

Impact du salaire minimum sur le chômage des jeunes et des femmes au Québec

Jean-Michel Cousineau

L'augmentation du salaire minimum au cours des années 70 au Québec a pu contribuer à augmenter le taux de chômage des jeunes de moins de 25 ans de 2.9 points de pourcentage et celui des femmes de 1.7 à 2.3 points de pourcentage.

En termes économiques, les objectifs d'une politique de salaire minimum peuvent s'énoncer de la façon suivante: 1) réduction de la pauvreté, 2) prévention de l'exploitation, 3) stimulation de la demande globale et 4) stimulation de l'efficacité et de la croissance¹. Ce texte n'a pas pour objet d'évaluer la politique québécoise du salaire minimum en fonction de tous ces objectifs, mais plutôt d'étudier un effet bien particulier du salaire minimum sur le marché du travail: son effet sur le chômage.

Cet effet a d'importantes implications quant aux objectifs poursuivis par une politique de salaire minimum. La lutte à la pauvreté sera relativement inefficace si elle conduit à plus de chômage. La stimulation de la demande ne se fera pas si l'emploi diminue de façon substantielle. Ces deux exemples illustrent bien les liens qui unissent nos préoccupations aux objectifs poursuivis par une politique de salaire minimum. Mais l'effet étudié n'épuise en rien l'ensemble des répercussions qu'a cette politique sur une économie. Dans un tel contexte, nos estimations ne peuvent que servir de point de départ à une évaluation plus complète des politiques de salaire minimum au Québec.

• COUSINEAU, Jean-Michel, professeur-adjoint, École de relations industrielles, Université de Montréal.

•• L'auteur tient à remercier Pierre-Paul Proulx et François Vaillancourt, professeurs au Département de Sciences économiques de l'Université de Montréal, ainsi qu'un ou une arbitre anonyme de cette revue pour leurs suggestions et commentaires. Cette étude a été subventionnée par le Comité d'attribution des fonds internes de recherche de l'Université de Montréal.

1 Pour une discussion de ces objectifs, voir Morley GUNDERSON et John KINLEY (1968) ainsi que le rapport Castonguay (1975).

L'étude se divise en quatre sections. La section 1 présente les fondements théoriques de la relation salaire minimum/chômage. La section 2 développe une équation de chômage et en donne les résultats d'estimation. La troisième section discute de l'impact de la croissance de l'offre de main-d'oeuvre en rapport avec une politique d'indexation du salaire minimum et la quatrième procède à une brève critique du modèle.

En fait, la raison principale qui a motivé le choix d'étudier l'impact du salaire minimum sur les jeunes et les femmes nous est donnée par les résultats de l'enquête du Ministère des Affaires sociales (1974) sur les caractéristiques socio-économiques des travailleurs rémunérés autour du salaire minimum. Comme l'indique le tableau 1, cette enquête révèle que 51.8% des travailleurs rémunérés au salaire minimum avaient moins de 25 ans et que 68.4% de ces travailleurs étaient de sexe féminin.

TABLEAU 1

**Caractéristiques par âge et par sexe des travailleurs
rémunérés autour du salaire minimum, Québec, 1974**

(Répartition en pourcentage)

	PAR ÂGE			PAR SEXE		
	Moins de 25 ans	25 ans et plus	total	Masculin	Féminin	Total
Travailleurs au salaire minimum	51.8	48.2	100.0	31.6	68.4	100.0
Ensemble des travailleurs	25.4	74.6	100.0	65.4	34.6	100.0

Source: Jean-Guy Boutin (1974), pp. 56 et 57.

La disproportion entre la présence de ces groupes au salaire minimum et celle sur l'ensemble du marché est très marquée. Par âge, les jeunes représentent la majorité des personnes au salaire minimum alors qu'ils ne représentent que le quart de la main-d'oeuvre. Par sexe, les proportions sont inversées. Grosso modo, alors que les femmes représentent le tiers de la main-d'oeuvre québécoise, elles représentent les deux tiers des personnes au salaire minimum. Puisque le salaire minimum vise essentiellement ces deux catégories de main-d'oeuvre, il importe de centrer l'attention sur ces groupes.

LES FONDEMENTS THÉORIQUES

Du point de vue théorique, on s'attend généralement à ce que le salaire minimum engendre un certain chômage². Un salaire minimum, tout comme n'importe quel autre prix minimum ou plancher, provoque un accroissement des quantités offertes et une diminution des quantités demandées. Une hausse du salaire minimum aura donc pour effet d'accroître le chômage à travers l'augmentation de la population active et la réduction de l'emploi.

