

## L'incidence du salaire minimum sur le marché du travail des adolescents au Canada : une reconsidération des résultats empiriques

### The Impact of the Minimum Wage on the Labour Market of Teenagers in Canada: A Reconsideration of the Empirical Results

Gilles Grenier et Marc Séguin

Volume 67, numéro 2, juin 1991

Symposium sur le salaire minimum et l'emploi

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602030ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602030ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Grenier, G. & Séguin, M. (1991). L'incidence du salaire minimum sur le marché du travail des adolescents au Canada : une reconsidération des résultats empiriques. *L'Actualité économique*, 67(2), 123-143.  
<https://doi.org/10.7202/602030ar>

Résumé de l'article

Un des résultats les moins controversés de la théorie économique est la prédiction que l'imposition d'un salaire minimum a des effets néfastes sur l'emploi. Des études empiriques réalisées dans les années soixante-dix et au début des années quatre-vingt ont confirmé la présence de ces effets, surtout chez les adolescents. Par ailleurs, depuis le milieu des années soixante-dix, le salaire minimum au Canada a très peu augmenté et a même baissé en termes réels, ce qui aurait dû affecter l'emploi favorablement. Le but de cette étude est de tenter de vérifier si le salaire minimum a toujours le même impact négatif sur le marché du travail des adolescents au Canada durant la période 1976-1988. À cette fin, nous estimons un modèle semblable à ceux des études antérieures. Les résultats sont différents de ceux de ces études : l'indice du salaire minimum n'est pas significatif dans les régressions estimées. Il semblerait donc que le salaire minimum ait un impact plus faible, ou du moins plus incertain, que par le passé. Quelques explications possibles aux changements observés sont suggérées. Certaines ont trait aux données utilisées et à la façon de mesurer les variables du modèle, alors que d'autres se rapportent aux relations théoriques entre ces variables.

## L'INCIDENCE DU SALAIRE MINIMUM SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL DES ADOLESCENTS AU CANADA: UNE RECONSIDÉRATION DES RÉSULTATS EMPIRIQUES\*

Gilles GRENIER

*Département de science économique*

*Université d'Ottawa*

Marc SÉGUIN

*Ministère des Finances*

*Ottawa*

RÉSUMÉ — Un des résultats les moins controversés de la théorie économique est la prédiction que l'imposition d'un salaire minimum a des effets néfastes sur l'emploi. Des études empiriques réalisées dans les années soixante-dix et au début des années quatre-vingt ont confirmé la présence de ces effets, surtout chez les adolescents. Par ailleurs, depuis le milieu des années soixante-dix, le salaire minimum au Canada a très peu augmenté et a même baissé en termes réels, ce qui aurait dû affecter l'emploi favorablement. Le but de cette étude est de tenter de vérifier si le salaire minimum a toujours le même impact négatif sur le marché du travail des adolescents au Canada durant la période 1976-1988. À cette fin, nous estimons un modèle semblable à ceux des études antérieures. Les résultats sont différents de ceux de ces études: l'indice du salaire minimum n'est pas significatif dans les régressions estimées. Il semblerait donc que le salaire minimum ait un impact plus faible, ou du moins plus incertain, que par le passé. Quelques explications possibles aux changements observés sont suggérées. Certaines ont trait aux données utilisées et à la façon de mesurer les variables du modèle, alors que d'autres se rapportent aux relations théoriques entre ces variables.

ABSTRACT — *The Impact of the Minimum Wage on the Labour Market of Teenagers in Canada: A Reconsideration of the Empirical Results.* One of the least controversial issues in economic theory is the prediction that the imposition of a minimum wage has a negative impact on employment. Empirical studies performed during the seventies and the early eighties have confirmed the presence of that impact, especially among teenagers. Since the mid-seventies, however, minimum wages in Canada have changed very little and have even decreased in real terms. This should have had a favourable effect on employment. The purpose of this study is to see if the minimum wage still has the same negative effect on the labour market of teenagers in Canada during the period 1976-1988. To that effect, a model similar to those of the previous empirical studies is estimated. The results are different from

---

\* Ce texte a été complété alors que Gilles Grenier était chercheur invité au Conseil économique du Canada. Les opinions exprimées dans ce texte sont la responsabilité des auteurs et n'engagent en rien ni le Conseil économique du Canada ni le Ministère des Finances.

those of the earlier studies: the minimum wage index is no longer significant in the estimated regressions. This suggests that the influence of the minimum wage on the labour market of teenagers is weaker than it used to be or, at least, that it is more uncertain. Possible explanations of the observed changes are discussed. Some are related to the data and to the way certain variables of the model are measured, while others pertain to the theoretical relationships among those variables.

Alan Blinder a énoncé comme suit la «loi de Murphy» des économistes:

«Là où les économistes sont d'accord entre eux et sûrs de leurs conclusions, ils ont peu d'influence sur les politiques; là où ils sont en désaccord et incertains de leurs conclusions, ils ont beaucoup d'influence sur les politiques.» (Blinder, 1987, page 1, traduction libre)

Parmi les sujets où les économistes sont en désaccord, on peut penser en particulier à la conduite de la politique macroéconomique où différentes écoles de pensée (keynésianisme, monétarisme, attentes rationnelles, etc.) ont présenté des points de vue très divergents sur la façon d'utiliser les outils fiscaux et monétaires; ces écoles de pensée ont néanmoins exercé à tour de rôle une influence considérable sur les décisions des politiciens. Par ailleurs, les économistes sont généralement d'accord entre eux pour affirmer que le système de prix est un instrument plus efficace d'allocation des ressources que les contrôles directs; mais ceci ne semble pas avoir eu beaucoup d'influence sur les politiciens, si l'on en juge du moins par le grand nombre de réglementations, tarifs et barrières de toutes sortes que l'on retrouve dans plusieurs secteurs de l'économie.

Un des résultats apparemment les moins controversés de la théorie économique est la prédiction que l'imposition d'un salaire minimum sur un marché du travail a un impact négatif sur l'emploi. Tout manuel d'introduction à l'économie qui se respecte a quelque part dans ses pages un graphique montrant les conséquences néfastes d'une loi sur le salaire minimum à l'aide de courbes d'offre et de demande de travail. Essentiellement, le salaire minimum crée du chômage et seuls ceux qui ont la chance de conserver leur emploi en profitent. On conclut habituellement que cette loi a un effet contraire à celui recherché et qu'elle devrait être abolie. Malgré ces appels répétés, les politiciens et les groupes de pression continuent à appuyer l'existence d'un salaire minimum. Ceci semble être une manifestation évidente de la «loi de Murphy» des économistes.

Cependant, comme la plupart des lois, la «loi de Murphy» des économistes souffre d'exceptions et il faut apporter quelques nuances quand on l'applique au cas du salaire minimum. Trois points méritent d'être notés. Premièrement, tous les économistes ne recommandent pas l'abolition du salaire minimum. Il y a évidemment ceux de tendances radicales ou non orthodoxes qui rejettent l'analyse des manuels. Mais même parmi les économistes orthodoxes, on ne s'oppose pas nécessairement à l'existence d'un salaire minimum; on veut seulement que celui-ci ne soit pas trop élevé. On reconnaît aussi parfois que le modèle des manuels est une représentation un peu simpliste de la réalité. Par exemple, le taux de roulement de la main-d'oeuvre affectée par le salaire minimum étant très élevé, la distinction entre les privilégiés qui gardent leur emploi et ceux qui deviennent chômeurs est

vague. En réalité, les mêmes personnes se retrouvent parfois en chômage et parfois avec un emploi; en outre, si l'élasticité de la demande de travail est plus petite que un en valeur absolue, le salaire minimum peut même être avantageux pour l'ensemble des travailleurs affectés.

Deuxièmement, il n'est pas toujours vrai que les économistes n'ont pas d'influence dans les domaines où ils sont d'accord. Les politiques de déréglementation et le traité de libre-échange entre le Canada et les États-Unis montrent que les prescriptions des économistes sont parfois suivies. En ce qui concerne le salaire minimum, les conclusions de l'analyse théorique, appuyées par des études empiriques, ne sont probablement pas étrangères au fait que le salaire minimum n'a que peu augmenté depuis le milieu des années soixante-dix. En fait, si on tient compte de l'augmentation des prix et de l'ensemble des salaires, le salaire minimum a diminué en termes réels.

