

L'effet du salaire minimum sur les taux de pauvreté au Québec : une étude économétrique

Par Jean-Michel Cousineau*

Résumé

Le salaire minimum peut-il réduire la pauvreté ? C'est la question à laquelle cet article tente de répondre. Inspirés de la recension des écrits sur les déterminants macroéconomiques de la pauvreté, nous proposons ici notre propre modèle économétrique adapté à la réalité canadienne.

Dans ce modèle, le taux de pauvreté des personnes estimé par les seuils de faible revenu avant impôt dépend principalement de la croissance économique (revenu médian des familles avant impôt), des inégalités de revenu (mesurées par le coefficient de Gini), de l'emploi (le taux d'emploi retardé d'une période) et des paiements de transferts (moyenne des familles du 1^{er} quintile des revenus). À ce modèle nous ajoutons l'évolution du salaire minimum (le logarithme naturel du taux de salaire minimum horaire en dollars constants de 2006, par province et par année) afin de déterminer si cette variable exerce une influence sur le taux de pauvreté. Les données sont tirées de Statistique Canada (Tendances du revenu au Canada et Enquête sur la population active) pour les années 1976 à 2006.

Les estimations confirment l'effet de la croissance économique (revenu), de l'emploi, des inégalités de revenu et des paiements de transferts sur la pauvreté. Le salaire minimum ne contribue cependant pas à réduire la pauvreté pour l'ensemble des familles et la population en général. Au contraire, les résultats démontrent qu'une augmentation de 10 % du salaire minimum augmenterait la pauvreté de 0,5 point de pourcentage. Le salaire minimum améliore toutefois la situation de certaines catégories de population, en l'occurrence les familles monoparentales et les femmes seules ayant un revenu d'emploi. Ainsi, une hausse du salaire minimum de 10 % fait baisser le taux de pauvreté des familles monoparentales de 1,8 point de pourcentage et de 0,9 point de pourcentage pour les femmes seules en emploi. Par ailleurs, le salaire minimum a peu d'influence sur les revenus des familles vivant sous le seuil de faible revenu.

* Jean-Michel Cousineau est professeur titulaire à l'École des relations industrielles de l'Université de Montréal.

Introduction

À travers le temps, les sociétés industrielles modernes se sont dotées de politiques et de programmes visant à alléger et prévenir la pauvreté. Plusieurs de ces politiques font l'objet de recherches et de débats, et celle du salaire minimum sur la pauvreté ne fait pas exception à la règle. Lorsqu'on parcourt la littérature économique sur le thème du salaire minimum et de la pauvreté, on découvre qu'il y a deux façons typiques d'aborder le sujet.

La première est celle de chercheurs qui s'en réfèrent tout d'abord à ceux et à celles qui prétendent que la politique du salaire minimum tue l'emploi et nuit aux personnes qu'on veut aider. Les études commençant de cette façon se terminent en général par la conclusion qu'au contraire la politique du salaire minimum constitue un instrument qui permet de réduire la pauvreté.

La seconde façon d'aborder le sujet consiste à avancer que les tenants des hausses du salaire minimum considèrent qu'elles réduisent la pauvreté. En général toutefois, les auteurs de ces études en arrivent généralement à la conclusion que le salaire minimum est un bien piètre outil de lutte contre la pauvreté et qu'on doit nettement lui préférer des politiques axées sur les suppléments du revenu. En somme, les arguments invoqués de part et d'autre s'opposent.

Les uns affirment que, de nos jours, le salaire minimum ne s'adresse pratiquement plus aux familles pauvres, puisqu'il est la plupart du temps versé à des adolescents membres de familles plus ou moins aisées. Au contraire, et c'est un fait, une majorité de travailleurs rémunérés au salaire minimum ont plus de 19 ans, disent les autres.

Le salaire minimum versé aux étudiants – et ils sont nombreux – peut les aider à mieux financer leurs études, pour les uns. Il peut aussi contribuer à attirer les jeunes sur le marché de l'emploi, à les détourner de l'école et à contribuer au décrochage scolaire, pour les autres. Les familles pauvres sont principalement des familles qui ne comportent aucun salarié, pour les uns. C'est vrai, mais ce n'est pas une raison pour ne pas aider les familles pauvres dans lesquelles au moins un des membres est au salaire minimum, pour les autres.

Les hausses du salaire minimum profitent avant tout à beaucoup de personnes qui ne sont pas pauvres ou ne font pas partie d'une famille pauvre, pour les uns. Il reste tout de même qu'une couche importante de la population et beaucoup de familles vivant sous les seuils de faible revenu bénéficient directement et largement de ces hausses, pour les autres.