L'effet d'une hausse du salaire minimum sur les quantités offertes de travail suppose que plus de gens voudront travailler si le salaire sur le marché est plus élevé. En d'autres termes, l'effet d'une hausse du salaire minimum sur les quantités offertes de travail suppose que des gens, occupés à des activités externes (travaux domestiques, études, ...) au marché du travail, sont maintenant attirés sur ce dernier à cause de conditions plus avantageuses, et se mettent alors à la recherche d'un emploi. On dira que l'effet de substitution entre des activités hors marché et des activités de marché l'emporte sur l'effet de revenu, lequel implique une plus grande consommation de loisirs.

L'effet d'une hausse du salaire minimum sur les quantités de travail demandées par l'employeur, c'est-à-dire son effet sur l'emploi, suppose que l'employeur réduira ses besoins de main-d'oeuvre si le coût de la main-d'oeuvre augmente. Trois hypothèses soutiennent ce raisonnement: premièrement, les employeurs sont rationnels, deuxièmement, ils ne contrôlent pas, dans leur ensemble, chacun de leurs marchés (du travail) respectifs et, troisièmement, il existe, à partir d'un certain niveau de production, des rendements décroissants. Par rationalité, nous entendons qu'un employeur n'embauchera pas un employé ou groupe d'employés si ceux-ci lui coûtent plus cher qu'ils ne rapportent. L'hypothèse des rendements décroissants suppose qu'au fur et à mesure que le nombre d'employés s'accroît dans une usine donnée, avec un équipement donné, la production, à partir d'un certain niveau, augmente moins rapidement. Les colonnes 2 et 3 du tableau 2 donnent un exemple fictif de tels rendements décroissants à partir d'un niveau de production égal à 10.

Aux yeux de l'employeur, la valeur du dernier employé (ou groupe d'employés) est égale au revenu qu'il engendre, à savoir la quantité d'output qu'il produit (colonne 3, tableau 2) par le prix (colonne 4, tableau 2) auquel se vend cet output (production). C'est ce qu'on appelle la valeur de la productivité marginale (colonne 5, tableau 2). Si cette valeur est inférieure au

2 Voir George STIGLER (1946).

salaire, l'employeur n'engagera pas ce travailleur ou groupe de travailleurs parce qu'ils coûteraient plus cher qu'ils ne rapporteraient. Si cette valeur est supérieure au salaire, l'employeur engagera ce travailleur ou groupe de travailleurs. Ils rapporteront plus qu'ils ne coûteront³.

TABLEAU 2
Exemple théorique du revenu
du travail du point de vue de l'employeur

(1) Nb. d'employés	(2) Production	(3) Productivité marginale physique $\Delta = \text{production}^*$	(4) Prix \$	(5) Valeur de la productivité (3x4) marginale
1	10	10	0.51	\$5.10
2	19	9	0.51	\$4.59
3	27	8	0.51	\$4.08
4	34	7	0.51	\$3.57
5	40	6	0.51	\$3.06
6	35	5	0.51	\$2.55

* Δ = variation

À cause des rendements décroissants, la *valeur* de la productivité marginale diminue avec le nombre d'employés parce que la productivité *physique* marginale (production des derniers employés) est décroissante (colonne 3, tableau 2). Lorsqu'il existe un salaire minimum, l'employeur engagera des employés jusqu'à ce que la valeur de leur productivité soit au moins égale au salaire minimum. Si celui-ci est relevé, le revenu que les derniers travailleurs engendraient à l'ancien salaire minimum seront devenus inférieurs au nouveau salaire minimum. L'employeur devra procéder à des mises à pied⁴. Dans l'exemple que nous donnons au tableau 2, un salaire minimum de \$2.50 donnerait lieu à l'engagement de 6 travailleurs. Si ce salaire était augmenté à \$3.50, l'emploi serait réduit à 4 travailleurs.

L'école institutionnaliste⁵ oppose deux réalités à cette prédiction. Premièrement, le salaire minimum peut inciter les entreprises à accroître

3 Ce résultat n'est pas modifié en substance, par la situation de concurrence pure ou imparfaite (monopole) sur le marché des biens et services.

4 S'il est en concurrence, l'employeur ne pourra relever ses prix, au risque de perdre son marché. S'il n'est pas en concurrence, une hausse de ses prix l'obligera tout de même à réduire sa production. Toutes choses égales par ailleurs, si le prix d'un produit augmente, les quantités demandées de ce produit diminuent.