Troisièmement, les résultats de l'analyse économique au sujet du salaire minimum ne sont peut-être pas aussi sûrs qu'ils en ont l'air. Entre autres, la baisse relative du salaire minimum qui s'est produite aurait dû être accompagnée d'une hausse de l'emploi et d'une réduction du chômage. En réalité, le chômage chez ce groupe de travailleurs s'est maintenu à un niveau élevé durant une bonne partie des années quatre-vingt.

Paradoxalement, il s'est fait peu de recherche récemment sur le salaire minimum. La présente étude contribue à combler cette lacune en présentant des estimations de l'effet du salaire minimum sur l'emploi, l'activité et le chômage des adolescents au Canada durant deux périodes: 1956-1975 et 1976-1988. Le début de cette deuxième période correspond approximativement au moment où le salaire minimum a cessé d'augmenter dans la plupart des provinces canadiennes. Pour fins de comparaisons, nous estimons un modèle semblable à ceux des études antérieures, plus précisément à celui de Swidinsky (1980).

Les résultats sont différents de ceux des études passées. En particulier, l'indice du salaire minimum n'est pas significatif dans les régressions estimées pour la période 1976-1988 alors qu'il l'était dans la plupart des cas pour la période 1956-1975.

La section I expose brièvement l'état actuel des connaissances des économistes concernant les effets du salaire minimum. La section II présente les résultats des nouvelles estimations empiriques. Enfin, dans la section III, nous suggérons quelques explications des résultats obtenus.

## I. ÉTAT DES CONNAISSANCES SUR LE SALAIRE MINIMUM

### A. *Théorie*

Les effets théoriques du salaire minimum sont bien connus et il n'est pas nécessaire d'en faire une analyse étendue. L'exposé qui suit est donc très bref<sup>1</sup>. Il

1. Pour une analyse plus détaillée, on peut se reporter à West et McKee (1980) ou à Brown, Gilroy et Cohen (1982).

est utile de distinguer entre les modèles d'équilibre statique partiel qui se servent des outils traditionnels de l'analyse économique (offre et demande de travail, théorie de la production, etc.) et les autres types de modèles qui utilisent des outils différents.

Le modèle principal d'équilibre statique partiel est le modèle concurrentiel qui se caractérise par la présence d'un grand nombre de participants dont aucun ne peut de lui-même influencer le prix du marché. C'est le modèle auquel font référence les manuels mentionnés plus haut. Si on impose un salaire minimum supérieur au salaire du marché, l'emploi est réduit et un certain nombre de personnes qui auraient voulu travailler à ce salaire se retrouvent en chômage. Il est important de noter toutefois que la conséquence d'une augmentation du salaire minimum sur le taux de chômage observé est ambiguë, contrairement à ce qu'on est parfois porté à penser. La raison est qu'il y a deux effets opposés sur le taux d'activité: d'une part, le salaire plus élevé incite des personnes à se joindre à la population active, mais, d'autre part, la plus faible probabilité d'avoir un emploi peut en amener d'autres à la quitter. Cette ambiguïté ne change cependant pas la conclusion que le salaire minimum est néfaste puisque ces retraits du marché du travail sont dus au découragement.

Le modèle concurrentiel se complique quelque peu quand on tient compte du fait que la loi sur le salaire minimum ne couvre pas tous les travailleurs. Ceux qui ne trouvent pas d'emploi dans le secteur couvert peuvent travailler dans le secteur non couvert. Différentes hypothèses peuvent être faites sur la façon dont les travailleurs sont sélectionnés entre les deux secteurs. On peut supposer que les travailleurs qui ne peuvent pas travailler au salaire minimum se joignent au secteur non couvert dans lequel ils sont certains de trouver un emploi. Dans ce cas le salaire minimum ne diminue pas nécessairement l'emploi<sup>2</sup> mais les gains des travailleurs qui doivent aller dans le secteur non couvert sont réduits. Une autre hypothèse est que les travailleurs choisissent le secteur dans lequel ils offrent leurs services en fonction des gains attendus. Si on ignore l'aversion envers le risque et d'autres complications, on obtient comme résultat à l'équilibre que le salaire minimum multiplié par la probabilité d'avoir un emploi dans le secteur couvert est égal au salaire dans le secteur non couvert. Lorsqu'il y a une augmentation du salaire minimum, il faut que la probabilité d'avoir un emploi dans le secteur couvert diminue pour que l'équilibre soit maintenu. Dans l'ensemble, malgré leurs complications, les modèles à deux secteurs ne changent pas la conclusion générale du modèle simple à un secteur. Notons que dans la pratique ces modèles ont tendance à devenir de moins en moins pertinents étant donné que très peu de travailleurs maintenant ne sont pas couverts par le salaire minimum.

Un modèle d'équilibre statique souvent présenté dans les manuels est celui du monopsonne sur le marché du travail. On peut démontrer que le salaire minimum, dans certaines conditions, *augmente* l'emploi. On obtient ce résultat parce que le salaire minimum rend le coût marginal du travail égal au coût moyen, alors qu'il

---

2. L'emploi pourrait être réduit si certains travailleurs n'offrent pas leurs services dans le secteur non couvert parce qu'ils ont un salaire de réserve plus élevé que le salaire de ce secteur.

était auparavant supérieur à celui-ci, ce qui incitait l'employeur à réduire l'emploi. Dans les faits, on a tendance à considérer ce résultat plus comme une curiosité analytique que comme correspondant à une situation pertinente puisque peu d'employeurs qui paient le salaire minimum se trouvent en situation de monopsonne.

Les autres types de modèles du salaire minimum font intervenir des éléments différents de ceux habituellement pris en compte dans le modèle d'équilibre statique partiel. Ces modèles sont souvent moins formalisés que les premiers et ont aussi tendance à arriver à des conclusions différentes.

Selon la théorie du choc, une hausse du salaire minimum pourrait avoir des effets favorables sur la gestion des entreprises. Le choc du salaire minimum serait un encouragement pour l'entreprise à utiliser plus de capital et à mieux superviser 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, mais il est peu probable que ceci se produise à chaque augmentation du salaire minimum, surtout si ces augmentations sont fréquentes.

Une théorie récente qui s'apparente un peu à la théorie du choc est la théorie des salaires d'efficience. Selon cette théorie, il peut être profitable pour certains employeurs de payer un salaire supérieur à celui du marché. Quatre raisons ont été avancées pour cela<sup>3</sup>: une façon d'inciter les employés à fournir un plus grand effort à leur travail est de leur payer un bon salaire; le taux de roulement de la main-d'oeuvre est plus faible si le salaire est élevé; un haut salaire attire de meilleurs travailleurs; les employeurs et les employés attachent une grande importance à l'équité interne dans la structure de rémunération d'une entreprise. Notons que les tenants de cette théorie ne font habituellement pas référence au cas du salaire minimum; en fait, ce sont plutôt les secteurs à salaires élevés qui sont les plus susceptibles de satisfaire les conditions propices au paiement de salaires d'efficience. Cependant, un modèle relié aux salaires d'efficience, celui de Calvo et Wellisz (1979), suggère explicitement qu'un salaire minimum, dans certaines circonstances, peut augmenter l'emploi.

Enfin, l'argument du pouvoir d'achat est à la base du raisonnement de certains des revendicateurs du salaire minimum. Celui-ci redistribue le revenu des agents économiques qui ont une faible propension à dépenser vers des agents qui ont une forte propension à dépenser. 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<sup>4</sup>.

---

3. Pour une discussion des différents modèles de salaires d'efficience, voir l'introduction de Akerlof et Yellen (1986), pages 1-21.

4. Voir le texte de Mario Seccareccia dans le cadre du présent symposium pour une discussion plus détaillée de cet argument.

