l'annexe A, ainsi que les graphiques 1 à 6 y correspondant, montre l'évolution de l'indice du salaire minimum pour la période 1956-85 dans chacune des régions étudiées. Comme on peut le constater, l'indice du salaire minimum canadien<sup>4</sup> a connu une augmentation graduelle, chez les hommes comme chez les femmes, entre 1956 et 1976. Depuis 1976, les deux indices ont connu une baisse constante. L'indice du salaire minimum des femmes est passé de 0.327 en 1956 à 0.453 en 1976 pour atteindre une valeur de 0.326 en 1985, alors que celui des hommes est passé de 0.195<sup>5</sup> en 1956 à 0.446 en 1976 pour chuter graduellement et atteindre 0.311 en 1985.

Cette évolution de l'indice du salaire minimum dans le temps est très intéressante puisqu'elle suggère un changement important à partir du milieu

de années soixante-dix. Pour cette raison ainsi que pour les raisons mentionnées précédemment (changement de méthodologie dans l'enquête de la population active) nous allons diviser notre étude en deux parties. Dans un premier temps, nous estimerons les équations pour la période 1956-75, puis dans un second temps nous estimerons les équations pour la période 1976-85 et comparerons les résultats obtenus avec ceux de la période précédente.

En outre, étant donné que les régions canadiennes ont des caractéristiques de marché du travail et des politiques de salaire minimum différentes (particulièrement en ce qui a trait aux différentielles d'âges), il existe peu de justification de contraindre le coefficient de l'indice du salaire minimum à prendre la même valeur pour toutes les régions. Pour remédier à ce problème, le modèle a été re-spécifié, tout comme dans l'étude de Swidinsky, pour estimer les coefficients de l'indice du salaire minimum plus librement.

La spécification du nouveau modèle est la suivante:

$$Y_i = A_j D_j + B_{1i} * u_{2544} + B_{2i} * ISM-ATL + B_{3i} * ISM-QUE + B_{4i} * ISM-ONT + B_{5i} * ISM-PRA + B_{6i} * ISM-CB + B_{7i} * T + B_{8i} * T^2 + e$$

où,

ISM-ATL, ISM-QUE, ISM-ONT, ISM-PRA et ISM-CB sont des variables dichotomiques interactives, indice du salaire minimum (ISM) - région.

et,

Les autres variables sont les mêmes que celles décrites dans le modèle précédent.

## V. ANALYSE DES RESULTATS

Cette section est divisée en deux parties. Dans une première partie, nous présenterons et analyserons les résultats obtenus, par la technique des MCO, pour les deux modèles de l'emploi et du taux d'activité décrits dans la section précédente pour la période 1956-75. Dans la seconde partie nous présenterons l'estimation des mêmes modèles pour la période 1976-85 et comparerons ces résultats avec ceux obtenus pour la période précédente.

### A.1 Période 1956-75 - Indice du salaire minimum national

Le résultat des régressions du premier type de modèle (modèle avec un seul coefficient du salaire minimum) pour les hommes et les femmes est présenté dans le tableau 5.1, ci-dessous. Puisque le salaire minimum a un impact sur le chômage via l'emploi et l'offre de travail, les régressions dont la variable dépendante est le rapport emploi/population (E/P) et le taux d'activité (TxP) sont d'un intérêt immédiat.

En général, tel qu'indiqué par le coefficient d'ajustement ( $R^2$ ), un plus grand pourcentage de la variation de E/P et de TxP peut-être expliqué chez les hommes que chez les femmes, quoique la statistique F, utilisée pour vérifier l'hypothèse que tous les coefficients sont égaux à zéro, excède la valeur critique de 5% de niveau de signification pour toutes les équations. En outre, de façon générale, les coefficients ont le signe approprié et sont statistiquement significatifs (différent de zéro au niveau de 5%).

Telle qu'attendue, la valeur obtenue pour la variable dichotomique de la région de l'Atlantique (ATL) est inférieure à celle obtenue pour les autres régions canadiennes, et ce pour les hommes comme pour les femmes. Ceci reflète les plus faibles niveaux d'emplois et de taux d'activité observés dans cette région à faible revenu.



**Tableau 5.1**

Résultats des régressions, cinq régions canadiennes, 1956-1975  
Hommes et Femmes de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	HOMMES			FEMMES		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	42.42 (14.91)	44.49 (14.14)	6.07 (4.49)	37.62 (8.86)	36.44 (8.27)	-4.42 (1.88)
QUÉBEC	48.90 (18.83)	51.98 (18.09)	5.03 (4.07)	46.31 (10.11)	46.21 (9.72)	-4.14 (1.63)
ONTARIO	47.93 (28.78)	50.00 (27.14)	3.08 (3.89)	45.39 (11.87)	45.52 (11.47)	-3.29 (1.55)
PRAIRIES	56.23 (29.36)	57.65 (27.21)	-0.07 (0.07)	43.48 (10.95)	42.89 (10.81)	-5.22 (2.37)
C-B	49.32 (22.49)	52.31 (21.57)	4.31 (4.13)	42.55 (12.04)	43.40 (11.84)	-0.83 (0.42)
u25-44	-1.07 (4.40)	-0.42 (1.59)	1.55 (13.49)	-0.55 (2.39)	-0.30 (1.26)	0.80 (6.25)
ISM	-14.62 (3.65)	-16.23 (3.67)	1.15 (0.60)	-35.71 (3.28)	-34.22 (3.03)	16.14 (2.67)
T	-1.12 (4.57)	-1.17 (4.34)	0.26 (2.20)	0.00 (0.02)	0.03 (0.12)	0.10 (0.68)
T <sup>2</sup>	0.08 (6.94)	0.09 (7.28)	0.00 (0.22)	0.04 (3.08)	0.04 (3.65)	0.01 (1.50)
R <sup>2</sup>	0.82	0.74	0.93	0.66	0.71	0.75
Degrés de liberté	91	91	91	91	91	91

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

La variable instrumentale pour les conditions du marché du travail (l'indice cyclique), représentée par le taux de chômage des hommes adultes âgés entre 25 et 44 ans (U2544), est comme prévue de signe négatif pour les équations E/P (Hommes et Femmes), signifiant qu'une détérioration des conditions générales du marché du travail (hausse du chômage des hommes adultes) réduira l'emploi des adolescents et adolescentes. Cependant, le coefficient de U2544 n'est pas significativement différent de zéro au niveau de 5% (test à deux extrémités) pour l'équation du taux d'activité des hommes et des femmes.

La variable tendancielle quadratique ( $T$  et  $T^2$ ) est très significative dans le cas des hommes, indiquant une modération dans la baisse temporelle (coefficient de  $T^2$  positif) du rapport emploi/population et du taux d'activité, alors qu'elle est non-significative dans les deux équations chez les femmes.

Les coefficients de l'indice du salaire minimum (ISM) sont négatifs et statistiquement différents de zéro au niveau de 5% dans les équations du rapport emploi/population et du taux d'activité et ce pour les deux groupes étudiés. Ces résultats sont comparables à ceux obtenus par Swidinsky, quoique la valeur des coefficients est sensiblement plus élevée, plus particulièrement chez les femmes où les coefficients sont de -35.71 et -34.22 pour les équations de l'emploi et du taux d'activité respectivement, comparativement à des valeurs de -18.95 et -15.67 obtenues par Swidinsky.<sup>1</sup>

Les résultats obtenus chez les hommes indiquent que l'impact négatif du salaire minimum sur l'emploi est sensiblement le même que celui sur la participation au travail. Les élasticités de l'emploi et du taux de participation (évaluées à la moyenne) par rapport à l'indice du salaire minimum sont de -0.13 (voir le tableau 5.2, ci-dessous, pour les résultats concernant les élasticités). Par conséquent, le chômage des adolescents ne serait que très légèrement affecté, l'effet de désemploi occasionné par une variation dans la

législation du salaire minimum (hausse du taux horaire ou changement dans la couverture) étant presque totalement compensé par une diminution de la population active (offre de travail).

**Tableau 5.2**

Elasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage des hommes et femmes âgés entre 15 et 19 ans par rapport au salaire minimum, 1956-1975

	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect
Hommes	-0.13	-0.13	0.03	0.04
Femmes	-0.45	-0.39	0.69	0.57

La sensibilité du taux de chômage aux variations du salaire minimum peut être dérivée indirectement à partir des équations de l'emploi et du taux d'activité.<sup>2</sup> Pour les hommes, l'élasticité du chômage par rapport à l'indice du salaire minimum estimée indirectement n'est que de 0.04. Ceci voudrait dire qu'une hausse de dix pour cent de l'indice du salaire minimum ne résulterait qu'en une hausse de 0.4 pour cent du taux de chômage. Cette valeur est consistante avec la valeur estimée directement avec l'aide de l'équation du taux de chômage qui est de 0.03.<sup>3</sup>

Ces résultats, quoique quelque peu différents, sont comparables à ceux obtenus par Swidinsky.<sup>4</sup>

Contrairement aux estimations chez les hommes, les élasticités dérivées des équations chez les jeunes femmes ne sont pas négligeables. Les élasticités de l'emploi et du taux d'activité, par rapport à l'indice du salaire

minimum, évaluées à la moyenne sont de -0.45 et -0.39, respectivement. Malgré que l'impact d'une variation du salaire minimum sur la participation au travail soit considérable, l'impact sur l'emploi est tel que les changements dans la législation du salaire minimum entraînent une hausse du chômage des adolescentes. Spécifiquement, l'élasticité du taux de chômage par rapport à l'indice du salaire minimum estimée indirectement à partir des équations E/P et TxP est de 0.57, ce qui est consistant avec la valeur estimée à partir de l'équation du taux de chômage qui est de 0.69. Ceci voudrait dire qu'une hausse de 10 pour cent de l'indice du salaire minimum résulterait en une hausse relative de 5.7 pour cent du taux de chômage, ce qui est loin d'être négligeable.

Même si les résultats obtenus pour les régressions des femmes diffèrent de ceux de Swidinsky, on peut noter que les élasticités du chômage par rapport à l'indice du salaire minimum estimées indirectement et directement sont sensiblement les mêmes, ce dernier ayant obtenu des valeurs de 0.61 pour l'estimation indirecte et de 0.68 pour l'estimation directe.

Comme Swidinsky l'a indiqué dans son étude, les différences qui existent dans l'estimation des élasticités de l'emploi et du taux d'activité par rapport au salaire minimum entre les hommes et les femmes ne reflètent pas nécessairement des différences dans la réponse face aux changements du salaire minimum. La présente analyse présume l'existence d'un seul marché du travail pour adolescents alors qu'il existe possiblement plusieurs sous-marchés. Les jeunes ne travaillent pas tous dans des secteurs à faible productivité, mais étant donné les contraintes de données auxquelles nous faisons face nous ne pouvons identifier les travailleurs qui proviennent de ces secteurs. Étant donné la nature agrégée des variables dépendantes, des différences dans la proportion d'adolescents et adolescentes dans les secteurs à faible et forte productivité impliqueront des différences dans l'estimation des élasticités chez les hommes et les femmes, même si les deux

groupes ont des réponses similaires face aux changements du salaire minimum à l'intérieur du secteur à faible productivité. Puisqu'il est fort probable qu'une plus grande proportion de jeunes femmes soit employée dans des industries qui rémunèrent leurs employés à un salaire près du minimum, les plus grandes élasticités de l'emploi et du taux de participation par rapport au salaire minimum que l'on retrouve chez les femmes sont justifiables.<sup>5</sup>

## A.2 Période 1956-75 - Indices de salaire minimum régionaux

Le résultat des régressions des modèles avec variables dichotomiques interactives salaire minimum - région est rapporté dans le tableau 5.3, ci-dessous. Chez les hommes, la majorité des variables des équations de l'emploi et du taux d'activité ont une bonne performance, c'est-à-dire que les coefficients ont le signe approprié et sont statistiquement différents de zéro au niveau de 5%. Les seules variables qui ne sont pas significatives sont les variables de l'indice du salaire minimum pour les Prairies (ISM-PRA) et la Colombie-Britannique (ISM-CB).

Les coefficients des variables dichotomiques interactives sont ceux qui nous intéressent le plus. Chez les hommes, on constate que le coefficient des équations de l'emploi et du taux d'activité sont beaucoup plus élevés au Québec que dans les autres régions, les coefficients de l'équation de E/P et TxP étant de -64.86 et -70.85, respectivement. Les coefficients pour l'Atlantique sont de -22.38 et -24.06 pour les équations de l'emploi et du taux d'activité respectivement, alors que ceux de l'Ontario sont de -7.81 et -9.46.