5 Voir Fred BLUM (1947), Richard A. LESTER (1960) et Lloyd G. REYNOLDS (1978).

leur productivité (“shock effect”) et, en changeant les données du tableau 2, colonne 3, par exemple, annuler une partie de l’effet sur l’emploi. Deuxièmement, dans des situations où l’employeur contrôle le marché du travail (monopsonne), le salaire minimum pourra augmenter l’emploi et non le diminuer⁶.

Sans nier qu’elles puissent être présentes dans la réalité, ces situations n’atteignent pas un niveau de généralité suffisant pour renverser les conclusions des néo-classiques. En effet, l’accroissement de la productivité suppose que les entreprises fonctionnaient toutes à un niveau de sous-efficacité. Pour sa part, l’hypothèse du marché monopsonique est extrême en ce qu’elle suppose l’absence totale d’information et de mobilité des travailleurs sur d’autres marchés. Enfin, dans un cas comme dans l’autre, il y a des raisons de croire que les entreprises dont la rémunération est autour du salaire minimum sont des entreprises de taille réduite, subissant un certain degré de concurrence, et disposant de ressources financières limitées quant aux projets de rénovations et de développements.

Par ailleurs, les développements théoriques récents⁷ aux États-Unis mettent l’accent sur l’existence de marchés non assujettis aux lois de salaire minimum. Dans un tel contexte, le salaire minimum est susceptible d’engendrer un flux et un reflux des travailleurs entre le marché touché par la loi et celui qui ne l’est pas. L’effet du salaire minimum dépendrait alors des élasticités de la demande de travail sur chacun des marchés, de l’élasticité de l’offre totale de travail, de la proportion des travailleurs couverts par la loi et du taux de vacances dans le secteur couvert. Tout comme dans le cas de l’école institutionnaliste, ces récents développements sont susceptibles d’atténuer les prédictions de l’approche néo-classique. Au Québec, toutefois, par opposition aux États-Unis, la loi du salaire minimum souffre de peu d’exceptions. Il existe toujours des cas où la loi n’est pas observée par certains employeurs, mais ce ne peut être dans des proportions suffisantes pour renverser les conclusions initiales.

En résumé, d’un point de vue théorique, il nous apparaît que le salaire minimum est une source de chômage, quoique son importance numérique puisse être grandement affectée par différentes caractéristiques institutionnelles du marché du travail. D’où l’importance, croyons-nous, de procéder à une étude empirique de la question afin de connaître, le plus exactement possible, la taille de cet effet, sinon de tester son existence dans les faits.

6 Voir Lloyd G. REYNOLDS (1978), p. 522.

7 Voir en particulier Edward GRAMLICH (1975) et Jacob MINCER (1976).

UNE ÉQUATION DE CHÔMAGE

Mesurer l'effet du salaire minimum sur le chômage oblige de tenir compte d'un ensemble de facteurs qui agissent sur ce dernier. La simple comparaison du chômage avant et après le relèvement du salaire minimum ne fournit, tout d'abord, qu'une seule observation. Par ailleurs, si la période de comparaison retenue est trop courte, elle risque de ne pas saisir un effet qui n'aura pas eu le temps de se manifester. Si la période de comparaison est plus longue, d'autres facteurs auront eu le temps d'intervenir pour brouiller l'observation. L'analyse de régression permet, par contre, de disposer de plusieurs observations. De plus, elle permet également de tenir compte des autres facteurs qui agissent simultanément sur le chômage. Nous aurons donc recours à l'analyse de régression pour isoler l'effet du salaire minimum sur le chômage des jeunes et des femmes au Québec.

La première chose à faire, consiste à se choisir un modèle. Les modèles économétriques habituellement retenus pour ce genre d'évaluation se résument à l'équation suivante:

$$(I) \quad U_i = a_0 + a_1U + a_2SMR + a_3D + u$$

où

U_i = variable de chômage du groupe-cible, sous forme de taux de chômage ou de ratio chômage/population

a_0 = terme constant

U = chômage du groupe primaire de main-d'oeuvre (hommes de 25 ans et plus) permettant de tenir compte de la conjoncture économique sur le marché du travail.

SMR = variable de salaire minimum, généralement exprimée sous forme de ratio avec le salaire horaire moyen pour le secteur manufacturier ou l'ensemble des industries.

D = variable démographique tenant compte des changements démographiques qui se sont opérés sur le marché du travail; généralement le ratio de la population du groupe-cible sur une population de référence.

u = résidu.