Pour conclure ce bref survol théorique, les modèles du salaire minimum fondés sur l'analyse économique traditionnelle ont eu tendance à mettre l'accent sur ses impacts négatifs, mais il y a toujours eu d'autres théories qui ont souligné certains éléments favorables. Par ailleurs, la plupart des économistes nord-américains semblent privilégier le modèle traditionnel<sup>5</sup>.

### B. *Études empiriques*

Plusieurs études ont tenté de vérifier empiriquement les effets du salaire minimum sur l'emploi. Ces études se sont intéressées surtout aux jeunes, et, dans une moindre mesure, aux femmes, qui sont les groupes les plus susceptibles d'être affectés par le salaire minimum. La façon typique de procéder dans un grand nombre de ces études est d'estimer une régression dont la variable dépendante est une mesure agrégée de l'emploi ou du chômage du groupe de travailleurs auquel on s'intéresse, et dont les variables indépendantes sont un indice du salaire minimum, un indicateur du cycle économique, une tendance temporelle et parfois d'autres variables de nature démographique. À la suite de Kaitz (1970), l'indice du salaire minimum est habituellement défini de façon à tenir compte à la fois du niveau du salaire minimum par rapport au salaire moyen et du pourcentage des travailleurs couverts par la loi. Dans les études récentes, on s'intéresse la plupart du temps à l'effet du salaire minimum sur l'emploi plutôt que sur le chômage, étant donné l'effet ambigu sur le chômage noté plus haut.

Un survol des études américaines jusqu'au début des années quatre-vingt a été fait par Brown, Gilroy et Cohen (1982). Un résultat assez robuste qui ressort d'une revue de plus de deux douzaines d'études est qu'une hausse de dix pourcent du salaire minimum entraînerait une baisse de un à trois pourcent de l'emploi des adolescents, les auteurs accordant leur préférence aux estimations les plus faibles à l'intérieur de cette fourchette. Après un survol des études canadiennes et québécoises, Mercier (1987) arrive à une conclusion très semblable. Mercier note aussi des problèmes dans la méthodologie de certaines études qui peuvent mettre en doute leurs conclusions, en particulier les études qui prédisent un fort impact du salaire minimum. Par ailleurs, les études empiriques n'ont pas montré d'effets concluants du salaire minimum sur d'autres groupes de travailleurs, tels les femmes et les jeunes de plus de 20 ans.

Donc, en fonction des études empiriques faites avec des données allant jusqu'aux années soixante-dix, il semble que les effets du salaire minimum sur l'emploi soient conformes aux prédictions de la théorie traditionnelle, mais qu'ils soient assez petits et s'appliquent surtout aux adolescents.

---

5. 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 pourcent des économistes canadiens ont répondu qu'ils étaient généralement d'accord avec cette affirmation (Block et Walker, 1988).

## II. NOUVELLES ESTIMATIONS EMPIRIQUES

L'intérêt dans la recherche sur le salaire minimum semble avoir diminué quelque peu récemment. C'est peut-être parce les chercheurs qui ont étudié celui-ci ont décidé de passer à autre chose, jugeant qu'il n'y avait plus rien à apprendre sur le sujet, ou encore parce que le salaire minimum n'a pas retenu l'attention de l'opinion publique autant que par le passé. Récemment, Brown (1988) a déploré ce manque d'intérêt car, selon lui, la baisse observée du salaire minimum réel aux États-Unis depuis environ une décennie aurait dû avoir plus d'effets sur le marché du travail des jeunes qu'elle n'en a eue. Brown est amené à se demander si on n'a pas eu tendance à exagérer l'influence du salaire minimum.

Il est intéressant d'observer de quelle façon le salaire minimum a changé au Canada. La figure 1 présente l'évolution d'un indice du salaire minimum pour le Canada entre 1956 et 1988. Cet indice est du type de celui utilisé dans plusieurs études: le salaire minimum est divisé par le salaire manufacturier moyen et multiplié par une mesure du taux de couverture de la loi du salaire minimum; l'indice au niveau canadien est obtenu en pondérant les indices provinciaux par la population active non agricole de chaque province<sup>6</sup>. Comme on peut le constater, l'indice du salaire minimum a connu une augmentation graduelle chez les hommes et chez les femmes jusqu'au début des années soixante-dix, après quoi il a eu tendance à se stabiliser pendant quelques années. Par la suite, entre 1976 et 1986, l'indice a connu une baisse considérable, de l'ordre d'environ 30%. Cette évolution est très remarquable car elle indique que le salaire minimum relatif se retrouve en 1986 au même niveau que dans la première moitié des années soixante pour les hommes et qu'à la fin des années cinquante pour les femmes. Depuis 1986, il y a eu une légère tendance à la hausse, mais l'indice du salaire minimum demeure encore très petit par rapport à ses valeurs passées.

Les figures 2 et 3 montrent respectivement l'évolution du rapport emploi-population et du taux de chômage des adolescents et des adolescentes, définis comme étant les personnes âgées de 15 à 19 ans<sup>7</sup>. Nous nous intéressons à ce groupe d'âges car c'est pour celui-ci que les études antérieures ont montré que le salaire minimum avait le plus d'effets. La figure 3 présente aussi le taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans, que l'on peut interpréter comme un indicateur du cycle économique. On peut voir que l'emploi et le chômage des jeunes ont varié en grande partie en relation avec les cycles économiques. Cependant, l'écart entre le taux de chômage des jeunes et celui des hommes adultes a eu tendance à augmenter avec le temps. Si on considère plus particulièrement la période depuis 1976 où l'indice

---

6. L'île du Prince-Edouard, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest ne sont pas compris dans le calcul de l'indice.

7. Les données ont été corrigées de façon à tenir compte du changement dans l'enquête sur la population active effectué à partir de 1975. Pour l'année 1975 où les deux enquêtes ont été faites, on a calculé les rapports de l'emploi sur la population et du taux de chômage entre les deux enquêtes. Ces rapports ont été utilisés pour ajuster les données de la période 1956-1975. Statistique Canada a fait des réconciliations des deux enquêtes avec des méthodes plus sophistiquées, mais malheureusement pas pour le groupe d'âges de 15 à 19 ans.