Si l'on examine le tableau 5.4 qui présente les élasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage par rapport à l'indice du salaire minimum selon la région, on peut constater qu'un changement dans l'indice du salaire minimum a un impact négatif sur l'emploi et le taux d'activité au Québec, dans l'Atlantique et en Ontario et un impact positif sur le chômage au Québec et dans l'Atlantique, alors qu'il a un impact négatif peu considérable sur le chômage en Ontario. Cela voudrait dire que dans cette dernière province l'impact négatif d'une hausse du salaire minimum sur l'emploi serait plus que compensé par une diminution de la population active, de sorte que l'impact sur le chômage serait légèrement négatif.<sup>6</sup>

### Tableau 5.3

Résultat des régressions, cinq régions canadiennes, 1956-1975  
Hommes et Femmes de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	HOMMES			FEMMES		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	44.16 (16.11)	46.00 (14.94)	4.94 (3.21)	39.63 (8.63)	40.15 (8.66)	-2.11 (0.74)
QUÉBEC	69.48 (13.42)	74.15 (12.74)	1.75 (0.60)	55.54 (10.80)	54.49 (10.49)	-8.84 (2.75)
ONTARIO	45.65 (31.16)	47.57 (28.90)	3.60 (4.37)	45.39 (9.36)	46.98 (9.58)	1.00 (0.33)
PRAIRIES	43.99 (5.40)	46.40 (5.07)	0.92 (0.20)	19.31 (2.26)	21.93 (2.54)	5.88 (1.10)
C-B	31.76 (3.97)	31.28 (3.48)	4.78 (1.07)	21.54 (4.39)	18.77 (3.79)	-2.95 (0.96)
u25-44	-1.06 (4.93)	-0.40 (1.66)	1.59 (13.19)	-0.40 (2.03)	-0.15 (0.75)	0.77 (6.20)
ISM-ATL	-22.38 (4.95)	-24.06 (4.74)	4.17 (1.64)	-42.01 (3.59)	-45.71 (3.87)	8.95 (1.22)
ISM-QUE	-64.86 (5.27)	-70.75 (5.12)	8.60 (1.24)	-56.84 (4.59)	-53.44 (4.27)	26.31 (3.39)
ISM-ONT	-7.81 (1.96)	-9.46 (2.12)	-0.94 (0.42)	-34.23 (2.58)	-36.78 (2.74)	4.22 (0.51)
ISM-PRA	14.84 (0.70)	10.35 (0.44)	-1.34 (0.11)	24.52 (1.12)	17.91 (0.81)	-11.80 (0.86)
ISM-CB	34.15 (1.53)	41.94 (1.68)	-0.46 (0.04)	27.13 (1.87)	38.92 (2.66)	21.34 (2.35)
T	-1.05 (4.96)	-1.09 (4.59)	0.25 (2.06)	-0.20 (0.89)	-0.15 (0.65)	0.18 (1.26)
T <sup>2</sup>	0.08 (8.16)	0.09 (8.40)	0.00 (0.24)	0.04 (4.25)	0.05 (5.01)	0.01 (1.20)
R <sup>2</sup>	0.88	0.82	0.94	0.76	0.81	0.78
Degrés de liberté	87	87	87	87	87	87

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

**Tableau 5.4**

Elasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage des hommes et des femmes âgés entre 15 et 19 ans par rapport au salaire minimum, selon la région, 1956-75

	HOMMES				FEMMES			
	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect
ATLANTIQUE	-0.24	-0.20	0.05	0.14	-0.61	-0.59	0.30	0.15
QUÉBEC	-0.77	-0.69	0.20	0.37	-0.77	-0.65	1.13	1.07
ONTARIO	-0.05	-0.05	-0.02	-0.03	-0.40	-0.39	0.21	0.05
PRAIRIES	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
COLOMBIE-BRITANNIQUE	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	0.29	0.37	0.66	0.62

s.o. Sans objet - coefficient de régression non-significatif.

L'impact du salaire minimum sur le marché du travail est considérablement plus important au Québec reflétant probablement les hausses importantes du salaire minimum qu'a connu la province durant le début des années 70 ainsi qu'un plus faible taux de mobilité interrégionale parmi les travailleurs québécois durant la période étudiée. En Ontario, la baisse de l'emploi entraînée par une hausse du salaire minimum serait plus que compensée par une la baisse de la population active (effet de découragement) ce qui impliquerait une réduction du chômage des adolescents.

Il nous est impossible de comparer les résultats de régression à ceux de Swidinsky, ce dernier ne publiant que le résultat des élasticités. Cependant, on peut noter que les élasticités de l'emploi, du taux d'activité et du chômage par rapport à l'indice du salaire minimum, estimées à la moyenne, sont comparables à celles rapportées par Swidinsky.



Tandis que l'on rapporte des élasticités de l'emploi par rapport à l'indice du salaire minimum de -0.24, -0.77 et -0.05 pour l'Atlantique, le Québec et l'Ontario respectivement, Swidinsky a rapporté des élasticités de -0.15, -0.79 et -0.04. Pour ce qui est des élasticités du taux d'activité par rapport à l'indice du salaire minimum, notre analyse indique des valeurs de -0.20, -0.69 et -0.05 pour l'Atlantique, le Québec et l'Ontario respectivement, alors que Swidinsky a obtenu des élasticités de -0.12, -0.72 et -0.05. Les élasticités du chômage par rapport à l'indice du salaire minimum, évaluées indirectement, publiées par Swidinsky sont de 0.13 pour l'Atlantique, de 0.37 pour le Québec et de -0.01 pour l'Ontario, comparativement à des valeurs de 0.14, 0.37 et -0.03 obtenues dans la présente analyse.

À l'examen des résultats obtenus pour les régressions des adolescentes, on peut constater que, comme dans le cas des adolescents, les coefficients de la variable dichotomique interactive indice du salaire minimum - région sont plus élevés pour le Québec que pour les autres régions canadiennes, quoique l'écart n'est pas aussi prononcé que chez les hommes. Les coefficients de la variable dichotomique interactive sont négatifs et significativement différents de zéro pour l'Atlantique, le Québec et l'Ontario et ce pour l'équation E/P comme pour l'équation TxP, alors qu'il est positif et significatif pour la Colombie-Britannique pour l'équation du taux d'activité. Les coefficients de l'indice du salaire minimum de l'équation de l'emploi pour les Prairies et la Colombie-Britannique tout comme le coefficient de l'indice du salaire minimum de l'équation du taux d'activité pour les Prairies ne sont pas significativement différents de zéro au niveau de 5%.

Les élasticités de l'emploi et du taux d'activité par rapport à l'indice du salaire minimum, évaluées à la moyenne, sont négatives pour l'Atlantique (-0.61 et -0.59, respectivement), le Québec (-0.77 et -0.65) et l'Ontario (-0.40 et -0.39), alors qu'elles sont positives pour la Colombie-Britannique (0.29 et 0.37). Les élasticités du chômage par rapport à l'indice du salaire minimum,

estimées indirectement, sont positives pour toutes les régions (exception faite de la région des Prairies) et très importantes pour le Québec et la Colombie-Britannique. Par exemple, les résultats indiquent qu'une hausse de 10 pour cent de l'indice du salaire minimum résulterait en une hausse relative de 10.7 pour cent du taux de chômage des adolescentes au Québec, de 6.7 pour cent en Colombie-Britannique, de 1.5 pour cent dans l'Atlantique et de 0.5 pour cent en Ontario.

En Colombie-Britannique, l'effet du salaire minimum sur l'emploi et la participation au travail des jeunes femmes est contraire à nos attentes, puisque dans cette région une hausse du salaire minimum impliquerait une hausse de l'emploi et du taux d'activité. Ces deux effets combinés impliquent une hausse du taux de chômage.

Une des raisons invoquée pour expliquer ces effets est la différentielle d'âge introduite dans cette province vers la fin de 1972. Un salaire minimum moins élevé pour les adolescents a sans doute été un stimulant pour la demande de jeunes travailleurs. Cependant, l'augmentation des opportunités d'emplois créés par la différentielle d'âge a sans doute également attiré plusieurs nouveaux adolescents sur le marché du travail avec le résultat que l'effet espéré sur le chômage des jeunes fut complètement annulé.<sup>7</sup>

Tout comme dans le cas du modèle à indice du salaire minimum national, les élasticités obtenus pour les adolescentes diffèrent de celles obtenues par Swidinsky, quoique l'on retrouve les mêmes tendances. Par exemple, les élasticités de l'emploi, du taux d'activité et du chômage par rapport à l'indice du salaire minimum publiées par Swidinsky sont plus élevées pour le Québec et la Colombie-Britannique (Swidinsky a obtenu des élasticités de -0.93, -0.80 et 1.24 pour le Québec et de 0.36, 0.49, 2.12 pour la Colombie-Britannique) alors que pour l'Atlantique et l'Ontario les élasticités de l'emploi et du taux d'activité sont plus faibles ( -0.29, -0.25 pour l'Atlantique et -0.34, -0.32 pour

l'Ontario) et celles du taux de chômage plus élevées (0.31 pour l'Atlantique et 0.25 pour l'Ontario).

La différence la plus importante entre les résultats obtenus par Swidinky et les résultats obtenus dans la présente étude concerne l'estimation de l'élasticité du taux de chômage par rapport à l'indice du salaire minimum pour la Colombie-Britannique, Swidinsky présentant une élasticité de 2.12 comparativement à 0.62 obtenue dans la présente analyse.

À l'examen de l'ensemble des résultats obtenus pour l'estimation de l'impact du salaire minimum sur l'emploi, la participation au travail et le chômage pour la période 1956-75 on peut conclure que durant cette période le salaire minimum a eu un impact important sur l'emploi et le chômage des jeunes, plus particulièrement chez les adolescentes. Une analyse régionale nous indique que l'impact est beaucoup plus important au Québec que dans les autres régions canadiennes et ce chez les hommes comme chez les femmes. L'impact est également important dans la région Atlantique (hommes et femmes) et de la Colombie-Britannique (femmes), quoique dans ce dernier cas il y existe un impact bénéfique sur l'emploi.

## B.1 Période 1976-85 - Indice du salaire minimum national

Le résultat des régressions du modèle avec indice du salaire minimum national est présenté dans le tableau 5.5, ci-dessous. De nouveau, puisque le salaire minimum a un impact sur le chômage via l'emploi et l'offre de travail, les régressions ayant pour variable dépendante le rapport emploi/population et le taux d'activité sont d'un intérêt immédiat.

Tel qu'indiqué par de plus grands coefficients d'ajustement ( $R^2$ ), le pouvoir explicatif des différentes équations est plus élevé pour cette période d'échantillonnage que pour la période précédente et ce pour les deux groupes étudiés. Cependant, contrairement à la période précédente où le coefficient de l'indice du salaire minimum était significativement différent de zéro au niveau de 5% pour toutes les équations (hommes et femmes), le coefficient de l'indice du salaire n'est significativement différent de zéro au niveau de 5% pour aucune des équations. Ce phénomène peut être expliqué par le fait que les autres variables explicatives du modèle sont plus significatives qu'elles ne l'étaient dans la période précédente.

Par exemple, à l'examen des autres variables explicatives, on peut constater que le coefficient de la variable cyclique (U2544) est négatif et significativement différent de zéro au niveau de 5% pour toutes les équations peu importe le groupe étudié. On constate également que la valeur des coefficients a augmenté sensiblement par rapport à l'estimation de la période antérieure. La sensibilité de l'emploi et du taux d'activité aux conditions du marché du travail apparaît donc être beaucoup plus importante qu'antérieurement. Ceci est d'autant plus vrai pour l'estimation de l'équation du taux d'activité puisque l'estimation précédente de l'impact de l'indice cyclique sur la participation au travail présentait un coefficient très faible et statistiquement non significatif alors que pour la période plus récente cet impact est considérablement plus élevé (coefficient de U2544 de -1.10

**Tableau 5.5**

Résultat des régressions, cinq régions canadiennes, 1976-1985  
Hommes et Femmes de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	HOMMES			FEMMES		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	50.39 (7.20)	52.14 (9.40)	10.36 (1.24)	33.86 (5.57)	33.64 (6.23)	3.44 (0.50)
QUÉBEC	53.02 (6.98)	54.97 (9.13)	9.92 (1.09)	33.94 (5.07)	34.85 (5.86)	47.63 (0.61)
ONTARIO	57.82 (9.30)	62.21 (12.62)	9.78 (1.31)	44.85 (8.18)	47.63 (9.78)	4.02 (0.65)
PRAIRIES	64.26 (10.01)	67.92 (13.35)	6.63 (0.86)	44.95 (7.89)	46.49 (9.19)	2.37 (0.37)
C-B	59.78 (11.07)	65.20 (15.24)	9.80 (1.52)	47.16 (9.99)	50.65 (12.08)	4.47 (0.84)
u25-44	-1.77 (11.41)	-1.10 (8.95)	1.59 (8.59)	-1.38 (9.95)	-0.88 (7.15)	1.29 (8.22)
ISM	-11.91 (0.82)	-4.99 (0.43)	0.13 (0.01)	9.60 (0.77)	16.30 (1.47)	13.58 (0.96)
T	1.16 (2.44)	1.44 (3.81)	0.62 (1.09)	1.73 (4.38)	2.20 (6.29)	0.54 (1.20)
T <sup>2</sup>	-0.06 (1.56)	-0.10 (3.28)	-0.12 (2.58)	-0.05 (1.52)	-0.10 (3.58)	-0.10 (2.71)
R <sup>2</sup>	0.98	0.98	0.91	0.98	0.98	0.89
Degrés de liberté	41	41	41	41	41	41

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

comparativement à -0.42, pour les hommes et de -0.88 par rapport à -0.30 pour les femmes).

Chez les hommes, il est intéressant de noter que, si l'on fait exception du coefficient pour le Québec, les coefficients des variables dichotomiques régionales ont augmenté de façon assez importante.

Chez les femmes, les valeurs obtenues pour la variable dichotomique du Québec sont considérablement inférieures à celles obtenues pour la période précédente, celles obtenues pour l'Atlantique sont légèrement inférieures, alors que celles obtenues pour les Prairies et la Colombie-Britannique sont légèrement supérieures. Les valeurs obtenues pour la région de l'Ontario sont sensiblement les mêmes que celles obtenues dans l'estimation précédente.

La valeur des coefficients de la variable tendancielle quadratique qui est utilisée pour tenir compte des changements à long terme dans l'emploi et la participation des adolescents et adolescentes au marché du travail indique qu'il y aurait pour la période étudiée une hausse décroissante (coefficient de  $T^2$  négatif) du rapport emploi/population et du taux d'activité des jeunes travailleurs et travailleuses. Pour les hommes, ce résultat est opposé à celui obtenu dans l'estimation précédente où les changements à long terme semblait indiquer une modération dans la baisse temporelle du rapport emploi/population et du taux d'activité.

## B.2 Période 1976-85 - Indices de salaire minimum régionaux

Tout comme dans le cas de l'estimation de la période précédente nous avons estimé le modèle à variables dichotomiques interactives pour vérifier si le salaire minimum pouvait toujours avoir un impact significatif sur l'emploi et le chômage des jeunes dans certaines régions canadiennes. Le résultat des régressions est présenté dans le tableau 5.6, ci-dessous.