Ce modèle reflète les éléments théoriques suivants. Le chômage des groupes-cibles subit trois influences principales: premièrement, l'activité économique (récessions, expansions, ...) et ses répercussions sur le marché du travail; deuxièmement, les changements qui se sont opérés sur le marché du travail, en particulier, l'afflux considérable de jeunes et de femmes sur le

marché du travail. Le premier est attribuable aux répercussions, 15 ou 20 ans plus tard, de la vague des naissances de l'après-guerre, sur la population en âge de travailler. Le second est attribuable à la montée rapide du taux d'activité féminin pour des raisons socio-économiques bien connues, tels les changements d'attitudes des femmes et des employeurs, accompagnés d'une plus grande aisance quant aux possibilités de travail hors du foyer, une réduction du nombre d'enfants par famille, leur espacement dans le temps (progrès technologique dans la limitation des naissances et dans les activités à la maison). Troisièmement, on retient l'effet du salaire minimum sur le chômage.

Les répercussions de l'activité économique sur le marché du travail se reflètent dans le taux de chômage des hommes de 25 ans et plus. L'influence des changements démographiques, ou effets d'offres particuliers aux groupes-cibles, se reflète dans la variable D. Enfin, l'influence du salaire minimum se retrouve dans la variable SMR.

Dans le cas du Québec, il nous apparaît important de souligner l'effet additionnel sur le chômage, de la révision apportée au programme canadien d'assurance-chômage⁸ en juillet 1971. Toutefois, parce qu'il ne s'agit pas d'une étude, à proprement parler, de l'impact de l'assurance-chômage sur le chômage des jeunes et des femmes, il apparaît plus facile d'en tenir compte implicitement plutôt qu'explicitement. En conséquence, nous nous proposons de substituer à la variable taux de chômage des hommes de 25 ans et plus du modèle (1), la variable taux de chômage total, puisqu'elle est mieux susceptible de renfermer cet effet.

Du même coup, cependant, on pourrait dire que la variable taux de chômage total (TCT) reflète aussi les changements démographiques qui sont survenus sur le marché du travail québécois. Néanmoins, nous retenons la variable démographique dans nos essais d'estimation, quitte à l'éliminer si elle ne s'avérait pas significative⁹.

8 Pour une revue des résultats empiriques sur le sujet, voir *Des travailleurs et des emplois*, Conseil économique du Canada, Ottawa, 1976.

9 Rappelons qu'un débat intéressant s'est tenu aux États-Unis sur l'importance du phénomène démographique. MINCER (1976), MOORE (1971) et d'autres ont trouvé des effets significatifs du salaire minimum sur le chômage alors que LOVELL (1972) trouvait qu'en tenant compte du phénomène démographique, l'effet du salaire minimum disparaissait. RAGAN (1977) reprenant le modèle de Lovell a, par la suite, rétabli les résultats de Mincer et autres.

S'inspirant de l'équation (1), le modèle empirique suivant est utilisé:

$$(2) TC_i = a_0 + a_1TCT + a_2SMR + a_3PAR + u$$

où

TC_i = taux de chômage du groupe-cible (jeunes ou femmes), données désaisonnalisées (femmes) ou sous forme de moyenne mobile (jeunes)

a_0 = terme constant

TCT = taux de chômage global, Québec; données désaisonnalisées

SMR = ratio du salaire minimum sur le salaire horaire moyen manufacturier au Québec

PAR = ratio de la population active du groupe-cible sur la population active totale

u = résidu

Nos attentes sur chacun des paramètres sont les suivantes. D'une part, nous nous attendons à ce que le paramètre a_1 soit supérieur à l'unité pour chacun des groupes. On trouve habituellement un résultat semblable dans la plupart des études empiriques du genre. Ce résultat signifie que ces groupes de main-d'oeuvre sont hypersensibles aux variations du taux de chômage global. Lorsque celui-ci augmente d'un point de pourcentage, par exemple, celui des jeunes et des femmes a tendance à s'accroître plus que proportionnellement. Il semble, à cet effet, que ces groupes de main-d'oeuvre réagissent de façon violente aux diverses fluctuations économiques, ce qui les met dans un état de marginalité par rapport au marché du travail (voir Kusters et Welch, 1974).

D'autre part, la revue de la théorie portant sur l'impact du salaire minimum fait prédire un coefficient positif pour la variable de salaire minimum. Enfin, le signe attendu de a_3 est indéterminé puisque l'afflux relatif de main-d'oeuvre peut autant accroître le chômage comme le diminuer s'il entraîne avec lui des effets de «retrait cyclique»¹⁰.