FIGURE 1  
INDICE DU SALAIRE MINIMUM, CANADA 1956-1988

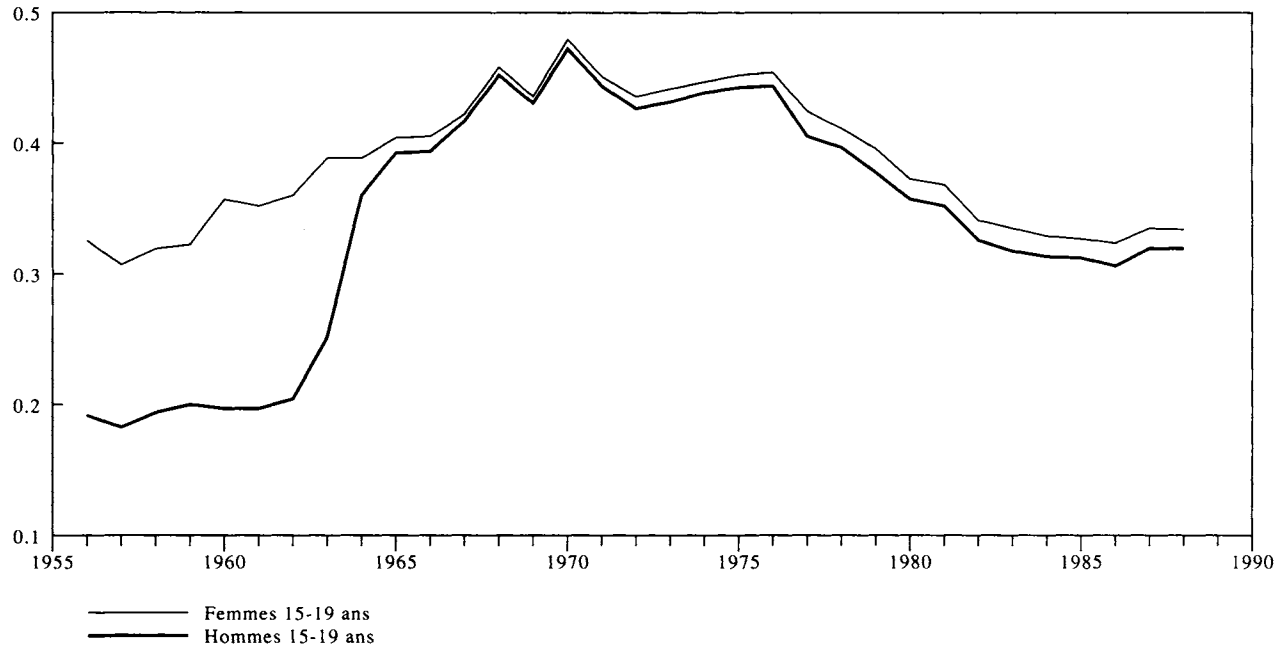


FIGURE 2  
RAPPORT EMPLOI-POPULATION, CANADA 1956-1988

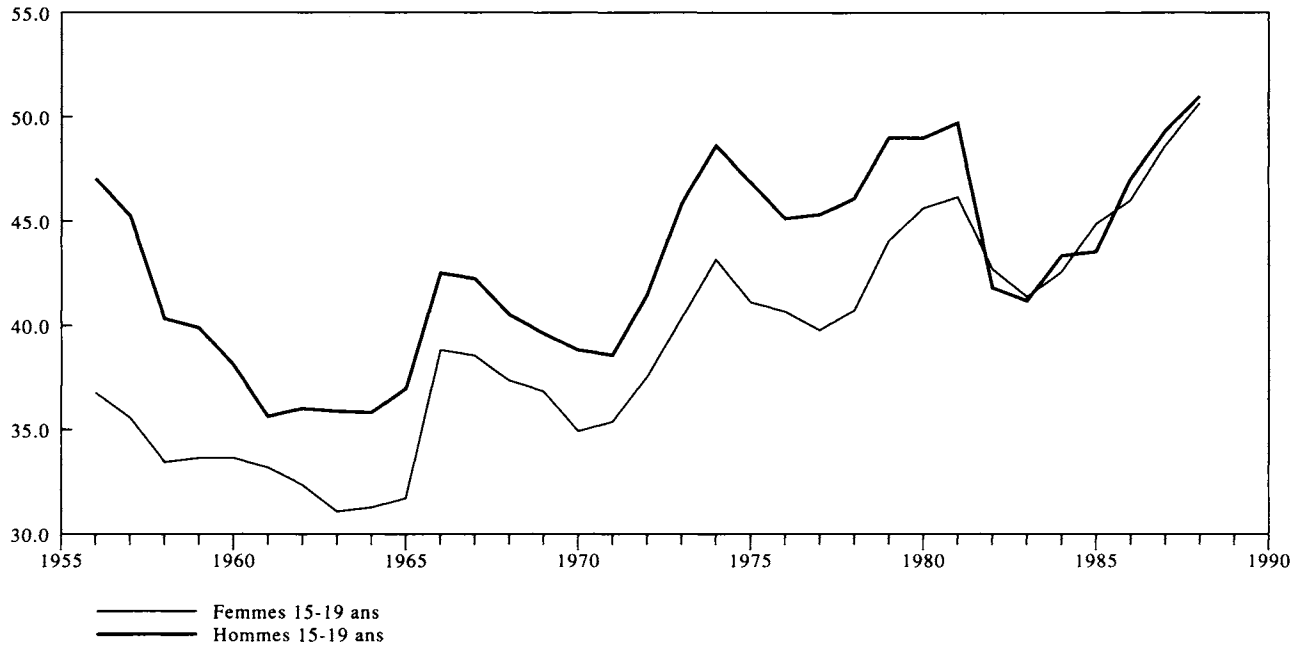
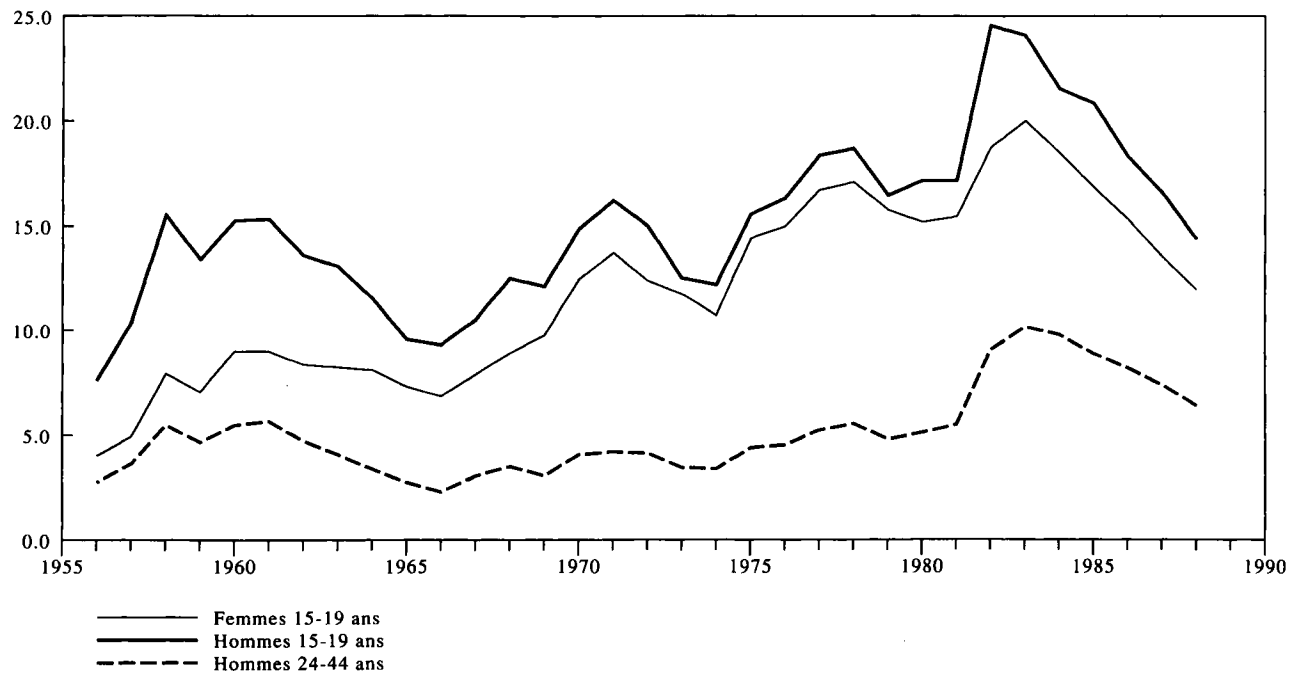


FIGURE 3  
TAUX DE CHÔMAGE, CANADA 1956-1988



du salaire minimum a baissé, on note que le taux de chômage des adolescents est demeuré élevé; en fait, jusqu'à 1987 pour les hommes et 1986 pour les femmes, il était à un niveau plus haut que celui de 1976. Quant au rapport emploi-population, on note que celui-ci était en moyenne pour les hommes dans la décennie qui a suivi l'année 1976 à peu près au même niveau qu'à cette dernière année. Pour les femmes, il semble y avoir eu une légère augmentation du rapport emploi-population.

De cette brève analyse descriptive, il n'est pas évident que le fait que le salaire minimum ait perdu près du tiers de sa valeur relative depuis 1976 ait eu beaucoup d'effet sur l'emploi et le chômage des jeunes. Afin de pouvoir mieux évaluer l'incidence du salaire minimum après 1976, nous allons procéder à une analyse économétrique. Dans le but de comparer avec les résultats antérieurs, la spécification de la régression sera semblable à celle de Swidinsky (1980) et des résultats seront aussi présentés pour la période 1956-1975<sup>8</sup>. Cette spécification consiste à régresser le rapport emploi-population, le taux d'activité et le taux de chômage des hommes et des femmes de 15 à 19 ans sur des variables dichotomiques régionales, le taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans, une tendance temporelle quadratique et un indice du salaire minimum. Les données d'observation proviennent de la combinaison de séries chronologiques annuelles et de coupes instantanées pour cinq régions canadiennes. La taille de l'échantillon est donc le nombre d'années multiplié par cinq (100 pour la période 1956-75 et 65 pour la période 1976-88). L'effet du salaire minimum est spécifié de deux façons. Dans la première, le coefficient de la variable salaire minimum est le même pour tout le Canada. Dans la deuxième, des termes d'interaction entre les régions et l'indice du salaire minimum permettent à l'effet de ce dernier de différer selon les régions.