**Tableau 5.6**

Résultats des régressions, cinq régions canadiennes, 1976-1985  
Hommes et Femmes de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	HOMMES			FEMMES		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	35.53 (2.86)	41.18 (5.37)	20.06 (1.39)	25.85 (2.58)	27.08 (2.89)	-6.00 (0.51)
QUEBEC	49.73 (5.89)	54.22 (10.40)	16.70 (1.70)	32.89 (5.15)	34.81 (5.82)	2.97 (0.39)
ONTARIO	54.30 (4.60)	70.61 (9.68)	29.20 (2.13)	53.61 (5.81)	56.45 (6.53)	-6.33 (0.58)
PRAIRIES	57.42 (5.46)	57.39 (8.83)	26.48 (2.16)	42.68 (5.16)	50.29 (6.49)	4.26 (0.43)
C-B	56.49 (7.13)	65.45 (13.38)	16.82 (1.83)	55.63 (9.26)	57.24 (10.12)	-7.83 (1.09)
u25-44	-1.79 (10.93)	-1.10 (10.92)	1.58 (8.29)	-1.49 (11.78)	-0.97 (8.19)	1.38 (9.17)
ISM-ATL	24.47 (0.87)	22.52 (1.29)	-19.12 (0.58)	33.05 (1.46)	36.11 (1.70)	33.15 (1.24)
ISM-QUE	-6.58 (0.42)	-4.34 (0.45)	-10.28 (0.56)	14.10 (1.21)	18.67 (1.71)	13.58 (0.98)
ISM-ONT	-4.73 (0.16)	-31.20 (1.68)	-50.41 (1.44)	-13.45 (0.58)	-6.51 (0.31)	38.90 (1.44)
ISM-PRA	4.34 (0.17)	23.38 (1.51)	-49.54 (1.70)	17.06 (0.92)	7.93 (0.44)	5.04 (0.22)
ISM-CB	-3.74 (0.17)	-7.62 (0.56)	-16.87 (0.66)	-16.94 (1.03)	-3.38 (0.22)	50.91 (2.60)
T	1.57 (2.45)	1.62 (4.10)	-0.15 (0.20)	1.66 (3.62)	2.06 (4.81)	0.91 (1.68)
T <sup>2</sup>	-0.08 (1.79)	-0.11 (3.91)	-0.07 (1.38)	-0.04 (1.13)	-0.09 (2.89)	-0.13 (3.27)
R <sup>2</sup>	0.98	0.99	0.92	0.98	0.99	0.92
Degres de liberté	37	37	37	37	37	37

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

Encore une fois, tel qu'indiqué par un coefficient d'ajustement très près de l'unité, le pouvoir explicatif du modèle est sensiblement plus élevé que pour l'estimation de la période précédente. Il est à noter que, comme dans le cas du modèle à indice du salaire minimum national, aucun des coefficients des variables dichotomiques interactives du salaire minimum n'est statistiquement significatif au niveau de 5%. Ainsi, on constate un changement dans la relation depuis la dernière période étudiée comme dans le cas du modèle national.

Les autres variables des différents modèles ont réagi sensiblement de la même façon que dans le cas précédent, c'est-à-dire qu'il y a eu:

- o hausse de la sensibilité du rapport emploi/population et du taux d'activité face aux changements dans les conditions du marché du travail (taux de chômage des hommes âgés entre 25 et 44 ans - U2544). Ainsi, un resserrement des conditions du marché du travail (hausse du taux de chômage des hommes adultes), toutes choses étant égales par ailleurs, impliquera une plus grande réduction de l'emploi et du taux d'activité des jeunes travailleurs et des jeunes travailleuses qu'indiqué lors de la précédente estimation.
- o changement dans la variable tendancielle quadratique. La tendance semble indiquer, comme dans le cas du modèle national, qu'il y aurait une hausse décroissante de l'emploi et du taux d'activité des adolescents et adolescentes.
- o baisse des coefficients des variables dichotomiques régionales du Québec et de l'Atlantique chez les femmes et hausse dans les trois autres régions.

De façon générale, les deux types de modèles indiquent qu'il y a eu un changement dans le temps de l'impact du salaire minimum sur l'emploi et la



participation au travail des jeunes. Alors que l'estimation de la période 1956-1975 indiquait que le salaire minimum avait un impact statistiquement significatif sur l'emploi et la participation au travail des jeunes, plus particulièrement chez les jeunes femmes, l'estimation du même modèle pour la période 1976-85 indique que l'impact du salaire minimum sur le marché du travail des jeunes n'est pas statistiquement différent de zéro au niveau de 5% de signifiante.

Pour vérifier de façon statistique cette constatation nous avons effectué un test d'égalité entre les coefficients obtenus d'échantillonnages différents (le test de Chow).<sup>8</sup> Pour effectuer ce test nous avons ré-estimé les modèles de la période 1956-75 en multipliant les variables provenant de l'enquête de la population active (E/P, TxP, TxC, et U2544) par le rapport obtenu en divisant la valeur des variables estimées avec la nouvelle enquête de la population active par celles estimées avec l'ancienne enquête de la population active pour 1975 (seule année où Statistiques Canada a effectué les deux enquêtes). Le résultat de ces rapports est présenté dans l'annexe B. Nous croyons nécessaire d'effectuer ces transformations dans le but d'atténuer l'impact du changement de méthodologie utilisée dans la conduite de l'enquête de la population active sur nos résultats.<sup>9</sup>

Le résultat des nouvelles régressions pour 1956-75 et celui des régressions pour la période 1956-85 (nécessaire pour effectuer un test de Chow) sont présentés dans l'annexe C. Comme on peut le constater, la transformation des variables a très peu affecté le résultat des régressions pour la période 1956-75 chez les hommes. Les coefficients de l'indice du salaire minimum sont relativement les mêmes que ceux estimés précédemment et les autres coefficients, exception faite du coefficient de l'indice cyclique qui est relativement plus important, sont demeurés sensiblement les mêmes. Le résultat des élasticités qui est également présenté en annexe indique très peu de

changement entre les anciennes estimations et l'estimation avec les variables ajustées.

Chez les femmes on observe des résultats qui sont similaires aux estimations précédentes, quoique la majorité des coefficients sont relativement plus élevés. La sensibilité des variables dépendantes aux changements du salaire minimum, mesurée par l'élasticité moyenne, est toutefois demeurée inchangée dans les deux types de modèles.

Le calcul des statistiques  $F^*$  pour les deux modèles et les deux groupes étudiées est rapporté dans le tableau 5.7, ci-dessous. Le test de Chow nous permet de vérifier si les coefficients de régression ont changé de façon significative dans le temps. L'hypothèse nulle que nous tentons de vérifier est de savoir si les coefficients de la période 1956-75 sont similaires aux coefficients de la période 1976-85. Si la statistique  $F^*$  calculé est plus petite ou égale à la statistique  $F$  théorique alors on peut dire que les coefficients estimés pour les deux périodes ne sont pas statistiquement différents. Au contraire, si la statistique  $F^*$  est plus élevé que la statistique  $F$  théorique alors on peut dire qu'il y a eu changement dans la relation à travers le temps.

Comme on pouvait s'y attendre toutes les statistiques  $F^*$  calculées excèdent la valeur critique. On peut en conclure que la relation estimée pour la période 1956-75 n'est pas la même que celle estimée pour la période 1976-85.<sup>10</sup>

Plusieurs facteurs contribuent à expliquer ce phénomène. Premièrement, comme nous l'avons indiqué précédemment, la tendance du salaire minimum relatif a changé de façon significative entre les deux périodes étudiées. Tandis que l'indice du salaire minimum n'a pas cessé de croître au cours de la première période, il a chuté de façon constante au cours de la seconde période. Les raisons pouvant expliquer ce changement sont nombreuses. Entres autres, citons le fait que le degré de couverture qui n'a pas cessé de

croître durant la première période s'est stabilisé et a même quelque peu régressé durant la deuxième période. Egalement, les nombreuses études économétriques conduites aux Etats-Unis et au Canada durant les années 70 ont grandement influencé (et continuent d'influencer) les décisions des politiciens quant à la hausse du salaire minimum. Il se pourrait alors que la relation observée durant la première période soit une relation irréversible, c'est-à-dire qu'une hausse du salaire minimum relatif impliquerait une baisse de la demande de jeunes travailleurs alors qu'une baisse du salaire minimum n'impliquerait pas nécessairement une hausse de la demande des jeunes travailleurs.

**Tableau 5.7**

Résultats des tests de Chow pour les modèles à indice  
du salaire minimum National et Régional - Hommes et Femmes

	Modèle National			Modèle Régional		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
<b>Hommes</b>						
-----						
Numérateur	58.18	106.92	18.88	52.44	91.26	12.11
Dénominateur	9.04	10.55	2.47	6.85	7.83	2.43
F*	6.44	10.13	7.64	7.66	11.66	4.98
<b>Femmes</b>						
-----						
Numérateur	86.51	98.01	20.07	84.02	94.75	15.37
Dénominateur	9.98	10.63	3.27	7.33	7.47	3.05
F*	8.67	9.22	6.14	11.46	12.68	5.04
	F.05 (9,132) = 1.95			F.05 (13,124) = 1.80		
	F.01 (9,132) = 2.55			F.01 (13,124) = 2.30		

Cet argument est très plausible lorsque l'on examine l'évolution technologique de certaines industries où un bon nombre d'employés sont

rémunérés au salaire minimum. Par exemple, on pourrait penser que l'avènement des stations libre-service au cours des années 70 est une conséquence directe des fréquentes hausses du salaire minimum observées durant cette période. Les propriétaires de station-services auraient, pour faire face aux importantes hausses de coût de main-d'oeuvre occasionnées par les augmentations du salaire minimum, substitué la main-d'oeuvre par un investissement en capital d'où une réduction d'emploi. Toutefois, il est improbable que le phénomène contraire se soit produit c'est-à-dire que la baisse relative du salaire minimum qui a suivi ait incité ces mêmes propriétaires à utiliser plus de main-d'oeuvre. On aurait, dans le cas de ce type d'industrie, une réduction permanente de l'emploi résultat d'une substitution travail/capital.

Cependant, l'observation des données post-estimatrices ne valide pas cet argument (irréversibilité), puisque depuis 1985 il y a eu réduction importante du chômage des adolescents par rapport au chômage des autres groupes malgré qu'il y ait eu une hausse appréciable du salaire minimum relatif dans certaines régions canadiennes (au Québec et en Ontario, notamment).<sup>11</sup>

Deuxièmement, il se pourrait que la causalité de la relation ait changé de direction, c'est-à-dire que l'on n'est plus en présence d'une relation où le salaire minimum affecte le chômage mais une relation où le chômage affecte le salaire minimum. Ce phénomène serait le résultat de l'influence des études empiriques antérieures sur les décisions des politiciens en ce qui a trait à la hausse du salaire minimum. La majorité des études empiriques ayant indiqué que le salaire minimum avait un effet de désemploi et de chômage important chez la plupart des groupes étudiés, les politiciens ont cessé d'augmenter le salaire minimum pour combattre les taux de chômage élevés observés parmi les groupes touchés par le salaire minimum (en particulier celui des jeunes). Ainsi, on serait en présence d'une relation à double sens: d'un côté l'emploi serait influencé par le salaire minimum alors que d'un autre côté, le salaire minimum serait influencé par le chômage via les décisions des politiciens.

Si tel est le cas, la méthode d'estimation utilisée pour vérifier l'impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage ne serait plus appropriée. Il faudrait, pour remédier à ce problème, construire un modèle à équations simultanées estimables par une technique d'estimation appropriée. Par exemple, la spécification des équations de l'emploi et de l'offre de travail pourrait être similaire à celle utilisée dans la présente analyse, alors qu'une nouvelle équation ayant pour variable dépendante le salaire minimum (ou un indice du salaire minimum) devrait être construite. Cette dernière équation pourrait, par exemple être spécifiée comme étant fonction du chômage des adolescents et d'un indice des cycles politiques provinciaux.

L'amélioration de l'enquête de la population active qui permet une meilleure identification du travail à temps partiel et des activités de recherche d'emplois pourrait également avoir contribué au changement dans la relation. Si tel est le cas, il se pourrait fort bien que le salaire minimum ait toujours un impact important sur l'emploi via une réduction des heures de travail mais que la mesure utilisée comme variable dépendante, soit le rapport emploi/population, ne permette pas de le capter. Dans ce cas, une mesure plus appropriée pour vérifier s'il y a effectivement une relation entre le salaire minimum et la demande de travail serait le nombre total d'heures travaillées.

Une autre explication viendrait peut-être du fait que la variable construite pour représenter le salaire minimum ne soit plus appropriée. Par exemple, il se pourrait que suite à l'augmentation de l'importance relative de l'industrie des services (industrie qui compte de nombreux travailleurs rémunérés au taux horaire minimum), l'utilisation du taux horaire moyen de l'industrie manufacturière comme dénominateur pour mesurer le salaire minimum relatif ne soit plus celui qui soit le plus approprié. L'utilisation du taux horaire d'un ensemble d'industries incluant l'industrie des services serait souhaitable.

Il se pourrait également que des facteurs structurels dans le marché du travail soient à l'origine du changement observé dans la relation. Parmi ces facteurs notons entre autres les changements démographiques (importante diminution de l'importance relative des groupes étudiés) et la hausse du niveau d'éducation.

Enfin, il se pourrait également que le modèle de concurrence parfaite ne soit plus approprié et que les autres questions d'ordre analytique tels que la théorie du pouvoir d'achat ou encore de la redistribution des revenus sont celles qui s'appliquent. Ainsi, la baisse du salaire minimum relatif observée durant la période 1976-85 a résulté en une baisse du pouvoir d'achat des travailleurs rémunérés au salaire minimum, ce qui aurait entraîné une baisse de la demande réelle de ces derniers ayant comme conséquence une réduction de l'emploi et une hausse du chômage. Au contraire depuis 1985, la hausse du salaire minimum relatif aurait entraîné une hausse du pouvoir d'achat, une hausse de l'emploi et ainsi une baisse du chômage.