En soumettant tantôt des données mensuelles et tantôt des données semestrielles, nous essayerons de voir si l'impact du salaire minimum s'étend sur une période prolongée ou se manifeste à très court terme. Ici encore, le résultat est plus ou moins déterminé puisque certains invoquent que

¹⁰ L'effet de «retrait cyclique» est produit lorsque le chômeur constate qu'il y a peu d'opportunités d'être embauché. S'il cesse sa recherche, il cesse alors d'être classé parmi les chômeurs.

l'annonce des hausses de salaire minimum étant faite longtemps d'avance, l'ajustement ne devrait pas être long, alors que d'autres trouvent des effets même après une année (voir Douglas K. Adie, 1973).

Les meilleurs résultats d'estimation sont donnés au tableau 3.

La période d'estimation va de janvier 68 à décembre 75 pour les jeunes et de janvier 68 à octobre 77 pour les femmes. Suite à la révision de l'enquête sur la population active en 1976, les données n'ont pas été normalisées pour les jeunes, alors qu'elles l'ont été pour les femmes.

TABLEAU 3
Résultats de régression

	a_0	<i>TCT</i>	<i>SMR</i>	<i>PAR</i>	R^2	\bar{R}^2	<i>D.W</i>	<i>F</i>	<i>Nobs</i>
Données semestrielles									
JEUNES	23.2 (11.1)	1.50 (0.29)	28.8 (9.9)	-1.33 (0.48)	.893	.866	1.34	33.2	16
FEMMES	-10.5 (1.7)	1.24 (0.10)	17.4 (4.0)	—	.961	.957	1.56	199.6	19
Données mensuelles									
JEUNES	17.2 (5.1)	1.47 (0.12)	19.6 (3.8)	-0.93 (0.21)	.792	.785	0.676	116.4	96
FEMMES	-9.1 (0.8)	1.27 (0.04)	14.1 (1.7)	—	.940	.939	1.01	902.9	118

Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types des coefficients.

Ce tableau indique que le degré d'explication est assez élevé (entre 79% et 94%), et les tests «F» indiquent que chacune des équations est significative au seuil de 5%. Les écarts-types figurent sous les coefficients et les tests «t» sont significatifs au seuil de 5% pour tous les coefficients. Par ailleurs, les tests de Durbin et Watson (*D.W.*) sont très différents selon qu'il s'agisse de données mensuelles ou semestrielles. Dans le cas des données mensuelles, elles indiquent la présence d'autocorrélation des résidus. Dans le cas des données semestrielles, l'équation des jeunes tombe dans la région d'indétermination du test. Par contre, la statistique de *D.W.* rejette l'hypothèse d'autocorrélation des résidus au seuil de 5% pour l'équation du taux de chômage féminin.

Vérifions maintenant dans quelle mesure ces résultats empiriques correspondent à nos attentes théoriques. Les coefficients du taux de chômage total dépassent l'unité, ce qui tend à indiquer un certain état de marginalité ou d'hypersensibilité de chacun des groupes aux développements conjoncturels sur le marché du travail¹¹. La variable salaire minimum s'avère aussi de bon signe et est significative au seuil de 5%.

Par contre, la variable démographique (ratio des populations actives des groupes-cibles sur la population active totale) ne s'est pas avérée significative au seuil de 5% dans le cas des femmes et a pris un signe négatif dans celui des jeunes. Ce dernier résultat signifie que l'afflux des jeunes sur le marché du travail a eu pour effet de réduire leurs opportunités d'emplois, en termes relatifs, et de les écarter du marché du travail.

La dernière hypothèse soulevée portait sur l'horizon temporel de l'effet du salaire minimum sur le chômage des groupes-cibles. Il semble bien que les résultats sous forme de données semestrielles donnent lieu à des coefficients plus élevés que ceux obtenus avec des données mensuelles. Cette comparaison a tendance à nous indiquer que les effets du salaire minimum prennent quelques mois avant de se manifester plus complètement¹².

Passons maintenant à l'étude de l'impact du salaire minimum. L'élasticité du taux de chômage calculée au point des moyennes est de 1.16, ce qui signifie qu'un changement de 1% dans le salaire minimum augmentera le taux de chômage de 1.16% pour le groupe des jeunes. Ce même calcul pour le groupe des femmes donne une élasticité de 1.21. Ces calculs ont été appliqués aux régressions en données semestrielles.