Les tableaux 1 et 2 présentent les résultats des régressions selon la première spécification ci-dessus pour les périodes 1956-75 et 1976-88 respectivement. Pour la période 1956-75, les coefficients de l'indice du salaire minimum 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 sexes. Ces résultats sont comparables à ceux de Swidinsky<sup>9</sup>. Les élasticités de l'emploi évaluées à la moyenne sont de -0,13 pour les hommes et -0,45 pour les femmes. Les résultats montrent aussi que l'effet du salaire minimum sur le taux de chômage est positif, mais le coefficient n'est pas significatif pour les hommes alors qu'il l'est pour les femmes.

Pour la période 1976-1988, les coefficients de l'indice du salaire minimum sont encore négatifs dans les équations du rapport emploi-population et du taux d'acti-

---

8. L'analyse empirique présentée ci-dessous est la même que celle de Séguin (1989), sauf que cette dernière s'arrêtait à l'année 1985 au lieu de l'année 1988.

9. Les coefficients ne sont pas exactement les mêmes que ceux de Swidinsky, même si nous avons tenté de reproduire le plus fidèlement possible cette étude. Pour les hommes, il n'y a presque pas de différence entre les deux études, mais pour les femmes la différence est plus grande. Nous ne savons pas exactement pourquoi ceci se produit. Toutefois, du point de vue qualitatif, les résultats sont les mêmes que ceux de Swidinsky (voir Séguin, 1989).

TABLEAU 1  
RÉSULTAT DES RÉGRESSIONS, CINQ RÉGIONS CANADIENNES  
HOMMES ET FEMMES DE 15 À 19 ANS, 1956 À 1975  
(erreur-type des coefficients entre parenthèses)

Variables indépendantes	HOMMES			FEMMES		
	<i>E/P</i>	<i>TxA</i>	<i>TxC</i>	<i>E/P</i>	<i>TxA</i>	<i>TxC</i>
<i>ATLANTIQUE</i>	42,42 (2,85)	44,49 (3,15)	6,07 (1,35)	37,62 (4,25)	36,44 (4,41)	-4,42* (2,35)
<i>QUÉBEC</i>	48,90 (2,60)	51,98 (2,87)	5,03 (1,24)	46,31 (4,58)	46,21 (4,75)	-4,14* (2,54)
<i>ONTARIO</i>	47,93 (1,67)	50,00 (1,84)	3,08 (0,79)	45,39 (3,82)	45,52 (3,97)	-3,29* (2,12)
<i>PRAIRIES</i>	56,23 (1,92)	57,65 (2,12)	-0,07* (1,00)	43,48 (3,97)	42,89 (3,97)	-5,22 (2,20)
<i>C. B.</i>	49,32 (2,19)	52,31 (2,43)	4,31 (1,04)	42,55 (3,53)	43,40 (3,67)	-0,83* (1,98)
<i>u25-44</i>	-1,07 (0,24)	-0,42* (0,26)	1,55 (0,11)	-0,55 (0,23)	-0,30* (0,24)	0,80 (0,13)
<i>ISM</i>	-14,62 (4,01)	-16,23 (4,42)	1,15* (1,92)	-35,71 (10,89)	-34,22 (11,29)	16,14 (6,04)
<i>T</i>	-1,12 (0,25)	-1,17 (0,27)	0,26 (0,12)	0,00* (0,00)	0,03* (0,25)	0,10* (0,15)
<i>T<sup>2</sup></i>	0,08 (0,01)	0,09 (0,01)	0,00* (0,00)	0,04 (0,01)	0,04 (0,01)	0,01* (0,01)
<i>R<sup>2</sup></i>	0,82	0,74	0,93	0,66	0,71	0,75
OBSERVATIONS	100	100	100	100	100	100

\* Le coefficient n'est pas significatif au niveau de 95%.

Définitions des symboles: *E/P* = rapport emploi sur population en pourcentage; *TxA* = taux d'activité en pourcentage; *TxC* = taux de chômage en pourcentage; *u25-44* = taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans en pourcentage; *ISM* = indice du salaire minimum; *T* = temps (*T* prend la valeur zéro à la première année de la période); *T<sup>2</sup>* = temps au carré. Il n'y a pas de terme constant dans la régression

TABLEAU 2  
RÉSULTAT DES RÉGRESSIONS, CINQ RÉGIONS CANADIENNES  
HOMMES ET FEMMES DE 15 À 19 ANS, 1976 À 1988  
(erreur-type des coefficients entre parenthèses)

Variables indépendantes	HOMMES			FEMMES		
	<i>E / P</i>	<i>TxA</i>	<i>TxC</i>	<i>E / P</i>	<i>TxA</i>	<i>TxC</i>
<i>ATLANTIQUE</i>	57,25 (6,53)	59,91 (5,74)	1,14* (6,65)	32,52 (5,21)	31,52 (4,57)	1,24* (5,22)
<i>QUÉBEC</i>	60,58 (7,02)	63,40 (6,18)	- 1,28* (7,15)	32,83 (5,66)	32,46 (4,97)	1,05* (5,67)
<i>ONTARIO</i>	63,31 (5,91)	68,31 (5,20)	0,70* (6,03)	43,87 (4,77)	45,53 (4,19)	1,11* (4,78)
<i>PRAIRIES</i>	68,97 (6,07)	73,58 (5,34)	- 2,36* (6,19)	43,65 (4,93)	44,32 (4,33)	- 0,40* (4,94)
<i>C. B.</i>	64,87 (5,08)	70,97 (4,47)	2,33* (5,17)	46,37 (4,07)	49,21 (3,57)	2,63* (4,08)
<i>u25-44</i>	- 1,97 (0,13)	- 1,32 (0,11)	1,50 (0,13)	- 1,39 (0,10)	- 0,93 (0,09)	1,15 (0,10)
<i>ISM</i>	- 23,20* (13,78)	- 17,69* (12,12)	23,03* (14,04)	11,84* (10,77)	21,55 (9,45)	21,94 (10,79)
<i>T</i>	0,87* (0,44)	1,05 (0,39)	0,90* (0,45)	1,91 (0,34)	2,31 (0,29)	0,39* (0,34)
<i>T<sup>2</sup></i>	- 0,03* (0,03)	- 0,06 (0,02)	- 0,10 (0,03)	- 0,07 (0,02)	- 0,10 (0,02)	- 0,06 (0,02)
<i>R<sup>2</sup></i>	0,96	0,97	0,90	0,97	0,98	0,89
OBSERVATIONS	65	65	65	65	65	65

\* Le coefficient n'est pas significatif au niveau de 95%.

Définitions des symboles: *E / P* = rapport emploi sur population en pourcentage; *TxA* = taux d'activité en pourcentage; *TxC* = taux de chômage en pourcentage; *u25-44* = taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans en pourcentage; *ISM* = indice du salaire minimum; *T* = temps (*T* prend la valeur zéro à la première année de la période); *T<sup>2</sup>* = temps au carré. Il n'y a pas de terme constant dans la régression

tivité, mais ils ne sont plus significatifs au niveau de 95%. Par ailleurs, si on choisit un niveau de signification légèrement plus bas, 10% et 15% respectivement, ces coefficients demeurent significatifs. Dans le cas de l'emploi, le coefficient est en fait plus grand que dans la période précédente, mais son écart-type est aussi plus grand. De plus, le coefficient de l'indice du salaire minimum dans l'équation du taux de chômage est positif et significatif au niveau de 10% approximativement. On ne peut pas tirer de conclusions très fermes de ces résultats, mais les effets du salaire minimum vont dans le même sens que durant la période précédente, quoique les relations soient moins fortes qu'auparavant<sup>10</sup>.