## VI. CONCLUSIONS

Nous avons tenté, dans la présente analyse, de vérifier si le salaire minimum avait toujours un impact négatif sur l'emploi et le chômage des jeunes travailleurs et travailleuses canadiens tel que constaté dans la majorité des études empiriques antérieures. Nous avons, pour ce faire, utilisé un modèle à trois équations: une première servant à mesurer l'impact du salaire minimum sur l'emploi, la seconde à mesurer l'impact sur la participation au travail et la troisième à mesurer l'impact sur le chômage. À partir des résultats obtenus de l'estimation des deux premières équations nous avons pu dériver indirectement l'impact du salaire minimum sur le chômage et comparer ce résultat avec celui obtenu avec la troisième équation. Cette méthode est identique à celle utilisée par Robert Swidinsky (1980) dans son étude portant sur l'impact du salaire minimum sur le chômage des jeunes de 15 à 19 ans pour la période 1956-75.

Nous avons, dans un premier temps, estimé le modèle pour la période 1956-75 et comparé les résultats à ceux obtenus par Swidinsky. Les résultats d'estimation de cette période montrent une sensibilité non négligeable de l'emploi et de la participation au travail des jeunes face aux changements dans la législation du salaire minimum, plus particulièrement pour les adolescentes. L'élasticité du taux de chômage, évaluée à la moyenne, par rapport au salaire minimum estimé indirectement à partir des effets sur l'emploi et de la participation au travail est de 0.04 dans le cas des hommes et de 0.57 dans le cas des femmes. Ainsi, selon les résultats obtenus pour cette période, une hausse de 10 pour cent du salaire minimum impliquerait une hausse relative de 0.4 pour cent du taux de chômage des hommes et de 5.7 pour cent du taux de chômage des femmes.

En outre, pour vérifier si l'impact était différent selon les régions nous avons re-spécifié le modèle. Les résultats du modèle régional indiquent un impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage des adolescents beaucoup plus élevé pour le Québec et l'Atlantique et de moindre importance en Ontario, alors qu'il n'est pas statistiquement significatif dans les Prairies et la Colombie-Britannique. Chez les adolescentes, l'impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage est, comme dans le cas du modèle national, plus important que pour les hommes. Cet impact est également plus important pour le Québec, l'Atlantique, l'Ontario et la Colombie-Britannique, quoique dans ce dernier cas il y existe un impact bénéfique sur l'emploi.

Dans la deuxième partie de notre étude empirique, nous avons ré-estimé les modèles pour la période 1976-85 pour vérifier si la relation établie dans la période précédente était toujours valide pour une période plus récente. Les résultats indiquent un changement statistiquement significatif dans la relation, alors que l'estimation montre que le salaire minimum n'aurait plus d'impact sur l'emploi et la participation au travail pour aucun des groupes étudiés et ce peu importe le type de modèle (national ou régional).

Nous avons identifié certains facteurs qui auraient pu contribuer à ce changement dans la relation, notamment:

- o la possibilité que nous soyons en présence d'une relation irréversible, ce qui expliquerait en quelque sorte pourquoi la baisse relative du salaire minimum observée durant la période 1976-85 n'ait pas été accompagnée par une baisse du chômage des adolescents.
- o la possibilité que la causalité de la relation ait changé de direction, c'est-à-dire que ce ne serait plus le salaire minimum qui affecterait le chômage mais plutôt le chômage qui affecterait le salaire minimum en raison de son



influence sur les décisions des politiciens quant aux changements dans la législation concernant le salaire minimum.

- o le changement dans la méthodologie de l'enquête de la population active de Statistiques Canada survenu en 1975 qui permettait une meilleure identification du travail à temps partiel.
- o des facteurs structurels du marché du travail.
- o les facteurs d'ordre macroéconomiques tel que la baisse du pouvoir d'achats des travailleurs rémunérés au salaire minimum, suite à la baisse relative du salaire minimum durant la seconde période étudiée.

Ce qui est également intéressant de constater, c'est que les données post-estimatrices semblent indiquer une relation salaire minimum-chômage inverse à ce qui est observé dans la période 1956-75, c'est-à-dire que durant la période 1985-88 une hausse plus importante du salaire minimum relatif des jeunes travailleurs que des autres travailleurs de certaines régions canadiennes (élimination des différentielles d'âge) a été accompagnée par une baisse plus importante du chômage de ces derniers que des autres groupes de travailleurs.

Il est également intéressant de mentionner, que dans un article de Charles Brown publié tout récemment (été 1988), le même phénomène que nous observons au Canada pour la période 1976-85 peut être observé aux États-Unis pour la période 1981-86. En effet, Brown constate que malgré une baisse importante du salaire minimum relatif (taux horaire minimum/taux horaire moyen de l'ensemble des travailleurs), baisse de 20 pour cent entre 1980 et 1986, le rapport emploi/population des jeunes travailleurs n'a pas pour autant augmenté, comme le laissait entendre les résultats des études empiriques américaines, mais a même légèrement diminué et ce malgré des conditions

de l'ensemble du marché du travail qui sont demeurées sensiblement les mêmes (Brown compare les années 1980, 1981 et 1984-86 où le taux de chômage de l'ensemble des travailleurs est relativement constant). La conclusion de Brown est que l'impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage est surestimé, autant par les opposants au salaire minimum que par ses supporteurs.

La principale conclusion que l'on peut tirer de cette analyse n'est pas nécessairement que le salaire minimum n'a plus d'effet défavorable sur l'emploi et le chômage des jeunes, mais bien que les études antérieures, qui continuent de grandement influencer les décisions des politiciens provinciaux et fédéraux et de la majorité des économistes<sup>1</sup> quant à la hausse éventuelle du salaire minimum, sont à refaire.

Comme l'indique la présente analyse, l'utilisation de résultats économétriques pour suggérer des politiques doit se faire avec prudence et avec l'assurance que ces résultats s'appliquent au contexte actuel. De nouvelles études sont donc nécessaires pour mieux approfondir la compréhension du marché du travail des jeunes. Ces études devront être entreprises avec la considération qu'on ne doit pas se fier uniquement au modèle traditionnel pour étudier l'impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage des jeunes et des travailleurs peu qualifiés.

## NOTES

### Section I

1. Il est difficile de faire cette assertion sans effectuer une nouvelle analyse empirique, puisque d'autres facteurs ont pu influencer sur les résultats. Cependant, selon les résultats de Swidinsky, toutes choses étant égales par ailleurs, l'importante réduction du salaire minimum relatif entre 1976 et 1985 (plus de 60 pour cent pour le Québec) aurait du avoir un effet positif sur l'emploi et le chômage, ce qui n'a certes pas été le cas.

### Section II

1. Pour une analyse détaillée du cadre théorique entourant le salaire minimum, se référer à l'étude de Edwin G. West et Michael McKee (1980). Voir aussi Brown, Gilroy et Cohen (1982).

2. Il est également souvent mentionné que les pertes d'emplois pourraient entraîner une hausse du taux d'activité. Ceci s'explique par le fait que de nouveaux travailleurs se joindraient au marché du travail pour compenser la perte de revenus subit par un des membres de leurs familles (théorie du travailleur d'appoint). Cette théorie est toutefois beaucoup moins pertinente étant donné le groupe d'âge que nous étudions (très peu de jeunes de 15 à 19 ans ont des responsabilités familiales et sont des premiers gagne-pains au niveau de leurs familles).

3. Voir l'étude de West et McKee (1980;34).

4. À ce sujet voir l'étude de West et McKee (1980;38).

5. Ceci est d'autant plus vrai étant donné que la perte de revenu d'emploi de ces travailleurs est partiellement compensée par des programmes sociaux tels que l'assurance-chômage et l'assistance-sociale.

6. Selon Iacobacci et Seccareccia, trois mécanismes contribueraient à une baisse des salaires en présence d'un supplément de revenu au travail. Premièrement, les travailleurs seraient moins réticents à accepter une diminution salariale, le supplément agissant comme une compensation pour la réduction. Deuxièmement, le supplément agirait comme une subvention pour les firmes. Ces dernières pourraient attirer plus de travailleurs étant donné le revenu net additionnel apporté par le supplément. Finalement, le supplément inciterait les firmes à réduire les heures de travail et à transformer des emplois à temps plein en des emplois à temps partiel dans le but de se qualifier pour le supplément.

7. À ce sujet voir l'étude de Edward J. Nell.

### Section III

1. L'emphase de cette revue porte sur les études économétriques malgré que certaines études aient utilisé la technique du sondage.

2. Quelques études, notamment celles de Gramlich (1976) et de Fortin (1980), ont examiné l'effet du salaire minimum sur la répartition du revenu et sur les prix.

3. Par exemple, Hamermesh (1981) a construit un indice qui diffère de celui utilisé par Kaitz de deux façons. Premièrement, il a utilisé le salaire moyen des adolescents au lieu du salaire moyen de l'ensemble de l'économie dans la portion du salaire minimum relatif et il a de plus inclus le rapport salaire moyen

des adolescents par rapport au salaire moyen des adultes comme une variable explicative séparée. Deuxièmement, il a corrigé les données concernant le salaire horaire en y incluant des coûts tels que la contribution au régime de pensions, les taxes de sécurité sociale, paie de vacances... Il a été démontré que les résultats obtenus par Hamermesh ne diffèrent pas beaucoup de ceux qu'il aurait obtenu en utilisant l'indice Kaitz.

D'autres auteurs ont utilisé le salaire minimum réel (dégonflé par l'IPC) au lieu du salaire minimum relatif alors que d'autres ont utilisé des variables séparées pour représenter le niveau du salaire minimum et le degré de couverture. Dans ce dernier cas, les résultats sembleraient indiquer, de façon générale, que les effets d'un changement dans le degré de couverture sont plus faibles en magnitude et moins significatifs que les changements dans le niveau du salaire minimum. Finalement, certains auteurs (Gramlich 1976; Abowd et Killingsworth 1981) ont totalement ignoré le degré de couverture. Les résultats de ces études ont tendance à rapporter des effets plus importants du salaire minimum.

4. Il est reconnu que les emplois offerts aux adolescents sont très sensibles aux fluctuations cycliques de l'activité économique globale. Les adolescents, particulièrement ceux qui sont peu rémunérés, tendent à être des éléments résiduels dans la population active. Leur niveau de formation et leur valeur en capital humain relativement faibles les rendent particulièrement vulnérables aux fléchissements de la demande. Pour tenir compte de ce fait, une variable visant à représenter les conditions cycliques est utilisée dans la majorité des études économétriques. Dans la plupart des cas, les auteurs utilisent une mesure de la production réelle ou un indice général des conditions prévalant sur le marché du travail.

L'utilisation d'un indice des conditions du marché du travail (taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans dans la majorité des cas) n'est pas

nécessairement la mesure la plus appropriée puisque une erreur dans l'estimation statistique de l'indice utilisée pour mesurer ces conditions pourrait affecter l'estimation puisque ce dernier provient de la même enquête utilisée pour l'estimation de la variable dépendante (l'enquête de la population active). Cependant, les résultats obtenus avec l'utilisation d'une telle variable sont statistiquement significatifs dans la majorité des cas.

5. Une autre variable explicative utilisée dans environ la moitié des études est un opérateur de retard sur la variable du salaire minimum, pour tenir compte de la réaction retardée aux révisions du salaire minimum.

6. Il y a également eu certaines études au niveau provincial, notamment celles de Fortin (1980) pour le Québec et de Kupina (1986) pour l'Ontario.

7. La région de l'Atlantique comprend les provinces de Terre-Neuve, de la Nouvelle-Ecosse et du Nouveau-Brunswick.

#### Section IV

1. Pour les années où il y a changement du salaire minimum, on a calculé le taux en utilisant une moyenne pondérée des taux prévalant durant l'année en question. Par exemple, pour le Québec en 1976, le taux fut de \$2.80 du 1er janvier au 30 juin et de \$2.87 du 1er juillet au 31 décembre. Le taux utilisé est donc de  $1/2 * \$2.80 + 1/2 * \$2.87$  soit, \$2.84.

2. La méthodologie utilisée pour l'enquête mensuelle de la population active fut révisée en janvier 1976 en réponse à des appels pour de l'information plus détaillée et plus précise. Quoiqu'il y ait eu certaines modifications quant aux procédures de l'échantillonnage du sondage, les révisions majeures ont été

effectuées dans la création du questionnaire et des définitions de l'emploi et du chômage.

Les révisions de l'enquête de la population active ont entraîné de larges différences dans les niveaux d'emplois et de chômage de certains groupes de la population active. Plus spécifiquement, les données de l'enquête révisée de la population active montrent; une légère augmentation des niveaux d'emplois, particulièrement pour les femmes, et à un moindre niveau chez les hommes âgés entre 15 et 24 ans; des taux de chômage féminin significativement plus élevés; et des réductions substantielles des niveaux de chômage masculin. La principale raison pouvant expliquer ces changements est l'identification plus précise et plus adéquate du travail à temps partiel et des activités de recherche d'emploi de l'enquête révisée.

3. Il n'existe aucune donnée concernant le taux de couverture. La méthode pour calculer ce taux, a été d'utiliser les recensements de 1961, 1971 et 1981 pour vérifier le pourcentage de travailleurs qui travaille dans les industries couvertes par le salaire minimum. Le recensement de 1961 a servi pour l'estimation des taux pour la période comprise entre 1956 et 1965, celui de 1971 pour les taux de 1966 à 1975 et le recensement de 1981 pour les taux de la période 1976-85. Quoique cette méthodologie soit similaire à celle utilisée par Swidinsky, nous ne pouvons affirmer avec certitude qu'elle soit identique, ce dernier n'indiquant pas clairement les recensements utilisés pour le calcul des taux.

4. Les indices du salaire minimum régionaux sont pondérés par la population active non-agricole des régions canadiennes.

5. Cette faible valeur pour les hommes reflète le fait que l'Ontario n'a pas eu de loi sur le salaire minimum pour les hommes avant 1963.

## Section V

1. Nous ne pouvons malheureusement pas expliquer l'origine de ces différences. Cependant, les résultats sont, de façon générale, plus significatifs que ceux obtenus par Swidinsky (coefficient d'ajustement ( $R^2$ ) et statistique t pour la variable ISM plus élevés).