On peut calculer aussi quel a été l'impact du changement dans le salaire minimum relatif sur le taux de chômage au cours de la période d'observation. Pour ce faire, il nous faut les données sur l'évolution du salaire minimum relatif. Les données sur le salaire minimum nous indiquent qu'entre le premier semestre de 1968 et le premier semestre de 1976, le ratio salaire minimum/salaire horaire moyen manufacturier a pu passer de .46 à .56, soit une augmentation de .10. Or, le produit du coefficient de la variable SMR

11 Dans seulement un cas sur quatre, le coefficient de la variable taux de chômage n'est pas significativement différent (au seuil de 5%) de l'unité (jeunes, données semestrielles). Dans les autres cas les coefficients, au seuil de 5%, sont significativement différents de (supérieurs à) l'unité. De haut en bas, au tableau 3, les valeurs de F sont de 2.97, 5.76, 15.3 et 45.6.

12 Les valeurs F pour tester si les coefficients de SMR sont plus grands en données semestrielles qu'en données mensuelles sont de 5.86 et de 3.77 pour l'équation des jeunes et des femmes respectivement. Dans le premier cas, le coefficient de SMR en données semestrielles est significativement différent du coefficient de SMR en données mensuelles ("point estimate"). Dans le second, il ne l'est pas au seuil de 5%.

par .10 nous donne une augmentation du taux de chômage des jeunes de 2.9 points de pourcentage et du taux de chômage des femmes de 1.7 point de pourcentage. L'impact d'une hausse du salaire minimum sur le chômage de chacun de ces groupes n'est donc pas négligeable.

IMPACT DE LA CROISSANCE DE L'OFFRE DE MAIN-D'OEUVRE

Dans une situation où les salaires sont flexibles, un accroissement de l'offre est rapidement absorbé par l'emploi à un niveau de salaire plus faible. Toutefois, si le salaire minimum est maintenu, il constitue une source additionnelle de rigidité des salaires et empêche l'excédent d'offre d'être employé. En ce sens, une politique d'indexation du salaire minimum en période de forte expansion de l'offre crée plus de chômage qu'en période d'expansion modérée de l'offre de travail.

A titre indicatif, pour le cas des femmes, nous avons tenté d'estimer un effet du salaire minimum conditionnel à l'évolution de leur population active. Au point de départ nous avons donc:

$$(3) \text{ TCF} = a_0 + a_1\text{TCT} + a_2\text{SMR}$$

et nous ajoutons:

$$(4) a_2 = \frac{\delta\text{TCF}}{\delta\text{SMR}} = b_0 + b_1\text{PAR}$$

Ce qui revient à dire que l'impact du salaire minimum sur le chômage dépend lui-même de l'évolution de la population active féminine en termes relatifs. Sous forme structurelle, par substitution de (4) dans (3), on obtient:

$$(5) \text{ TCF} = a_0 + a_1\text{TCT} + b_0\text{SMR} + b_1\text{PARSMR}$$

L'estimation, par les moindres carrés ordinaires de (5) en données semestrielles donne:

$$(6) \text{ TCF} = -3.9 + 1.03\text{TCT} - 13.5\text{SMR} + 62.0\text{PARSMR}$$

(3.9) (0.15) (17.3) (33.8)

$$R^2 = .969 \quad R^2 = .962 \quad \text{D.W.} = 2.07 \quad F = 153.9$$

Repris sous la forme de l'équation (4), ce résultat donne:

$$a_2 = \delta\text{TCT}/\delta\text{SMR} = -13.5 + 62.0\text{PAR}$$

Les valeurs minimum et maximum de PAR sur notre période échantillonnale étant de .31 et .36, on obtient des valeurs minimum et maximum

de a_2 de 5.72 et de 8.8. L'impact combiné donne une augmentation totale de 2.3 points de pourcentage pour la période I à 1976 I. Les résultats d'estimations obtenus dans l'équation (6) sont beaucoup moins précis que dans le tableau 3, mais sont susceptibles de confirmer l'interrelation entre le salaire minimum et les changements démographiques survenus sur le marché du travail. Un tel schéma d'explication saurait jeter quelques lumières sur l'absence de réponse du taux de chômage des jeunes et des femmes lors de l'expansion économique survenue entre 1971 et 1974.

CRITIQUE DU MODÈLE

Le modèle retenu dans notre analyse souffre d'un certain nombre de problèmes économétriques qu'il nous semble valable de souligner. En ce sens, nous ne prétendons pas avoir inventé une forme originale de vérification empirique mais avoir appliqué, tout simplement, les tests usuels pour ce faire. À l'avenir, toutefois, il nous apparaît important d'améliorer certains éléments.