En ce qui concerne les femmes, il y a plus de changements dans les résultats des régressions. Le coefficient de l'indice du salaire minimum dans la régression du rapport emploi-population a maintenant un signe contraire à celui attendu, mais il n'est pas significatif au niveau de 95%. En outre, l'effet du salaire minimum sur le taux d'activité est positif, contrairement à la période précédente, mais on a aussi un effet positif et significatif sur le taux de chômage. Donc, dans le cas des femmes, si on s'en tient à l'emploi, l'effet du salaire minimum a changé radicalement entre les deux périodes; par contre, si on regarde le taux de chômage, l'effet néfaste du salaire minimum demeure<sup>11</sup>.

Les résultats des régressions où le coefficient du salaire minimum varie selon les régions sont présentés dans les tableaux 3 et 4. Chez les hommes, durant la période 1956-1975, l'indice du salaire minimum a un effet positif et significatif au niveau de 95% sur l'emploi et le taux d'activité dans trois des cinq régions, soit les provinces de l'Atlantique, le Québec et l'Ontario. Dans les deux autres régions, les coefficients sont négatifs mais non significatifs. Par ailleurs, l'effet sur le chômage n'est pas significatif dans aucune des régions. Pour la période 1976-1988, on note que le coefficient de l'indice du salaire minimum n'est significatif dans aucune des équations. En fonction de ces résultats, l'effet du salaire minimum sur le marché du travail des adolescents se serait passablement atténué entre les deux périodes.

Chez les femmes, pour la période 1956-1975, on obtient à peu près les mêmes résultats que pour les hommes pour les équations du rapport emploi-population et du taux d'activité, à savoir que les coefficients de l'indice du salaire minimum sont significatifs dans les mêmes régions que pour les hommes. Dans l'équation du taux de chômage, le coefficient de l'indice du salaire minimum est positif et significatif dans deux régions, alors qu'il ne l'était dans aucune pour les hommes. Lorsqu'on

10. Pour sa part, Séguin (1989) obtient des statistiques *t* beaucoup plus petites lorsque la période d'observation est 1976-1985 au lieu de 1976-1988 ( $t = 0,82$ ,  $t = 0,43$  et  $t = 0,01$  pour la variable *ISM* dans les équations de *E/P*, *TxA* et *TxC* respectivement). Les coefficients de l'indice du salaire minimum ne sont donc pas différents de zéro à aucun niveau acceptable de signification. Les conclusions quant au déclin de l'effet du salaire minimum auraient donc été plus nettes si on s'était limité à la période 1976-1985.

11. Ici encore, Séguin (1989) obtient des statistiques *t* plus petites lorsqu'il fait les régressions pour la période 1976-1985 au lieu de la période 1976-1988 ( $t = 0,77$ ,  $t = 1,47$  et  $t = 0,96$  pour la variable *ISM* dans les équations de *E/P*, *TxA* et *TxC* respectivement). Ses conclusions sont donc moins ambiguës que celles présentées ici.

TABLEAU 3  
RÉSULTAT DES RÉGRESSIONS, CINQ RÉGIONS CANADIENNES  
MODÈLE RÉGIONAL, HOMMES ET FEMMES DE 15 À 19 ANS, 1956 À 1975  
(erreur-type des coefficients entre parenthèses)

Variables indépendantes	HOMMES			FEMMES		
	<i>E/P</i>	<i>TxA</i>	<i>TxC</i>	<i>E/P</i>	<i>TxA</i>	<i>TxC</i>
<i>ATLANTIQUE</i>	44,16 (2,74)	46,00 (3,08)	4,94 (1,54)	39,63 (4,59)	40,15 (4,64)	-2,11* (-2,85)
<i>QUÉBEC</i>	69,48 (5,18)	74,15 (5,82)	1,75* (2,92)	55,54 (5,14)	54,49 (5,19)	-8,84 (3,21)
<i>ONTARIO</i>	45,65 (1,47)	47,57 (1,65)	3,60 (0,82)	45,39 (4,85)	46,98 (4,90)	1,00* (3,03)
<i>PRAIRIES</i>	43,99 (8,15)	46,40 (9,15)	0,92* (4,60)	19,31 (8,54)	21,93 (8,63)	5,88* (5,35)
<i>C. B.</i>	31,76 (8,00)	31,28 (8,99)	4,78* (4,47)	21,54 (4,91)	18,77 (4,95)	-2,95* (3,07)
<i>u25-44</i>	-1,06 (0,22)	-0,40* (0,24)	1,59 (0,12)	-0,40 (0,20)	-0,15* (0,20)	0,77 (0,12)
<i>ISM-ATL</i>	-22,38 (4,52)	-24,06 (5,08)	4,17* (2,54)	-42,01 (11,70)	-45,71 (1,81)	8,95* (7,34)
<i>ISM-QUE</i>	-64,86 (12,31)	-70,75 (13,82)	8,60* (6,94)	-56,84 (12,38)	-53,44 (12,52)	26,31 (7,76)
<i>ISM-ONT</i>	-7,81 (3,98)	-9,46 (4,46)	-0,94* (2,24)	-34,23 (13,27)	-36,78 (13,42)	4,22* (8,27)
<i>ISM-PRA</i>	14,84* (21,20)	10,35* (23,52)	-1,34* (12,18)	24,52* (21,89)	17,91* (22,11)	-11,80* (13,72)
<i>ISM-CB</i>	34,15* (22,32)	41,94* (24,96)	-0,46* (11,50)	27,13* (14,51)	38,92 (14,63)	21,34 (9,08)
<i>T</i>	-1,05 (0,21)	-1,09 (0,24)	0,25 (0,12)	-0,20* (0,22)	-0,15* (0,23)	0,18* (0,14)
<i>T<sup>2</sup></i>	0,08 (0,01)	0,09 (0,01)	0,00* (0,00)	0,04 (0,01)	0,05 (0,01)	0,01* (0,01)
<i>R<sup>2</sup></i>	0,88	0,82	0,94	0,76	0,81	0,78
OBSERVATIONS	100	100	100	100	100	100

\* Le coefficient n'est pas significatif au niveau de 95%.

Définitions des symboles: *E/P* = rapport emploi sur population en pourcentage; *TxA* = taux d'activité en pourcentage; *TxC* = taux de chômage en pourcentage; *u25-44* = taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans en pourcentage; *ISM* = indice du salaire minimum; *T* = temps (*T* prend la valeur zéro à la première année de la période); *T<sup>2</sup>* = temps au carré. Il n'y a pas de terme constant dans la régression



TABLEAU 4  
RÉSULTAT DES RÉGRESSIONS, CINQ RÉGIONS CANADIENNES  
HOMMES ET FEMMES DE 15 À 19 ANS, 1976 À 1988  
(erreur-type des coefficients entre parenthèses)

Variables indépendantes	HOMMES			FEMMES		
	<i>E/P</i>	<i>TxA</i>	<i>TxC</i>	<i>E/P</i>	<i>TxA</i>	<i>TxC</i>
<i>ATLANTIQUE</i>	40,85 (11,15)	48,12 (8,79)	10,33* (11,07)	19,51 (8,38)	23,27 (7,67)	2,10* (9,04)
<i>QUÉBEC</i>	56,23 (7,81)	61,94 (6,15)	5,43* (7,75)	31,24 (5,55)	32,59 (5,08)	1,58* (5,99)
<i>ONTARIO</i>	56,93 (11,82)	73,40 (9,31)	17,36* (11,73)	48,35 (8,65)	51,45 (7,92)	-2,91* (9,33)
<i>PRAIRIES</i>	55,11 (10,20)	60,21 (8,03)	19,15* (10,12)	38,11 (7,50)	47,40 (6,87)	8,81* (8,09)
<i>C. B.</i>	59,29 (7,65)	70,17 (6,03)	11,21* (7,59)	51,64 (5,51)	55,19 (5,04)	-1,71* (5,94)
<i>u25-44</i>	-1,97 (0,13)	-1,30 (0,10)	1,46 (0,13)	-1,45 (0,09)	-1,00 (0,09)	1,16 (0,10)
<i>ISM-ATL</i>	16,02* (25,46)	11,44* (20,07)	5,70* (25,28)	46,49 (18,96)	45,42 (17,35)	19,61* (20,45)
<i>ISM-QUE</i>	-17,14* (14,76)	-16,49* (11,63)	13,23* (14,66)	15,64* (10,17)	22,86 (9,31)	20,69* (10,97)
<i>ISM-ONT</i>	-9,59* (30,42)	-35,64* (23,97)	-19,26* (30,20)	-1,53* (21,50)	5,89* (19,68)	33,52* (23,20)
<i>ISM-PRA</i>	11,68* (24,57)	18,55* (19,35)	-31,92* (24,39)	26,60* (17,39)	14,32* (15,92)	-3,31* (18,76)
<i>ISM-C.B.</i>	-9,32* (21,76)	-18,27* (17,14)	-0,09* (21,60)	-7,08* (15,28)	2,41* (13,98)	37,54 (16,48)
<i>T</i>	1,40 (0,59)	1,27 (0,47)	0,18* (0,59)	2,04 (0,40)	2,26 (0,37)	0,39* (0,43)
<i>T<sup>2</sup></i>	-0,05* (0,03)	-0,07 (0,03)	-0,06* (0,03)	-0,07 (0,02)	-0,10 (0,02)	-0,06 (0,02)
<i>R<sup>2</sup></i>	0,97	0,97	0,91	0,98	0,98	0,90
OBSERVATIONS	65	65	65	65	65	65