2. L'élasticité du taux de chômage (TxC) par rapport à l'indice du salaire minimum (ISM) est donnée par:

$$(d \text{ TxC} / d \text{ ISM}) * (\text{ISM} / \text{TxC}) = (d (\text{TxP-E/P}) / d \text{ ISM}) * (\text{ISM} / (\text{TxP-E/P})) \\ - (d \text{ TxP} / d \text{ ISM}) * (\text{ISM} / \text{TxP})$$

3. Le coefficient de l'indice du salaire minimum de la régression où la variable dépendante est le taux de chômage n'est pas statistiquement différent de zéro.

4. Les élasticités obtenues par Swidinsky sont de -0.10 pour l'emploi, -0.08 pour le taux d'activité et de .05 pour le chômage.

5. Ceci semble encore plus évident lorsque l'on examine les industries à prédominance d'employés rémunérés au salaire minimum. Dans une étude sur l'économie québécoise, Fortin (1980) indiquait que des travailleurs rémunérés au salaire minimum, 45 pour cent travaillent dans les hôtels et restaurants, 20 pour cent travaillent dans les commerces de détail et 15 pour cent travaillent dans les secteurs mous (secteurs à faible productivité qui comprend entre autres les industries du textile, du vêtement, de la bonneterie et du cuir). Ces industries sont caractérisées par une forte proportion de main-d'oeuvre féminine.



6. Nous ne reportons pas les élasticités pour la Colombie-Britannique et les Prairies, les coefficients de l'indice du salaire minimum n'étant pas significativement différent de zéro au niveau de 5%.

7. Plusieurs provinces ont un taux horaire minimum qui diffèrent selon l'âge des travailleurs. Par exemple, le taux horaire minimum payé aux adultes en Colombie-Britannique est de 40 cents supérieur à celui des salariés de moins de 18 ans, et ce depuis le 4 décembre 1972. Un sondage conduit par F. Rhodes (1973) auprès des employeurs de la Colombie-Britannique, huit mois après l'introduction de la différentielle d'âge et la révision du salaire minimum du 4 décembre 1972, a révélé que la différentielle avait grandement stimulé la demande de travail des adolescents.

8. Pour une description du test de Chow, voir A. Koutsoyiannis (1977; pp. 164-168).

9. Nous serons les premiers à admettre que la technique utilisée pour tenter d'éliminer le biais causé par le changement de méthodologie est quelque peu simpliste. Il est fort probable que les rapports de variables calculés pour 1975 ne soient pas les mêmes pour toutes les années antérieures. Cependant, étant donné le peu de ressource à notre disposition, nous considérons que la technique que nous avons utilisée est préférable au statu quo (Statistiques Canada a recalculé certaines variables, notamment l'emploi et la population active de certains groupes d'âges (25-54, 15-64 et 15-24) en utilisant des techniques statistiques plus appropriées pour la période 1966-75, mais malheureusement ces groupes d'âges ne nous sont d'aucun intérêt).

10. Il est à noter que cela n'est pas nécessairement vrai. Le changement observé dans la relation pourrait être le résultat du changement dans la méthodologie utilisée par Statistiques Canada pour l'enquête de la population active. Comme nous l'avons mentionné précédemment, la technique que nous

avons utilisée pour reconcilier les données est très simpliste et ne nous permet pas d'affirmer avec certitude la validité du test de Chow. Il est également bon de mentionner que lorsque l'on utilise le test de Chow on fait l'hypothèse que les variances des deux échantillons sont identiques. Dans le cas contraire il aurait été préférable d'utiliser un test asymptotique F (voir Amemyia "Advanced Econometrics" 1985; pp. 32-38 pour une description de ce test) qui est similaire au test de Chow mais qui tient compte de l'hétéroscédasticité.

11. Ceci est d'autant plus vrai pour les adolescents du Québec, puisque la différentielle d'âge qui prévalait dans cette province a été éliminée le 1er octobre 1986. Dans cette province le taux horaire minimum relatif des jeunes travailleurs (par rapport au salaire moyen dans l'ensemble de l'industrie manufacturière) est passé de 0.326 à 0.389 entre 1985 et 1988, soit une augmentation de près de 20 pour cent. Durant la même période, le taux de chômage des jeunes de 15 à 19 ans est passé de 20.4 à 14.2 pour cent tandis que le taux de chômage des travailleurs âgés entre 25 et 64 ans est passé de 10.1 à 8.4 pour cent au Québec.

Il est à noter ces années n'ont pas été incluses dans notre étude empirique en raison de la non disponibilité des données concernant le taux horaire minimum dans certaines provinces (la dernière publication disponible de Travail Canada - Les Normes de travail au Canada - est pour l'année 1985).

## Section VI

1. À une question posée dans un sondage à savoir s'ils croyaient que le salaire minimum augmentait le chômage des jeunes et des travailleurs non-qualifiés, près de 70 pour cent des économistes canadiens interrogés ont répondu qu'ils étaient généralement d'accord avec cette affirmation (Block et Walker, 1988).

## ANNEXES

### Liste des annexes:

A. Evolution de l'indice du salaire minimum selon le sexe et la région, 1956-1985 - Tableau 1 et graphiques.

B. Rapport post-1975/pré-1975 des variables provenant de l'enquête de la population active (cat. 71-001) de Statistiques Canada - Tableau 1.

C. Résultats des régressions avec variables ajustées pour tenir compte du changement de méthodologie dans l'enquête de la population active - Tableaux 1 à 16.

1. Régression période 1956-75 - Modèle National - Hommes
2. Régression période 1956-75 - Modèle National - Femmes
3. Elasticités période 1956-75 - Modèle National - Hommes
4. Elasticités période 1956-75 - Modèle National - Femmes
5. Régression période 1956-85 - Modèle National - Hommes
6. Régression période 1956-85 - Modèle National - Femmes
7. Elasticités période 1956-85 - Modèle National - Hommes
8. Elasticités période 1956-85 - Modèle National - Femmes
9. Régression période 1956-75 - Modèle Régional - Hommes
10. Régression période 1956-75 - Modèle Régional - Femmes
11. Elasticités période 1956-75 - Modèle Régional - Hommes
12. Elasticités période 1956-75 - Modèle Régional - Femmes
13. Régression période 1956-85 - Modèle Régional - Hommes
14. Régression période 1956-85 - Modèle Régional - Femmes
15. Elasticités période 1956-85 - Modèle Régional - Hommes
16. Elasticités période 1956-85 - Modèle Régional - Femmes

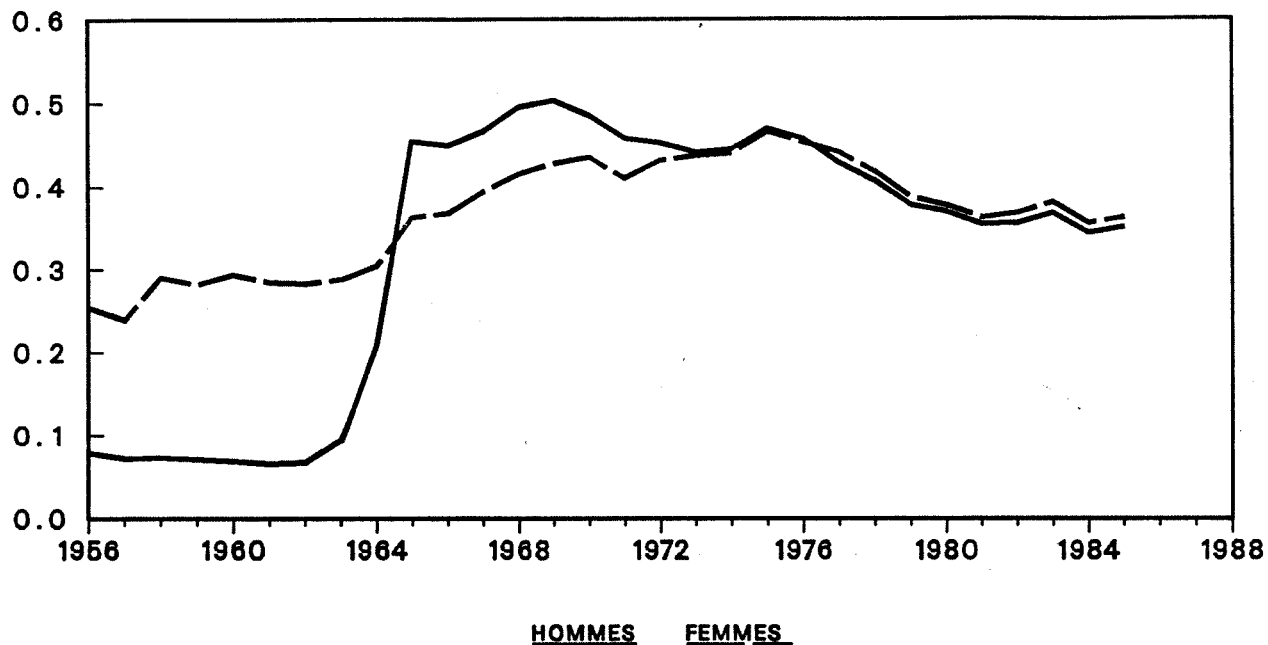
# ANNEXE A

## Tableau 1

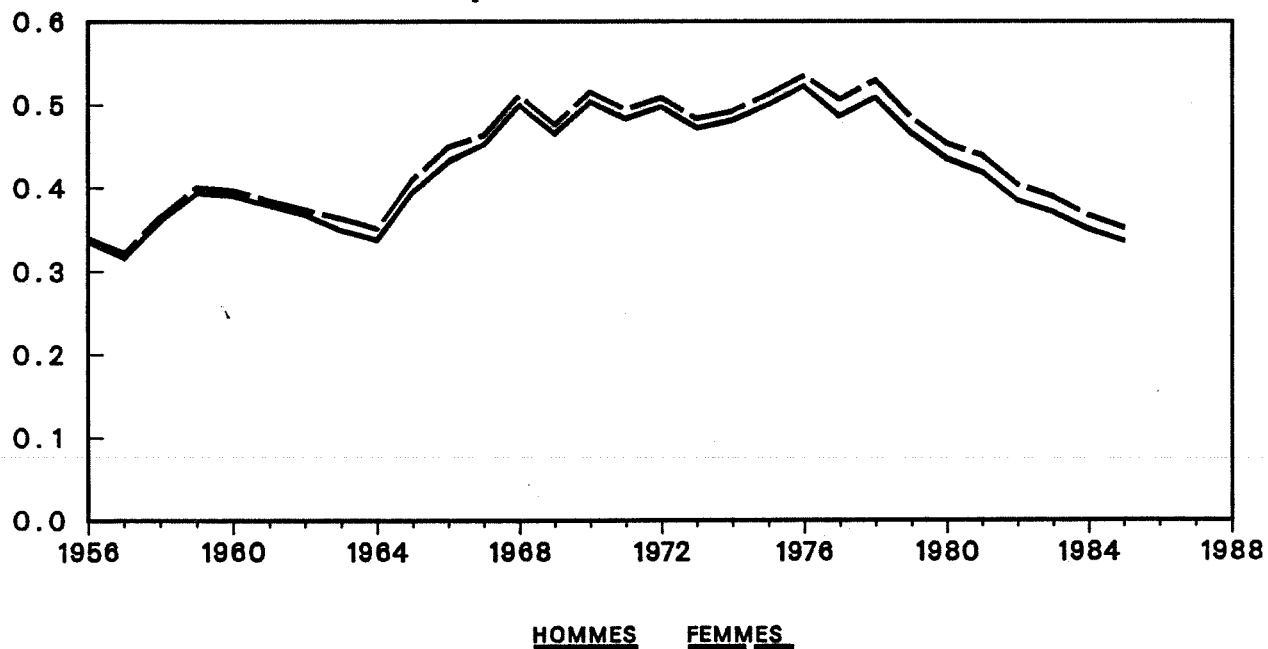
### INDICE DU SALAIRE MINIMUM SELON LE SEXE ET LA RÉGION, 1956-1985

Année	CANADA		ATLANTIQUE		QUÉBEC		ONTARIO		PRAIRIES		COLOMBIE-BRITANNIQUE	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
1956	0.327	0.195	0.254	0.079	0.340	0.335	0.318	0.000	0.386	0.385	0.301	0.362
1957	0.309	0.184	0.239	0.072	0.322	0.316	0.301	0.000	0.365	0.364	0.287	0.345
1958	0.321	0.194	0.290	0.073	0.366	0.360	0.290	0.000	0.365	0.357	0.270	0.324
1959	0.323	0.200	0.282	0.071	0.401	0.394	0.279	0.000	0.350	0.342	0.260	0.312
1960	0.359	0.199	0.294	0.069	0.397	0.391	0.369	0.000	0.362	0.349	0.250	0.300
1961	0.352	0.197	0.285	0.066	0.385	0.379	0.357	0.000	0.380	0.358	0.250	0.294
1962	0.359	0.203	0.283	0.067	0.374	0.368	0.348	0.000	0.380	0.357	0.399	0.383
1963	0.390	0.251	0.288	0.094	0.363	0.349	0.426	0.133	0.399	0.375	0.385	0.370
1964	0.388	0.359	0.304	0.209	0.351	0.338	0.434	0.412	0.390	0.366	0.368	0.353
1965	0.403	0.393	0.363	0.454	0.410	0.395	0.412	0.391	0.421	0.396	0.347	0.333
1966	0.405	0.394	0.368	0.449	0.449	0.432	0.390	0.370	0.426	0.400	0.327	0.314
1967	0.420	0.417	0.394	0.466	0.463	0.452	0.381	0.369	0.469	0.456	0.399	0.393
1968	0.460	0.456	0.415	0.495	0.511	0.499	0.460	0.447	0.450	0.437	0.372	0.366
1969	0.434	0.431	0.428	0.503	0.476	0.465	0.426	0.413	0.445	0.434	0.345	0.340
1970	0.478	0.471	0.435	0.485	0.515	0.503	0.498	0.483	0.445	0.433	0.389	0.383
1971	0.453	0.445	0.410	0.458	0.494	0.483	0.456	0.443	0.461	0.448	0.350	0.345
1972	0.436	0.429	0.431	0.452	0.508	0.497	0.423	0.411	0.427	0.416	0.321	0.316
1973	0.440	0.431	0.437	0.441	0.483	0.472	0.425	0.413	0.435	0.424	0.392	0.386
1974	0.447	0.438	0.440	0.445	0.492	0.481	0.433	0.420	0.435	0.424	0.408	0.402
1975	0.451	0.443	0.465	0.469	0.512	0.500	0.435	0.422	0.446	0.436	0.367	0.361
1976	0.453	0.446	0.453	0.457	0.534	0.522	0.425	0.412	0.447	0.436	0.383	0.377
1977	0.424	0.408	0.441	0.429	0.506	0.486	0.387	0.370	0.429	0.405	0.345	0.332
1978	0.412	0.397	0.418	0.407	0.529	0.508	0.362	0.346	0.410	0.387	0.320	0.307
1979	0.397	0.382	0.388	0.378	0.484	0.465	0.379	0.362	0.380	0.359	0.294	0.283
1980	0.373	0.359	0.378	0.370	0.453	0.435	0.347	0.332	0.374	0.354	0.282	0.271
1981	0.369	0.353	0.363	0.355	0.404	0.419	0.354	0.336	0.359	0.339	0.287	0.274
1982	0.342	0.327	0.368	0.356	0.404	0.385	0.328	0.311	0.337	0.317	0.252	0.241
1983	0.335	0.319	0.381	0.368	0.389	0.371	0.316	0.300	0.339	0.318	0.246	0.236
1984	0.329	0.314	0.356	0.344	0.367	0.350	0.328	0.311	0.328	0.309	0.240	0.229
1985	0.326	0.311	0.363	0.351	0.352	0.336	0.328	0.311	0.334	0.315	0.232	0.222