Enfin, on peut dire que si les suppléments du revenu des travailleurs à bas salaire apparaissent la solution pour les uns, ils figurent comme un outil de subvention des entreprises où les emplois sont de basse qualité et favorisent l'instauration plus ou moins permanente d'emplois précaires, instables et mal rémunérés, pour les autres.

En somme, le gros du débat se situe sur le plan de l'analyse de la répartition des bénéficiaires des hausses du salaire minimum. Autrement dit, s'agit-il de personnes ou de familles pauvres ou de personnes faisant partie de familles de la classe moyenne, aisée ou riche? Pour notre part, nous chercherons à nous élever au-dessus du débat de façon à savoir si, dans les faits, les hausses du

salaires minimum réduisent ou non la pauvreté. Pour les politiciens, la question est pertinente, puisqu'il leur importe de savoir si les décisions qu'ils prennent ou soutiennent sont appelées à être dûment récompensées par une baisse observable et réelle de la pauvreté. Dans l'objectif de lutter de manière efficace contre la pauvreté et de soutenir les personnes et les familles directement concernées, il convient de se demander si le salaire minimum peut jouer un rôle important.

Pour répondre à notre question de recherche, nous ferons un compte rendu de la littérature, puis nous procéderons à nos propres estimations. Dans la conclusion, nous résumerons nos principales observations.

Revue critique de la littérature

La littérature économique relative à l'effet du salaire minimum sur la pauvreté se compose d'approches diverses. Premièrement, il y a ceux et celles qui procèdent par calculs et simulations et qui, sur la base d'hypothèses simplificatrices, en arrivent à la conclusion que le salaire minimum réduit la pauvreté. Deuxièmement, il y a ceux et celles qui avancent que le salaire minimum nuit à l'emploi en rendant ce type de main-d'œuvre trop chère ou trop coûteuse pour les employeurs réels ou potentiels. De ce fait, ils estiment des fonctions corroborant une relation inverse entre l'emploi et le salaire minimum et concluent à l'adversité du salaire minimum comme politique de lutte contre la pauvreté. Troisièmement, il y a ceux et celles qui, d'une part, conduisent une analyse qualitative plutôt favorable à l'augmentation du salaire minimum en se basant sur les groupes qui en profitent et qui, d'autre part, s'appuient sur des travaux économétriques qui rejettent l'influence négative du salaire minimum sur l'emploi ou en minimisent l'effet (Goldberg et Green 1999). Enfin, depuis le milieu des années 1990 et à l'initiative principalement de Card et Krueger (1995), il y a ceux et celles qui estiment directement, suivant un modèle de forme réduite, l'effet du salaire minimum sur les taux de pauvreté. Bien que ce type d'estimation ne permette pas de suivre tous les canaux par lesquels le salaire minimum influe sur la pauvreté, il évite le recours à certaines hypothèses plus ou moins fondées dans les exercices de simulation. Nos travaux sont donc de cette nature. C'est cette catégorie de travaux que nous passerons en revue dans les paragraphes qui suivent.

Card et Krueger (1995) ont été, comme nous venons tout juste de le mentionner, les premiers à avoir cherché à savoir si la hausse du salaire minimum tire les gens et les familles hors de la pauvreté. Pour ce faire, ils ont étudié l'effet des hausses de salaire minimum ayant eu cours à la fin des années 1980 et au début des années 1990 sur les taux de pauvreté aux États-Unis. Leur modèle consiste à « régresser » le taux de pauvreté par personne sur le pourcentage de personnes touchées par les hausses du salaire minimum et le taux de chômage¹. Leurs résultats d'estimation sont les suivants : si on ne contrôle pas cette variable, les hausses du salaire minimum exercent un effet de réduction marginalement significatif sur la pauvreté. Toutefois, si

1. « Régresser » consiste à mener une analyse dans le but de vérifier s'il existe une relation statistique entre une variable dépendante (les taux de pauvreté en l'occurrence) et un ensemble de variables indépendantes ou explicatives (le salaire minimum, l'emploi ou le chômage en l'occurrence). Si la relation estimée à l'aide d'un calcul ou traitement mathématique approprié est vérifiée, on dit qu'elle est significative et on accepte alors l'hypothèse qu'il y a une relation entre ces deux variables; sinon, on dit qu'elle n'est pas significative sur le plan statistique et on rejette cette hypothèse.

on tient compte de l'effet du chômage et de l'emploi sur la pauvreté, le salaire minimum n'a plus d'effet significatif sur la pauvreté². Mais, disent-ils, « en aucun cas le salaire minimum ne contribue à augmenter la pauvreté » (p. 307).