La variable taux de chômage total, par exemple, a l'avantage de réduire le modèle à très peu de variables explicatives. Par contre, elle est susceptible de renfermer trop d'éléments à la fois. À ce titre, il pourrait être avantageux de les distinguer (assurance-chômage, effet démographique, chômage structurel de type discordance entre les travailleurs et les emplois, ...). Cette même variable est aussi susceptible d'être corrélée avec la variable de salaire minimum, quoique la corrélation simple ne dépasse pas .57 dans le cas des femmes et .51 dans le cas des jeunes. Néanmoins, il pourrait être avantageux de retenir une variable conjoncturelle plus indépendante du salaire minimum et de la variable PAR (exemples: taux de chômage des hommes de 25 ans et plus, variations du PNB, indice des postes vacants, ...). La variable PAR a d'ailleurs le grand désavantage d'être affectée d'une erreur échantillonnale commune à celle du taux de chômage total et du taux de chômage des jeunes, ce qui est susceptible d'introduire des biais d'estimation. Une variable du rapport des populations totales pourrait présenter certains avantages¹³.

La forme réduite que représente une équation de taux de chômage a pour effet de limiter grandement les informations données par le modèle. En ce sens, une équation du taux d'activité et une autre portant sur l'emploi

13 Il s'est avéré possible de vérifier cette option dans le cas de femmes, mais les conclusions de notre étude ne s'en sont pas trouvées modifiées: la variable démographique est demeurée non significative tandis que celle du salaire minimum est demeurée significative.

auraient l'avantage de dissocier les effets du salaire minimum sur l'offre et la demande de travail. Par ailleurs, de telles estimations doivent s'appuyer sur des modèles précis pour chacune de ces variables, ce qui redouble l'effort de conceptualisation.

On pourrait envisager des formes améliorées de la variable salaire minimum. D'une part, son dénominateur tient compte du temps supplémentaire alors que le numérateur ne le fait pas. D'autre part, une forme non linéaire permettrait de saisir l'étendue de l'effet au fur et à mesure que le salaire minimum se répand dans des classes plus élevées de revenu. Enfin, une étude approfondie de la structure de retard engendrerait un nombre d'informations plus grand que la simple comparaison des résultats en données mensuelles et trimestrielles¹⁴.

Les institutionnalistes auront tôt fait de remarquer, pour leur part, que l'ajustement des entreprises au salaire minimum ne se limite pas à l'emploi. Il apparaît donc important d'examiner à l'avenir les effets du salaire minimum sur l'emploi à temps partiel et sur les heures de travail, pour ne nommer que deux effets susceptibles de se prêter à des mesures empiriques.

CONCLUSION

En conclusion, l'adaptation au contexte québécois d'un modèle économétrique simple pour évaluer l'effet du salaire minimum sur le chômage des jeunes et des femmes s'est révélée relativement satisfaisante. Il reste toujours des améliorations à faire et celles-ci pourraient être importantes si on en juge d'après la critique sommaire du modèle que nous avons faite précédemment. Néanmoins, avec un degré de confiance statistique raisonnable, il nous est apparu que les augmentations de salaire minimum ont eu, sur le chômage des jeunes et des femmes, des effets non négligeables.

En termes de politique économique, il nous est aussi apparu que l'indexation du salaire minimum en période de forte expansion de la population active pourrait avoir des effets plus importants sur le chômage qu'en période de progression modérée de la population active. En ce sens, l'impact de la croissance de la population active sur le chômage des jeunes et des femmes au Québec dépend de son interaction avec le salaire minimum.

14 Une étude préliminaire des formes de retards appliqués à des équations de taux d'activité et d'emploi pour les femmes avait tendance à nous indiquer un effet d'accroissement du taux d'activité rapide, un effet de diminution de l'emploi plus lent et, finalement, un renversement dans le comportement des taux d'activité suite à la baisse de l'emploi.