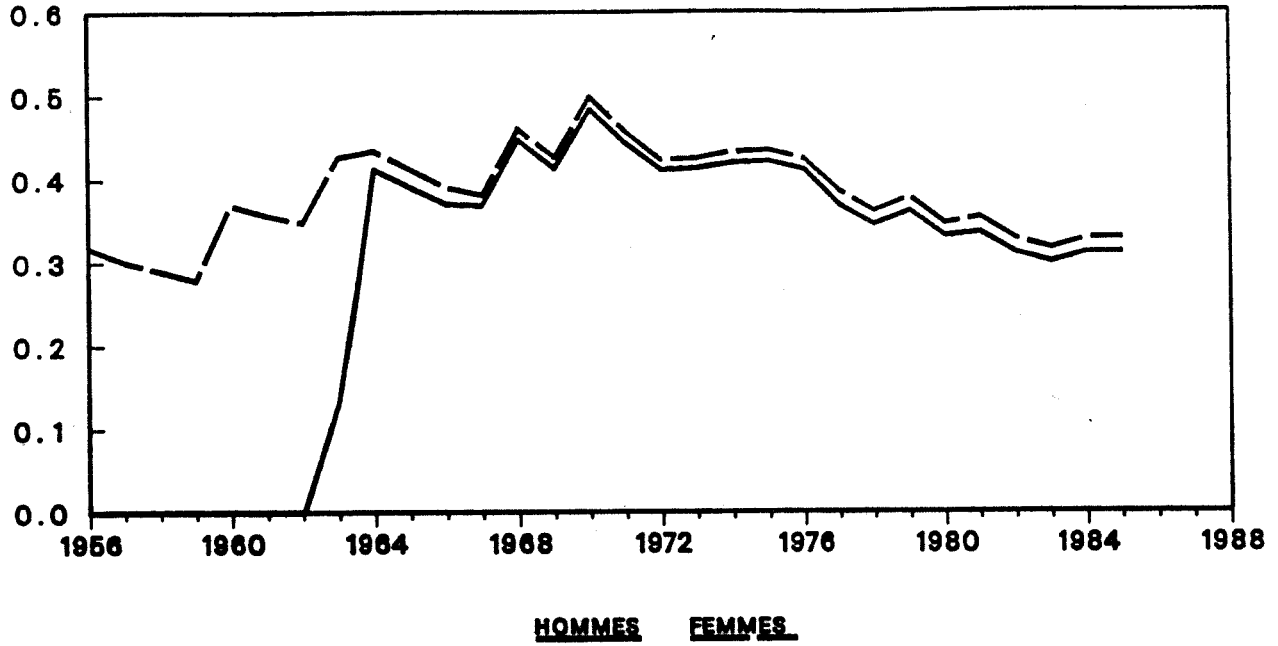
INDICE DU SALAIRE MINIMUM SELON LE SEXE ET LA REGION  
ATLANTIQUE: 1956 - 1985



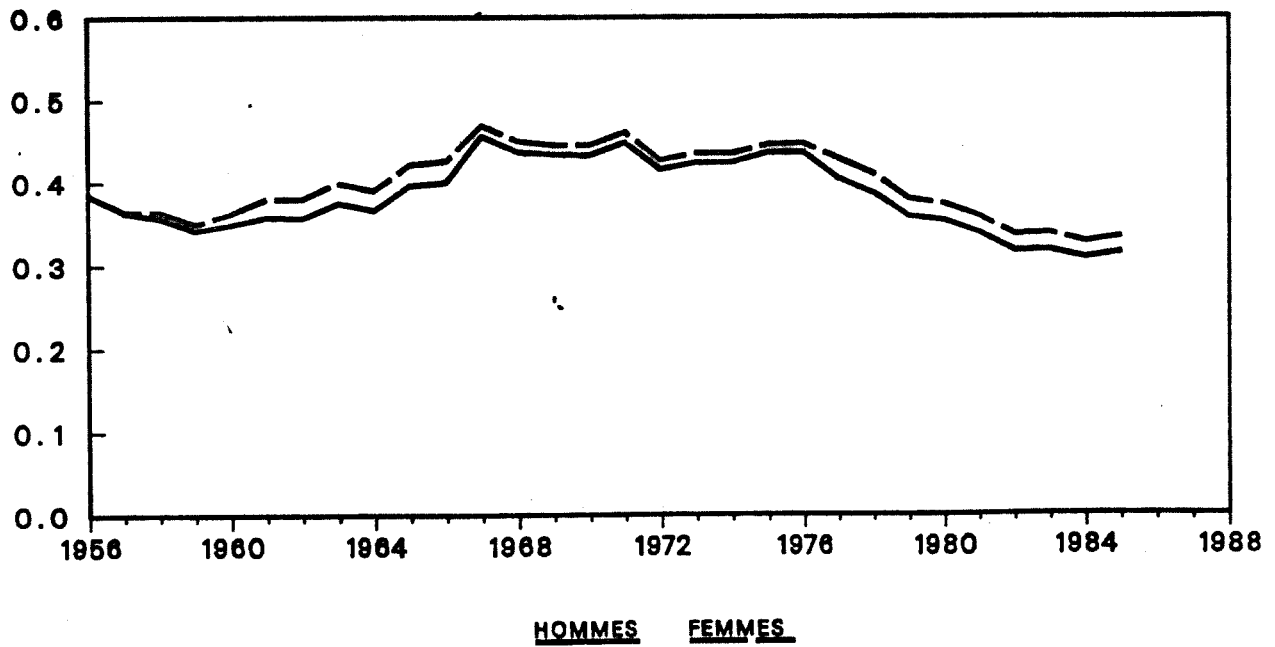
INDICE DU SALAIRE MINIMUM SELON LE SEXE ET LA REGION  
QUEBEC: 1956 - 1985



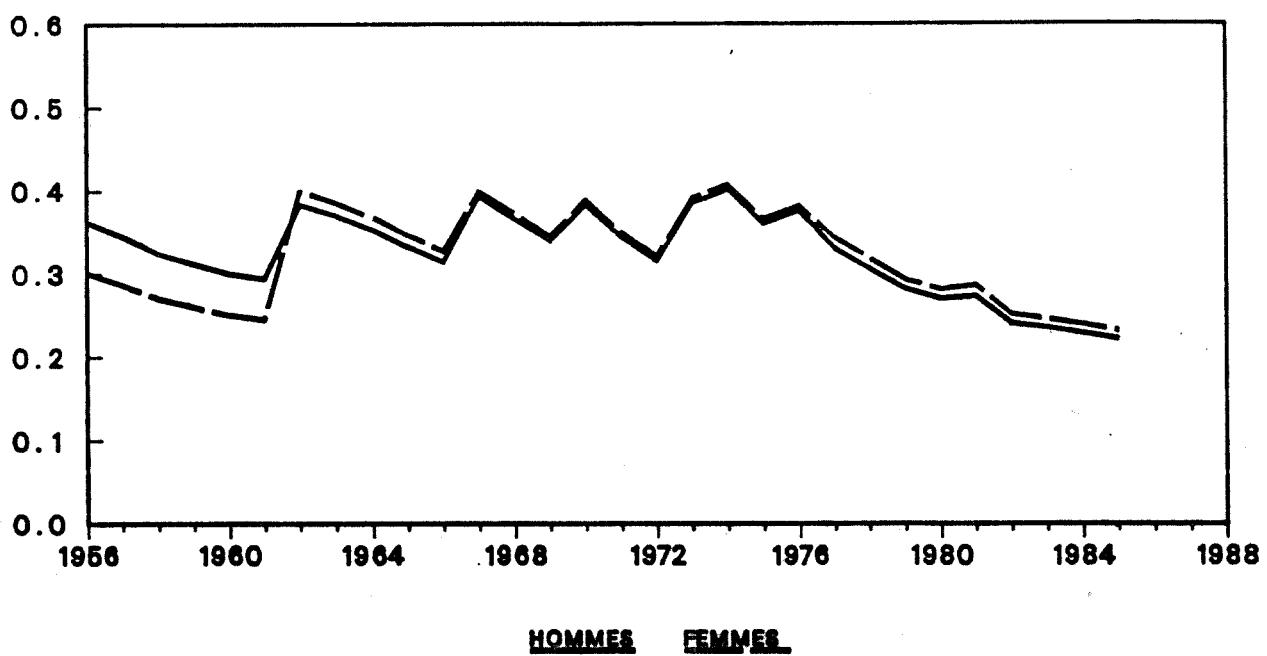
INDICE DU SALAIRE MINIMUM SELON LE SEXE ET LA REGION  
ONTARIO: 1956 - 1985



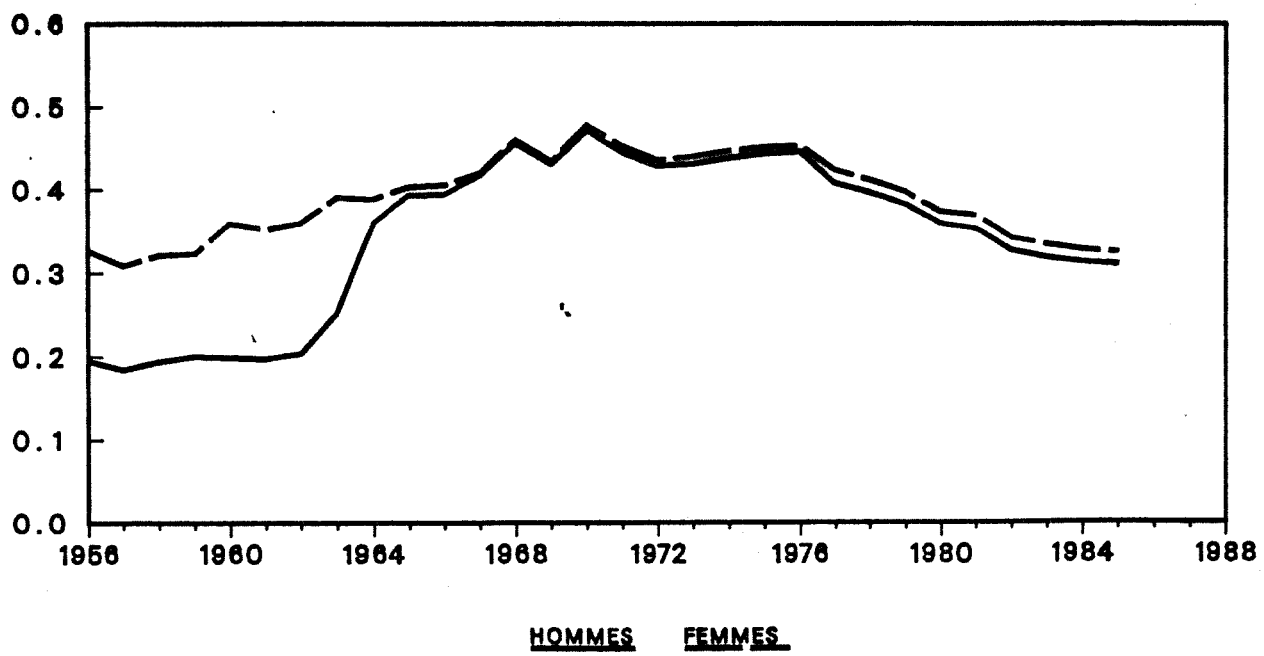
INDICE DU SALAIRE MINIMUM SELON LE SEXE ET LA REGION  
PRAIRIES: 1956 - 1985



INDICE DU SALAIRE MINIMUM SELON LE SEXE ET LA REGION  
COLOMBIE-BRITANNIQUE: 1956 - 1985



INDICE DU SALAIRE MINIMUM SELON LE SEXE ET LA REGION  
CANADA: 1956 - 1985



## ANNEXE B

### Tableau 1

Rapport entre les deux enquêtes de la population active pour 1975  
(Enquête post-1975 / Enquête pré-1975)

	Femmes de 15 à 19 ans			Hommes de 15 à 19 ans			TxC Hommes 25-44
	E/P	TxP	TXC	E/P	TxP	TXC	
ATLANTIQUE	1.117	1.130	1.126	1.143	1.060	0.838	0.671
QUEBEC	1.125	1.113	0.951	1.021	0.990	0.886	0.797
ONTARIO	1.104	1.121	1.112	1.066	1.067	1.007	0.867
PRAIRIES	1.123	1.130	1.093	1.037	1.025	0.776	0.830
C.-BRITANNIQUE	1.112	1.112	0.993	1.033	1.027	0.970	0.891

E/P = Rapport Emploi / Population

TxP = Taux d'activité

TxC = Taux de Chômage



## ANNEXE C

### Tableau 1

Résultat des régressions, cinq régions canadiennes, 1956-1975  
Hommes de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	(1)			(2)		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	42.42 (14.91)	44.49 (14.14)	6.07 (4.49)	45.81 (18.51)	46.90 (17.19)	6.38 (6.31)
QUÉBEC	48.90 (18.83)	51.98 (18.09)	5.03 (4.07)	51.10 (19.43)	52.62 (18.14)	3.98 (3.70)
ONTARIO	47.93 (28.78)	50.00 (27.14)	3.08 (3.89)	51.77 (29.67)	53.77 (27.95)	3.30 (4.64)
PRAIRIES	56.23 (29.36)	57.65 (27.21)	-0.07 (0.07)	59.01 (30.21)	59.65 (27.69)	-1.24 (1.55)
C-B	49.32 (22.49)	52.31 (21.57)	4.31 (4.13)	52.56 (22.39)	54.72 (21.13)	3.77 (3.94)
u25-44	-1.07 (4.40)	-0.42 (1.59)	1.55 (13.49)	-1.56 (4.91)	-0.69 (1.96)	1.86 (14.36)
ISM	-14.62 (3.65)	-16.23 (3.67)	1.15 (0.60)	-14.99 (3.74)	-16.98 (3.84)	0.11 (0.07)
T	-1.12 (4.57)	-1.17 (4.34)	0.26 (2.20)	-1.20 (4.81)	-1.21 (4.42)	0.25 (2.45)
T <sup>2</sup>	0.08 (6.94)	0.09 (7.28)	0.00 (0.22)	0.09 (7.22)	0.10 (7.41)	0.00 (0.26)
R <sup>2</sup>	0.82	0.74	0.93	0.80	0.74	0.93
Degrés de liberté	91	91	91	91	91	91

(1) Ancienne enquête sur la population active (avant 1975).