\* Le coefficient n'est pas significatif au niveau de 95%.

Définitions des symboles: *E/P* = rapport emploi sur population en pourcentage; *TxA* = taux d'activité en pourcentage; *TxC* = taux de chômage en pourcentage; *u25-44* = taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans en pourcentage; *ISM* = indice du salaire minimum; *T* = temps (*T* prend la valeur zéro à la première année de la période); *T<sup>2</sup>* = temps au carré. Il n'y a pas de terme constant dans la régression

passé à la période 1976-1988, on n'observe plus d'effet négatif significatif de l'indice du salaire minimum sur l'emploi dans aucune des régions; on a même un coefficient significatif de signe positif dans une région. De plus, l'effet de l'indice du salaire minimum n'est significatif que dans une région, comparativement à deux pour la période précédente.

Si on se base sur l'effet du salaire minimum sur l'emploi, qui du point de vue théorique est le plus pertinent à examiner à cause de sa direction non ambiguë, on peut résumer comme suit les résultats obtenus jusqu'à maintenant: douze coefficients de l'indice du salaire minimum ont été estimés pour chaque période, soit un pour le Canada et cinq pour les régions, chez les hommes et les femmes respectivement. Pour la période 1956-1975, huit de ces coefficients étaient significatifs au niveau de 95% et avaient le signe attendu, alors que quatre n'étaient pas significatifs. Pour la période 1976-1988, aucun n'est significatif au niveau de 95% avec le signe attendu, onze ne sont pas significatifs et un est significatif avec le signe contraire à celui attendu<sup>12</sup>. Ces estimations ne proviennent évidemment pas de 12 échantillons indépendants et il faut donc les interpréter avec prudence. Il faut noter de plus que la baisse relativement constante du salaire minimum durant la période 1976-88 fait en sorte que l'indice du salaire minimum est plus corrélé avec la variable de tendance temporelle qu'il ne l'était durant la période précédente, ce qui rend moins précise l'estimation du coefficient de l'indice du salaire minimum<sup>13</sup>. Mais il semble quand même raisonnable de conclure que l'effet du salaire minimum sur le marché du travail des adolescents a été moindre durant la deuxième période que durant la première.

### III. EXPLICATIONS POSSIBLES AUX CHANGEMENTS OBSERVÉS

Différents facteurs peuvent expliquer pourquoi l'impact du salaire minimum sur le marché du travail des adolescents semble avoir diminué ou être plus incertain depuis le milieu des années soixante-dix. Nous allons discuter six hypothèses qui nous paraissent pertinentes, sans exclure la possibilité qu'il puisse y en avoir d'autres. Deux de celles-ci se rapportent aux données et concernent la façon de mesurer les variables utilisées dans les relations. Les quatre autres concernent les relations théoriques entre le salaire minimum et les variables du marché du travail.

La première hypothèse concernant les données résulte du fait que l'enquête sur la population active a été changée en 1976. La nouvelle enquête permet une meilleure identification du travail à temps partiel et des activités de recherche d'emploi que l'ancienne. Il est alors possible que les changements observés ne soient qu'artificiels: le salaire minimum aurait toujours un impact important sur l'emploi via une réduction des heures de travail, mais la mesure utilisée comme

---

12. Si on choisit un niveau de signification de 90% au lieu de 95%, un coefficient devient significatif avec le signe attendu.

13. Le coefficient de corrélation entre l'indice du salaire minimum et la tendance temporelle est de l'ordre de moins soixante-dix pourcent pour la période 1976-1988, alors qu'il est de l'ordre de plus quarante pourcent à plus cinquante pourcent pour la période 1956-76.

variable dépendante, soit le rapport emploi-population, ne permettrait pas de la capter. À cause du changement d'enquête qui a eu lieu en 1975, on ne peut malheureusement pas estimer avec confiance des régressions pour l'ensemble des périodes combinées, car les définitions des concepts sont trop différentes<sup>14</sup>. Le changement d'enquête est peut-être arrivé à un moment inapproprié pour l'étude de l'impact du salaire minimum, car ce dernier a commencé à baisser en même temps que l'enquête a changé.

Le deuxième facteur relié aux données a trait à la définition de l'indice du salaire minimum, qui est calculé en fonction du salaire *manufacturier* moyen. Nous avons utilisé cette mesure étant donné que c'était celle des études antérieures. Cependant, suite à l'augmentation de l'importance relative du secteur des services (secteur qui compte de nombreux travailleurs rémunérés au salaire minimum), il serait plus approprié d'utiliser un salaire moyen d'un ensemble d'industries incluant les industries du secteur des services. Comme les salaires dans le secteur manufacturier sont plus élevés que dans le secteur des services, l'utilisation d'un indice basé sur le salaire manufacturier moyen a pour effet de surestimer la baisse du salaire minimum relatif qui s'est produite depuis le milieu des années soixante-dix. Donc, pour cette raison encore, il est possible que la diminution de l'effet du salaire minimum sur le marché du travail des adolescents ne soit qu'apparente.

Mais il se peut aussi que les changements observés soient dus à des facteurs plus fondamentaux reliés aux relations théoriques entre les variables. D'abord, on a noté déjà que la tendance du salaire minimum a changé entre les deux périodes étudiées. Tandis que l'indice du salaire minimum n'a cessé de croître au cours de la première période, il a chuté de façon constante au cours de la seconde période<sup>15</sup>. On peut penser que la relation entre le salaire minimum et l'emploi soit dans une certaine mesure irréversible. Cet argument est plausible lorsqu'on examine l'évolution technologique de certaines industries où un bon nombre d'employés sont rémunérés au salaire minimum. Une hausse du salaire minimum peut amener les employeurs à changer leurs techniques de production en substituant du capital au travail; mais si le salaire minimum diminue, il n'est pas certain que les employeurs vont revenir à leurs anciennes méthodes et engager plus de travailleurs. Il s'agit en fait de l'argument de la théorie du choc exprimé à l'envers. Par exemple, l'avènement des stations libre-service et des restaurants «fast-food» au cours des années soixante-dix est peut-être une conséquence des hausses du salaire minimum observées durant cette période. Les consommateurs s'étant maintenant habitués à ce genre de services, les employeurs ne sont pas revenus aux méthodes traditionnelles même quand le salaire minimum a baissé.

---

14. Notons que la correction que nous avons faite pour présenter des données des deux enquêtes dans les figures 2 et 3 ne nous est pas apparue suffisamment fiable pour présenter des résultats de régressions combinant ces enquêtes. Voir Séguin (1989) pour une discussion plus approfondie de la comparaison entre les deux enquêtes.