Bibliographie

- ADIE, Douglas K. (1973), "Teen-Age Unemployment and Real Federal Minimum Wages", *Journal of Political Economy*, Vol. 81, no. 2, part 1, mars/avril 1973, pp. 435 à 441.
- BLUM, Fred H. (1947), "Minimum-wage Legislation: Another View", dans *Problems of the Modern Economy*.
- BOUTIN, Jean-Guy (1974), Une étude des caractéristiques socio-économiques des travailleurs rémunérés autour du salaire minimum au Québec, Québec 1974.
- CASTONGUAY, Claude (1975), *Rapport du groupe de travail sur la politique de salaire et des conditions minima de travail*, Québec 1975.
- GRAMLICH, Edward M. (1976), "Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment and Family Incomes", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976, Z, pp. 409-469.
- GUNDERSON, Morley et John KINLEY (1968), "Theoretical Analysis of the Minimum Wage", C.A.A.L.L. Meeting, Ottawa, mai 1968.
- KOSTERS, Marvin et Finis WELCH (1974), "The Effects of Minimum Wages on the Distribution of Changes in Aggregate Employment", *American Economic Review*, 1974.
- LESTER, Richard A. (1960), "Employment Effects of Minimum Wages", Communication, *Industrial and Labor Relations Review*, janvier 1960.
- LOVELL, Michael C. (1972), "The Minimum Wage, Teenage Unemployment and the Business Cycle", *Western Journal of Economics*, Vol. 10, 1972.
- MIGUÉ, Jean-Luc (1977), «Le salaire minimum ou quand le diable se fait moine», *Relations Industrielles*, Vol. 32, no. 3, 1977, pp. 310 à 319.
- MINCER, Jacob (1976), "Unemployment Effects of Minimum Wages", *Journal on Political Economy*, Part II, juillet-août 1976, S87 à S105.
- MOORE, Thomas Gale (1971), "The Effect of Minimum Wages on Teenage Unemployment Rates", *Journal of Political Economy*, Vol. 79, no. 4, juillet-août 1971, pp. 897 à 902.
- RAGAN, James F. (1977), "Minimum Wages and the Youth Labor Market", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. IX, no. 2, mai 1977, pp. 129 à 136.
- REYNOLDS, Lloyd G. (1978), *Labor Economics and Labor Relations*, Prentice-Hall, New Jersey, 651 pages.
- STIGLER, George J. (1946), "The Economics of Minimum Wage Legislation", *American Economic Review*, juin 1946, pp. 358 à 367.

*La reproduction de ce tiré-à-part a été rendue possible
grâce aux aides financières de l'Université de Montréal
et du Ministère du Travail et de la Main-d'œuvre.*

COLLECTION TIRÉ-À-PART

Numéros déjà parus

- Tiré-à-part 19 1977 Les relations du travail dans l'industrie de la construction au Québec, par G. Hébert.
- Tiré-à-part 20 1977 Tembec : un exemple québécois de participation ouvrière, par P. Laporte.
- Tiré-à-part 21 1977 Les relations du travail chez les enseignants, par J.-M. Rainville.
- Tiré-à-part 22 1978 Droit à la grève et droit à la sécurité sociale, par C. D'Aoust et L. Leclerc.
- Tiré-à-part 23 1978 Indexation des salaires et stabilité des prix, par J.-M. Cousineau et R. Lacroix.
- Tiré-à-part 24 1978 Inventaire des besoins des individus au travail, par F. Delorme et V. Larouche.
- Tiré-à-part 25 1978 Enrichissement du travail et satisfaction au travail, par J.-M. Rainville.
- Tiré-à-part 26 1978 Y a-t-il un modèle universel des structures d'organisation ? par M. Brossard et M. Maurice.
- Tiré-à-part 27 1978 Peut-on mesurer la rémunération globale ?, par F. Delorme.
- Tiré-à-part 28 1978 Activité économique, inflation et activité de grève, par J.-M. Cousineau et R. Lacroix.
- Tiré-à-part 29 1978 Le développement des ressources humaines, par V. Larouche.
- Tiré-à-part 30 1979 Conditions de travail et santé des travailleurs, par M. Simard.
- Tiré-à-part 31 1979 Négociation et convention collective : introduction, par G. Hébert.
- Tiré-à-part 32 1979 Le rôle du contremaître, par J.-M. Rainville.
- Tiré-à-part 33 1979 L'autogestion à Tricofil, par Marcel Simard.
- Tiré-à-part 34 1979 Facteurs explicatifs de la satisfaction dans le travail, par J.-M. Rainville et G. Guérin.
- Tiré-à-part 35 1979 Le nationalisme au sein des syndicats québécois, par L. Roback et L.-M. Tremblay.
- Tiré-à-part 36 1980 Les diplômés en relations industrielles, par G. Guérin.
- Tiré-à-part 37 1980 L'impact du salaire minimum, par J.-M. Cousineau.