(2) Variables provenant de l'enquête sur la population active ajustées pour concilier avec la nouvelle enquête sur la population active (après 1975).

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

**Tableau 2**

Résultats des régressions, cinq régions canadiennes, 1956-1975  
FEMMES de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	(1)			(2)		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	37.62 (8.86)	36.44 (8.27)	-4.42 (1.88)	42.07 (9.42)	41.64 (8.96)	-2.44 (1.06)
QUÉBEC	46.31 (10.11)	46.21 (9.72)	-4.14 (1.63)	52.88 (10.40)	52.53 (9.93)	-5.09 (1.94)
ONTARIO	45.39 (11.87)	45.52 (11.47)	-3.29 (1.55)	51.08 (11.94)	51.88 (11.65)	-2.98 (1.35)
PRAIRIES	43.48 (10.95)	42.89 (10.81)	-5.22 (2.37)	49.46 (11.20)	49.11 (10.68)	-5.09 (2.23)
C-B	42.55 (12.04)	43.40 (11.84)	-0.83 (0.42)	48.53 (12.06)	49.38 (11.79)	-1.80 (0.87)
u25-44	-0.55 (2.39)	-0.30 (1.26)	0.80 (6.25)	-0.88 (2.70)	-0.53 (1.58)	1.05 (6.28)
ISM	-35.71 (3.28)	-34.22 (3.03)	16.14 (2.67)	-40.83 (3.38)	-39.45 (3.14)	16.49 (2.65)
T	0.00 (0.02)	0.03 (0.12)	0.10 (0.68)	0.00 (0.00)	0.04 (0.13)	0.10 (0.65)
T <sup>2</sup>	0.04 (3.08)	0.04 (3.65)	0.01 (1.50)	0.04 (3.10)	0.05 (3.70)	0.01 (1.55)
R <sup>2</sup>	0.66	0.71	0.75	0.66	0.71	0.75
Degrés de liberté	91	91	91	91	91	91

(1) Ancienne enquête sur la population active (avant 1975).

(2) Variables provenant de l'enquête sur la population active ajustées pour concilier avec la nouvelle enquête sur la population active (après 1975).

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

**Tableau 3**

Elasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage par rapport au salaire minimum  
Hommes 1956-1975

	<u>Emploi</u>	<u>Offre de Travail</u>	<u>Chômage direct</u>	<u>Chômage indirect</u>
Séries N-Ajustées	-0.13	-0.13	0.03	0.04
Séries Ajustées	-0.13	-0.13	0.00	0.01

**Tableau 4**

Elasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage par rapport au salaire minimum  
Femmes 1956-1975

	<u>Emploi</u>	<u>Offre de Travail</u>	<u>Chômage direct</u>	<u>Chômage indirect</u>
Séries N-Ajustées	-0.45	-0.39	0.69	0.57
Séries Ajustées	-0.46	-0.40	0.67	0.55

**Tableau 5**

Résultats des régressions, cinq régions canadiennes, 1956-1985  
HOMMES de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	(1)			(2)		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	45.34 (18.21)	48.32 (16.35)	7.54 (6.03)	47.21 (24.49)	49.97 (22.13)	8.90 (8.59)
QUÉBEC	49.78 (21.63)	53.33 (19.53)	6.37 (5.51)	51.28 (26.43)	54.51 (24.00)	7.22 (6.92)
ONTARIO	48.99 (31.45)	51.58 (27.90)	4.00 (5.11)	51.70 (38.06)	54.69 (34.39)	5.13 (7.02)
PRAIRIES	56.80 (33.64)	58.83 (29.35)	0.97 (1.15)	58.49 (40.26)	60.45 (35.53)	1.23 (1.58)
C-B	51.41 (26.75)	55.24 (24.22)	5.42 (5.61)	53.93 (32.06)	57.89 (29.39)	6.41 (7.09)
u25-44	-1.73 (8.79)	-1.27 (5.47)	1.33 (13.51)	-2.21 (11.12)	-1.74 (7.47)	1.33 (12.42)
ISM	-17.46 (4.53)	-20.67 (4.51)	-1.16 (0.60)	-15.72 (4.51)	-19.89 (4.87)	-3.69 (1.97)
T	0.01 (0.03)	0.22 (0.98)	0.46 (4.81)	-0.20 (1.12)	0.05 (0.22)	0.48 (4.85)
T <sup>2</sup>	0.02 (3.01)	0.02 (2.60)	-0.01 (2.72)	0.03 (4.54)	0.03 (3.79)	-0.01 (2.72)
R <sup>2</sup>	0.82	0.77	0.92	0.83	0.79	0.92
Degrés de liberté	141	141	141	141	141	141

(1) Ancienne enquête sur la population active (avant 1975).

(2) Variables provenant de l'enquête sur la population active ajustées pour concilier avec la nouvelle enquête sur la population active (après 1975).

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

**Tableau 6**

Résultats des régressions, cinq régions canadiennes, 1956-1985  
FEMMES de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	(1)			(2)		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	47.34 (12.69)	46.39 (11.75)	-6.27 (2.98)	47.44 (14.44)	46.90 (13.67)	-4.07 (2.29)
QUÉBEC	54.42 (13.70)	54.41 (12.93)	-6.82 (3.04)	55.62 (15.17)	55.42 (14.48)	-6.07 (3.06)
ONTARIO	53.63 (16.92)	53.77 (16.03)	-6.57 (3.67)	54.78 (18.43)	55.40 (17.85)	-5.01 (3.12)
PRAIRIES	52.92 (16.13)	52.13 (15.01)	-8.71 (4.70)	53.93 (17.49)	53.35 (16.57)	-7.16 (4.30)
C-B	50.96 (17.38)	51.98 (16.75)	-3.68 (2.23)	53.23 (19.51)	54.28 (19.05)	-3.39 (2.30)
u25-44	-1.25 (6.25)	-1.05 (4.99)	0.74 (6.60)	-1.60 (7.33)	-1.35 (5.90)	0.96 (8.13)
ISM	-57.65 (6.13)	-56.38 (5.66)	25.65 (4.83)	-49.15 (5.35)	-48.04 (5.00)	21.07 (4.24)
T	0.89 (3.75)	1.01 (4.03)	0.03 (0.23)	0.72 (2.94)	0.93 (3.62)	0.25 (1.88)
T <sup>2</sup>	0.00 (0.54)	0.00 (0.15)	0.01 (2.92)	0.00 (0.05)	0.00 (0.21)	0.00 (0.56)
R <sup>2</sup>	0.78	0.84	0.86	0.75	0.81	0.87
Degrés de liberté	141	141	141	141	141	141

(1) Ancienne enquête sur la population active (avant 1975).

(2) Variables provenant de l'enquête sur la population active ajustées pour concilier avec la nouvelle enquête sur la population active (après 1975).

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

**Tableau 7**

Elasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage par rapport au salaire minimum  
Hommes 1956-1985

	<u>Emploi</u>	<u>Offre de Travail</u>	<u>Chômage direct</u>	<u>Chômage indirect</u>
Séries N-Ajustées	-0.15	-0.15	-0.02	0.01
Séries Ajustées	-0.45	-0.39	0.69	0.57

**Tableau 8**

Elasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage par rapport au salaire minimum  
Femmes 1956-1985

	<u>Emploi</u>	<u>Offre de Travail</u>	<u>Chômage direct</u>	<u>Chômage indirect</u>
Séries N-Ajustées	-0.65	-0.55	0.81	0.65
Séries Ajustées	-0.51	-0.44	0.65	0.52

**Tableau 9**

Résultats des régressions, cinq régions canadiennes, 1956-1975  
HOMMES de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	(1)			(2)		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	44.16 (16.11)	46.00 (14.94)	4.94 (3.21)	46.83 (19.68)	47.93 (18.12)	6.07 (5.27)
QUEBEC	69.48 (13.42)	74.15 (12.74)	1.75 (0.60)	71.81 (13.47)	74.86 (12.63)	1.44 (0.56)
ONTARIO	45.65 (31.16)	47.57 (28.90)	3.60 (4.37)	49.25 (31.36)	50.99 (29.20)	3.59 (4.73)
PRAIRIES	43.99 (5.40)	46.40 (5.07)	0.92 (0.20)	46.31 (5.51)	48.53 (5.19)	0.33 (0.08)
C-B	31.76 (3.97)	31.28 (3.48)	4.78 (1.07)	35.46 (4.24)	33.55 (3.61)	3.64 (0.90)
u25-44	-1.06 (4.93)	-0.40 (1.66)	1.59 (13.19)	-21.95 (4.89)	-24.69 (4.94)	1.25 (0.58)
ISM-ATL	-22.38 (4.95)	-24.06 (4.74)	4.17 (1.64)	-66.61 (5.26)	-72.75 (5.17)	6.16 (1.01)
ISM-QUE	-64.86 (5.27)	-70.75 (5.12)	8.60 (1.24)	-8.26 (2.01)	-9.89 (2.17)	-0.78 (0.39)
ISM-ONT	-7.81 (1.96)	-9.46 (2.12)	-0.94 (0.42)	15.02 (0.69)	8.64 (0.36)	-3.71 (0.35)
ISM-PRA	14.84 (0.70)	10.35 (0.44)	-1.34 (0.11)	31.23 (1.35)	40.34 (1.57)	0.54 (0.05)
ISM-CB	34.15 (1.53)	41.94 (1.68)	-0.46 (0.04)	-1.46 (5.19)	-0.58 (1.84)	1.87 (13.68)
T	-1.05 (4.96)	-1.09 (4.59)	0.25 (2.06)	-1.13 (5.17)	-1.13 (4.64)	0.25 (2.33)
T <sup>2</sup>	0.08 (8.16)	0.09 (8.40)	0.00 (0.24)	0.08 (8.39)	0.10 (8.51)	0.00 (0.32)
R <sup>2</sup>	0.88	0.82	0.94	0.86	0.82	0.94
Degrés de liberté	87	87	87	87	87	87

(1) Ancienne enquête sur la population active (avant 1975).

(2) Variables provenant de l'enquête sur la population active ajustées pour concilier avec la nouvelle enquête sur la population active (après 1975).

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

**Tableau 10**

Résultats des régressions, cinq régions canadiennes, 1956-1975  
FEMMES de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	(1)			(2)		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	39.63 (8.63)	40.15 (8.66)	-2.11 (0.74)	43.63 (9.00)	45.02 (9.16)	-0.58 (0.20)
QUEBEC	55.54 (10.80)	54.49 (10.49)	-8.84 (2.75)	62.49 (10.90)	60.95 (10.49)	-8.41 (2.47)
ONTARIO	45.39 (9.36)	46.98 (9.58)	1.00 (0.33)	50.63 (9.30)	52.92 (9.60)	0.30 (0.09)
PRAIRIES	19.31 (2.26)	21.93 (2.54)	5.88 (1.10)	21.75 (2.28)	24.59 (2.55)	5.33 (0.94)
C-B	21.54 (4.39)	18.77 (3.79)	-2.95 (0.96)	24.79 (4.42)	21.33 (3.76)	-4.19 (1.26)
u25-44	-0.4 (2.03)	-0.15 (0.75)	0.77 (6.20)	-46.48 (3.60)	-50.87 (3.89)	10.35 (1.35)
ISM-ATL	-42.01 (3.59)	-45.71 (3.87)	8.95 (1.22)	-63.60 (4.61)	-59.96 (4.29)	23.42 (2.86)
ISM-QUE	-56.84 (4.59)	-53.44 (4.27)	26.31 (3.39)	-38.71 (2.61)	-41.51 (2.76)	7.16 (0.81)
ISM-ONT	-34.23 (2.58)	-36.78 (2.74)	4.22 (0.51)	27.72 (1.14)	20.95 (0.85)	-9.77 (0.68)
ISM-PRA	24.52 (1.12)	17.91 (0.81)	-11.80 (0.86)	28.88 (1.78)	42.40 (2.58)	22.48 (2.33)
ISM-CB	27.13 (1.87)	38.92 (2.66)	21.34 (2.35)	-0.60 (2.11)	-0.23 (0.82)	1.03 (6.16)
T	-0.20 (0.89)	-0.15 (0.65)	0.18 (1.26)	-0.22 (0.86)	-0.17 (0.66)	0.17 (1.10)
T <sup>2</sup>	0.04 (4.25)	0.05 (5.01)	0.01 (1.20)	0.05 (4.24)	0.06 (5.04)	0.01 (1.31)
R <sup>2</sup>	0.76	0.81	0.78	0.76	0.81	0.77
Degrés de liberté	87	87	87	87	87	87

(1) Ancienne enquête sur la population active (avant 1975).