15. Nous faisons abstraction ici du problème de définition de l'indice du salaire minimum qui vient d'être mentionné.

Une deuxième hypothèse reliée à la théorie serait qu'il existe une relation non linéaire entre le salaire minimum et l'emploi. Lorsque le salaire minimum est élevé, il est très contraignant pour les employeurs et un changement, même petit, peut avoir beaucoup d'impact sur l'emploi; par contre, lorsqu'il est faible, l'effet d'un changement est plus petit, peut-être parce que moins de travailleurs sont rémunérés au salaire minimum quand celui-ci est faible. Le salaire minimum étant maintenant à un niveau assez faible depuis quelques années, son effet sur l'emploi se serait aussi amoindri. La spécification linéaire des régressions de la section précédente ne permet pas de tenir compte de cette hypothèse. Notons que cet argument pourrait justifier une politique visant à garder le salaire minimum à un niveau pas trop élevé, sans qu'il ne soit nécessaire de l'abolir.

Selon une troisième hypothèse, il est possible que la relation de causalité entre le salaire minimum et le marché du travail ait changé de direction, c'est-à-dire que l'on serait en présence d'une relation où l'emploi affecte le salaire minimum plutôt que le contraire. 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. Blais, Cousineau et McRoberts (1989) ont estimé un modèle «politique» de la détermination du salaire minimum. Les résultats montrent que les décisions des gouvernements provinciaux de changer le salaire minimum sont influencées par les groupes susceptibles d'être affectés, par l'idéologie du parti politique au pouvoir de même que par la conjoncture économique. En particulier, le taux de chômage a un effet négatif sur le salaire minimum. Notons que le taux de chômage utilisé par les auteurs est le taux de chômage de l'ensemble de la population et non pas le taux de chômage des adolescents. Cependant, dans la mesure où l'emploi et le chômage de ces derniers sont reliés au chômage des hommes adultes, comme nos résultats ont montré, il est plausible qu'il y ait une relation de causalité allant de l'emploi et du chômage des adolescents vers le salaire minimum. Cette relation pouvant être en sens contraire de celle postulée dans nos régressions<sup>16</sup>, les deux effets tendraient à s'annuler l'un l'autre, ce qui pourrait expliquer que les coefficients de régression ne soient pas significatifs. Si c'est le cas cependant, il y a une erreur de spécification dans nos régressions et les coefficients estimés ne représentent pas l'effet réel du salaire minimum. Il est possible que le salaire minimum ait toujours des effets néfastes sur l'emploi, mais que ceux-ci soient cachés par les effets de l'emploi sur le salaire minimum. Pour tester cette hypothèse, il faudrait estimer un modèle à équations simultanées.

Enfin, comme dernière hypothèse, il se peut que les effets macroéconomiques notés dans la première section aient joué un rôle important. La baisse du salaire minimum aurait diminué le pouvoir d'achat des travailleurs à faibles revenus et aurait été la cause de la diminution de leur emploi.

---

16. Rappelons que l'effet attendu du salaire minimum sur l'emploi est négatif et que l'effet sur le chômage est ambigu à cause de l'effet ambivalent sur le taux d'activité.

Pour conclure cette section, il est possible que les prédictions de la théorie orthodoxe sur le salaire minimum soient toujours correctes, mais que des problèmes reliés aux données nous empêchent de les observer aussi clairement qu'auparavant. Par contre, il est aussi possible que les relations entre le salaire minimum et le marché du travail soient plus complexes que ce que la théorie orthodoxe suggère. Tester empiriquement les hypothèses discutées ci-dessus représente une tâche considérable qui dépasse l'objectif de ce texte, mais notre analyse montre hors de tous doutes qu'il faut faire plus de recherche dans le domaine.

#### IV. CONCLUSION

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 travailleuses et travailleurs canadiens tel que plusieurs études antérieures l'ont constaté. Afin de comparer avec les études passées, notre méthodologie a été semblable à celles de ces études et nous nous sommes inspirés plus spécifiquement de Swidinsky (1980). Il nous est apparu pertinent de faire cette étude parce que le salaire minimum réel a baissé considérablement depuis le milieu des années soixante-dix et qu'il n'est pas évident que cette diminution a eu les effets avantageux sur l'emploi des adolescents que les modèles estimés dans le passé avaient prédit.

Les résultats de l'analyse montrent que la relation entre le salaire minimum et l'emploi des jeunes semble être moins forte qu'auparavant, mais certaines ambiguïtés demeurent. Si on estime le même modèle avec des données couvrant la période 1956-1975 et la période 1976-1988 respectivement, les coefficients de la variable salaire minimum dans les différentes spécifications sont en général moins significatifs pour la deuxième période que pour la première. Cependant, les différences entre les deux périodes ne sont pas énormes et les résultats semblent être sensibles à des petites différences de spécification. Nous avons déjà noté que les résultats varient selon que l'on s'arrête à 1985 ou à 1988 pour la deuxième période de notre analyse<sup>17</sup>. En outre, d'autres estimations que nous avons faites, qui ne sont pas présentées ici, montrent aussi que de petites différences de spécification peuvent parfois avoir un effet assez important sur la valeur et le niveau de signification des coefficients. Étant donné tout cela, il est difficile de tirer des conclusions très nettes de cette situation. On peut dire que le salaire minimum a peut-être moins d'effet sur le marché du travail des adolescents que par le passé, mais l'incertitude quant à son effet est aussi grande.

Au début de ce texte nous avons fait référence à la «loi de Murphy» des économistes. Suite à notre analyse, il y aurait peut-être lieu de modifier la façon dont cette loi s'applique au salaire minimum. En effet, le salaire minimum est un des domaines où les économistes ne savent à peu près rien et où les conclusions sont très incertaines; mais malgré cela, les économistes ont eu beaucoup d'influence sur les politiques.

---

17. Voir les renvois 10 et 11 ci-dessus.

## BIBLIOGRAPHIE

- AKERLOF, GEORGE A., et JANET L. YELLEN (Editors), (1986), *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, Cambridge University Press, Cambridge, England, 178 pages.
- BLAIS, ANDRÉ, JEAN-MICHEL COUSINEAU, et KENNETH MCROBERTS, (1989), «The Determinants of Minimum Wage Rates», *Public Choice*, 62: 15-24.
- BLINDER, ALAN S., (1987), *Hard Heads Soft Hearts: Tough-Minded Economics for a Just Society*, Addison-Wesley Publishing Company, Reading, Mass., 236 pages.
- BLOCK, WALTER, et MICHAEL WALKER, (1988), «Entropy in the Economic Profession: Sampling Consensus in the Major Issues», *Analyse de politiques*, 14: 2: 137-50.
- BROWN, CHARLES, (1988), «Minimum Wage Laws: Are They Overrated?», *Journal of Economic Perspectives*, 2: 3: 133-45.
- BROWN, CHARLES, CURTIS GILROY, et ANDREW COHEN, (1982), «The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment», *Journal of Economic Literature*, 20: 2: 487-528.
- CALVO, GULLERMO A., et STANISLAW WELLSZ, (1979), «Hierarchy, Ability, and Income Distribution», *Journal of Political Economy*, 87: 991-1010 (reproduit dans Akerlof et Yellen, 1986, pp. 115-34).
- KAITZ, HYMAN, (1970), «Experience of the Past: The National Minimum», *Youth Unemployment and Minimum Wages*, Bulletin 1657, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, pp. 30-54.
- MERCIER, JACQUES, (1987), «Effets du salaire minimum sur l'emploi: résultats des études économétriques canadiennes et québécoises», *Relations industrielles*, 42: 4: 806-30.
- REES, ALBERT, (1973), *The Economics of Work and Pay*, New York, Harper and Row.
- SÉGUIN, MARC, (1989), «L'impact du salaire minimum sur l'emploi et le chômage des jeunes au Canada: une reconsidération des résultats économétriques», mémoire de maîtrise non publié, Département de science économique, Université d'Ottawa, 77 pages.
- SWIDINSKY, ROBERT, (1980), «Minimum Wages and Teenage Unemployment in Canada», *Revue canadienne d'économie*, 13: 1: 158-71.
- WEST, EDWIN G., et Michael McKee, (1980), *Le salaire minimum: nouveaux aspects théoriques, empiriques et politiques*, Ottawa, Conseil économique du Canada.