(2) Variables provenant de l'enquête sur la population active ajustées pour concilier avec la nouvelle enquête sur la population active (après 1975).

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.



**Tableau 11**

Elasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage par rapport au salaire minimum, selon la région  
Hommes 1956-1975

	Séries Non-Ajustées				Séries Ajustées			
	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect
Atlantique	-0.24	-0.20	0.05	0.14	-0.20	-0.19	0.02	0.07
Québec	-0.77	-0.69	0.20	0.37	-0.78	-0.72	0.17	0.31
Ontario	-0.05	-0.05	-0.02	-0.03	-0.05	-0.05	-0.02	-0.03
Prairies	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
Colombie-Britannique	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.

s.o. sans objet - coefficient de régression statistiquement non-significatif

**Tableau 12**

Elasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage par rapport au salaire minimum  
Femmes 1956-1975

	Séries Non-Ajustés				Séries Ajustés			
	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect
Atlantique	-0.61	-0.59	0.30	0.15	-0.61	-0.58	0.31	0.16
Québec	-0.77	-0.65	1.13	1.07	-0.77	-0.66	1.05	1.10
Ontario	-0.40	-0.39	0.21	0.05	-0.41	-0.40	0.32	0.11
Prairies	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
Colombie-Britannique	0.29	0.37	0.66	0.62	0.28	0.36	0.70	0.67

s.o. sans objet - coefficient de régression statistiquement non-significatif

**Tableau 13**

Résultats des régressions, cinq régions canadiennes, 1956-1985  
HOMMES de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	(1)			(2)		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	49.30 (18.08)	52.87 (16.09)	7.13 (5.00)	49.25 (23.58)	52.52 (21.18)	8.95 (7.83)
QUÉBEC	60.86 (12.19)	63.61 (10.57)	2.44 (0.94)	61.78 (13.49)	63.82 (11.74)	3.42 (1.36)
ONTARIO	46.34 (28.36)	48.80 (24.78)	4.36 (5.11)	49.49 (32.58)	52.24 (28.97)	5.02 (6.03)
PRAIRIES	50.40 (7.87)	51.87 (6.72)	7.00 (2.09)	48.52 (8.21)	50.50 (7.20)	9.86 (3.05)
C-B	49.65 (9.67)	54.28 (8.77)	5.71 (2.13)	51.57 (11.02)	55.50 (9.99)	5.99 (2.34)
u25-44	-28.62 (5.91)	-32.92 (5.65)	0.14 (0.05)	-23.18 (5.32)	-28.68 (5.54)	-4.10 (1.72)
ISM-ATL	-43.35 (3.65)	-44.18 (3.09)	8.19 (1.32)	-41.46 (3.74)	-42.63 (3.24)	5.04 (0.83)
ISM-QUE	-8.70 (1.94)	-10.89 (2.02)	-2.29 (0.98)	-9.32 (2.22)	-12.38 (2.48)	-3.52 (1.53)
ISM-ONT	-1.27 (0.07)	-2.65 (0.13)	-16.76 (1.88)	9.27 (0.58)	5.25 (0.28)	-26.39 (3.04)
ISM-PRA	-11.97 (0.82)	-17.08 (0.98)	-1.95 (0.26)	-9.66 (0.72)	-13.49 (0.85)	-2.69 (0.37)
ISM-CB	-1.82 (9.46)	-1.38 (5.97)	1.34 (13.33)	-2.22 (11.52)	-1.75 (7.66)	1.33 (12.68)
T	0.05 (0.25)	0.24 (1.04)	0.46 (4.52)	-0.16 (0.87)	0.07 (0.32)	0.50 (4.87)
T <sup>2</sup>	0.02 (2.85)	0.02 (2.50)	-0.01 (2.66)	0.03 (4.31)	0.03 (3.61)	-0.01 (2.94)
R <sup>2</sup>	0.85	0.79	0.93	0.85	0.81	0.93
Degrés de liberté	137	137	137	137	137	137

(1) Ancienne enquête sur la population active (avant 1975).

(2) Variables provenant de l'enquête sur la population active ajustées pour concilier avec la nouvelle enquête sur la population active (après 1975).

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

**Tableau 14**

Résultats des régressions, cinq régions canadiennes, 1956-1985  
FEMMES de 15 à 19 ans

Variables indépendantes	(1)			(2)		
	E/P	TxP	TxC	E/P	TxP	TxC
ATLANTIQUE	50.67 (9.89)	51.18 (9.52)	-4.96 (1.73)	49.49 (10.61)	50.85 (10.51)	-2.21 (0.88)
QUÉBEC	54.74 (10.02)	52.69 (9.19)	-10.13 (3.31)	59.22 (11.11)	56.70 (10.24)	-9.50 (3.39)
ONTARIO	56.90 (10.48)	58.65 (10.30)	-3.06 (1.01)	57.45 (10.74)	59.27 (10.67)	-2.67 (0.93)
PRAIRIES	49.42 (6.45)	51.07 (6.35)	-2.11 (0.49)	46.28 (6.14)	48.25 (6.16)	-0.39 (0.10)
C-B	42.03 (8.50)	41.25 (7.95)	-6.75 (2.44)	43.90 (9.12)	42.82 (8.57)	-6.50 (2.51)
u25-44	-68.53 (5.23)	-71.72 (5.22)	20.88 (2.85)	-56.55 (4.42)	-61.32 (4.62)	14.67 (2.13)
ISM-ATL	-59.64 (4.61)	54.07 (3.98)	32.32 (4.46)	-58.71 (4.56)	-52.79 (3.96)	27.92 (4.04)
ISM-QUE	-67.24 (4.41)	-70.59 (4.41)	15.49 (1.81)	-57.15 (3.76)	-59.65 (3.78)	13.92 (1.70)
ISM-ONT	-49.76 (2.47)	-54.98 (2.60)	8.25 (0.73)	-30.76 (1.54)	-36.55 (1.76)	3.20 (0.30)
ISM-PRA	-31.44 (2.11)	-25.06 (1.60)	33.96 (4.07)	-21.82 (1.49)	-14.79 (0.97)	29.36 (3.73)
ISM-CB	-1.19 (5.92)	-0.99 (4.70)	0.76 (6.73)	-1.52 (6.92)	-1.25 (5.47)	0.99 (8.36)
T	0.89 (3.69)	1.04 (4.10)	0.09 (0.69)	0.72 (2.87)	0.95 (3.65)	0.31 (2.33)
T <sup>2</sup>	0.00 (0.49)	0.00 (0.10)	0.01 (2.38)	0.00 (0.10)	0.00 (0.16)	0.00 (0.07)
R <sup>2</sup>	0.79	0.85	0.87	0.76	0.82	0.87
Degrés de liberté	137	137	137	137	137	137

(1) Ancienne enquête sur la population active (avant 1975).

(2) Variables provenant de l'enquête sur la population active ajustées pour concilier avec la nouvelle enquête sur la population active (après 1975).

Note: Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs absolues de la statistique t.

**Tableau 15**

Elasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage par rapport au salaire minimum, selon la région  
Hommes 1956-1985

	Séries Non-Ajustées				Séries Ajustées			
	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect
Atlantique	-0.32	-0.28	0.00	0.13	-0.24	-0.23	-0.06	0.02
Québec	-0.52	-0.42	0.18	0.38	-0.49	-0.41	0.12	0.35
Ontario	-0.06	-0.06	-0.05	-0.03	-0.06	-0.07	-0.08	-0.06
Prairies	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
Colombie-Britannique	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.

s.o. sans objet - coefficient de régression statistiquement non-significatif

**Tableau 16**

Elasticités de l'emploi, de l'offre de travail et du taux de chômage par rapport au salaire minimum  
Femmes 1956-1985

	Séries Non-Ajustées				Séries Ajustées			
	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect	Emploi	Offre de Travail	Chômage direct	Chômage indirect
Atlantique	-0.96	-0.86	0.53	0.61	-0.74	-0.68	0.35	0.34
Quebec	-0.81	-0.63	1.02	1.09	-0.74	-0.58	0.90	1.06
Ontario	-0.67	-0.62	0.57	0.36	-0.53	-0.49	0.48	0.32
Prairies	-0.54	-0.54	0.39	-0.01	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.
Colombie-Britannique	-0.28	-0.19	0.83	0.53	s.o.	s.o.	s.o.	s.o.

s.o. sans objet - coefficient de régression statistiquement non-significatif

## BIBLIOGRAPHIE

Abowd, John M. et Mark R. Killingsworth "Structural Models of the Effects of Minimum Wages on Employment by Age Groups" Report of the minimum wage study commission Washington D.C. : U.S. GPO, 1981, vol. 5, pp. 143-169.

Amemyia, Takeshi, Advanced Econometrics, Cambridge Mass. : Harvard University Press, 1985.

Block, W. et M. Walker, "Entropy in the Canadian Economics Profession : Sampling Concensus in the Major Issues", Canadian Public Policy, juin 1988, vol. 14, no. 2, pp. 137-150.

Brown, Charles, Curtis Gilroy et Andrew Cohen, "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment", Journal of Economic Literature , juin 1982, vol. 20, no. 2, pp. 487-528.

Brown, Charles, Curtis Gilroy et Andrew Cohen, "Time-Series Evidence of the Effect of Minimum Wage on Youth Employment and Unemployment", Journal of Human Resources, hiver 1983, vol. 18, no 1, pp. 3-31.

Brown, Charles, "Minimum Wages Laws: Are They Overrated ?", Journal of Economic Perspectives, été 1988, vol. 2, no. 3, pp. 133-145.

Chick, Victoria, Macroeconomics After Keynes : A Reconsideration of the General Theory, M.I.T. Press, Cambridge, 1983.

Fisher, Alan A., "The Minimum Wage and Teenage Unemployment: A Comment on the Literature", Western Economic Journal, décembre 1973, vol. 11, no. 4, pp. 514-524.

Fortin, Pierre, "L'effet du salaire minimum sur les prix, l'emploi et la répartition des revenus", Observations sur les revenus au Canada, Conseil économique du Canada, Ottawa, 1980.

Gramlich, Edward M., "Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment and Family Incomes", Brooking Papers on Economic Activity, 1976, no. 2, pp. 409-451.

Hamermesh, Daniel S., "Minimum Wages and The Demand for Labor", National Bureau of Economic Research - Working paper no. 656, avril 1981.

Iacobacci, Mario et Seccareccia, Mario, "Full Employment vs Income Maintenance: Some Reflections on the Macroeconomic and Structural Implications of a Guaranteed Income Program for Canada", Studies in Political Economy, printemps 1989, no. 28, pp. 137-173.

Johnson, Harry G., "Minimum Wage Laws: A General Equilibrium Analysis", Revue canadienne d'économique, novembre 1969, vol. 2, no. 4, pp. 599-604.

Judge, G.G., R.C. Hill, W.E. Griffiths, H. Lütkepohl et T.-C. Lee, Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, New York, John Wiley & Sons, 1982.

Kaitz, Hyman, "Experience of the Past : The National Minimum", Youth Employment and Minimum Wages, Bulletin no. 1657, U.S. Department of Labor - Bureau of Labor Statistics, 1970, pp. 30-54.

Keynes, John Maynard, The General Theory of Employment, Interest and Money, Macmillan Publishers, Cambridge, 1936.

Koutsoyannis A., Theory of Econometrics, 2ième édition, Macmillan Publishers, London, 1977.

Kupina, Stephen J., "The Effects of Minimum Wages on Youth Employment and Unemployment in Ontario", Industrial Relations Centre - Queen's University, 1986.

Mincer, Jacob, "Unemployment Effects of Minimum Wages", Journal of Political Economy, août 1976, vol. 84, no. 4, partie II, pp. S87-S104.

Mundlak, Y., "On the Pooling of Time-Series and Cross Section Data", Econometrica, mai 1978, vol. 46, no 1, pp. 69-85.

Nell, Edward J., Public Spending and Prosperity, Boston, Wyman, 1988.

Ostry, Sylvia et M.A. Zaidi, Labour Economics in Canada, 3ième édition, Macmillan of Canada, Toronto, 1979.

Ragan, James F. Jr, "Minimum Wages and the Youth Labour Market", Review of Economic and Statistics, 1977, vol. 59, mai 1977, pp. 129-136.

Rees, Albert, The Economics of Work and Pay, New York, Harper and Row, 1973.

Rhodes, Frank A., "A Study of the Impact of Minimum Wage Revisions on Selected Business Establishments in British Columbia", Travail Canada - direction de la recherche, Ottawa, 1973.

Schaafsma, Joseph et William D. Walsh, "Employment and Labour Supply Effects of the Minimum Wage: Some Pooled Time-Series Estimates from Canadian Provincial Data", Revue canadienne d'économique, février 1983, vol. 16, no. 1, pp. 86-97.

Statistiques Canada, La Population active (Cat. 71-001), publication mensuelle, 1956 à 1985.

Statistiques Canada, Emplois, gains et durée du travail (Cat. 72-002), publication mensuelle, 1956 à 1985.

Statistiques Canada, Recensements du Canada pour 1961, 1971 et 1981 - Occupations, vol. III, Ottawa.

Swidinsky, Robert, "Minimum Wages and Teenage Unemployment in Canada", Revue canadienne d'économique, février 1980, vol. 13, no. 1, pp. 158-171.

Travail Canada, Les Normes de travail au Canada, publication annuelle, 1956 à 1985.

West, Edwin G. et Michael McKee, Le salaire minimum: Nouveaux aspects théoriques, empiriques et politiques, Conseil économique du Canada et l'Institut de recherches politiques, Hull, 1980.