À la suite de ces travaux, Addison et Blackburn (1999) ont proposé d'étendre l'étude portant sur l'effet du salaire minimum sur la pauvreté aux États-Unis au-delà des années 1989-1991. Ils ont développé un modèle économétrique basé sur les spécifications d'usage pour estimer l'effet du salaire minimum sur l'emploi, c'est-à-dire, pour l'essentiel, de régresser les taux de pauvreté d'abord sur le salaire minimum, puis sur un ensemble de variables contrôle qui tiennent compte d'autres facteurs qui peuvent influencer sur la demande de travailleurs à bas salaire (p. 396). En l'occurrence, ces chercheurs ont retenu comme principal facteur le taux de chômage chez les hommes de 25 à 54 ans ainsi que quelques variables sociodémographiques liées à l'âge et à l'ethnie (proportion de divers groupes dans la population totale). Leurs résultats d'estimation, qui reposent sur des données groupées par État américain s'échelonnant sur 14 années d'observation (1983-1996), montrent que le salaire minimum contribuerait à réduire la pauvreté parmi deux groupes de la population : les adolescents (14-19 ans) et les jeunes décrocheurs scolaires. Cette hypothèse est rejetée pour le groupe dit des jeunes adultes (20-24 ans).

La troisième étude que nous avons recensée est celle de Vedder et Gallaway (2001). Ces derniers se sont livrés à une batterie de tests en vue de vérifier l'incidence du salaire minimum sur la pauvreté, après pris en compte un certain nombre de facteurs. Leurs premiers résultats d'estimation sont issus d'une régression linéaire du taux de pauvreté touchant l'ensemble des personnes aux États-Unis en données annuelles, pour la période 1953-1998, sur le salaire minimum, le taux de chômage et les paiements de transferts par personne. Les deuxièmes résultats d'estimation reprennent ce genre d'analyse pour d'autres définitions des taux de pauvreté, tandis que les troisièmes s'appuient sur une spécification au sein de laquelle les variables de départ sont transformées en variations annuelles. Les variations du taux de pauvreté sont alors régressées sur les variations du salaire minimum, du taux de chômage, du PIB et du PIB par personne. La quatrième série de tests exploite les différences de taux de pauvreté et de taux de salaire minimum entre les États pour vérifier si ceux qui versent un salaire minimum plus élevé sont les mêmes qui, toutes choses égales par ailleurs, affichent les taux de pauvreté les plus bas. Deux périodes sont examinées : 1996-1998 et 1991-1993. En plus des variables usuelles, les spécifications économétriques incluent le revenu par personne, le taux d'emploi et le taux de syndicalisation dans un cas (1996-1998). En aucun cas, dans aucune circonstance, ils n'ont trouvé une association négative et significative entre le salaire minimum et la pauvreté. Ils concluent donc que la hausse du salaire minimum ne réduit pas la pauvreté.

Les travaux de Neumark et Washer (2002) se différencient des précédents en ce sens que ces auteurs analysent séparément la probabilité de quitter la pauvreté à la suite d'une hausse du salaire minimum de celle de joindre la pauvreté qui est associée à la perte d'emploi ou à la réduction des heures de travail. Les principales variables retenues pour procéder à cette estimation (régression logistique appliquée sur des données microéconomiques d'entrée ou de sortie de la pauvreté par famille) sont le taux de chômage des hommes adultes (indicateur de conjoncture), les prestations d'aide sociale (prestations maximales), les dérogations à la Loi

2. Leur conclusion est la même pour un échantillon où la famille compte au moins un membre ayant un emploi.

fédérale (adoptées par différents États³) et par des variables d'inégalités de revenu (salaire au 25^e centile et salaire au 50^e centile). Ils estiment également deux équations du ratio revenu effectif divisé par une variable de besoins définie par les seuils de faible revenu, une pour les sorties de la pauvreté et une autre pour les entrées dans la pauvreté en fonction de variables explicatives semblables. Une première équation sert à savoir si le salaire minimum aide les familles non pauvres à se distancier du seuil de faible revenu. L'autre équation évalue la réduction du déficit de revenu parmi les familles qui connaissent une transition vers la pauvreté. Leurs estimations montrent que le salaire minimum fait davantage entrer de familles dans la pauvreté qu'il ne les en fait sortir, mais ce résultat net s'avère non significatif sur le plan statistique. Par ailleurs, pour les familles qui connaissent une transition vers la pauvreté, l'écart entre leur revenu et le seuil de faible revenu est amoindri par la hausse du salaire minimum.

L'étude de Gundersen et Ziliak (2004) investit le champ des déterminants macroéconomiques de la pauvreté aux États-Unis en exploitant toute la variance des « expériences » vécues dans le temps et entre les États de ce pays au cours des années 1981 à 2000. Leur variable dépendante est celle du taux de pauvreté pour les familles, calculé avant et après impôt ou encore sous forme d'écart du revenu par rapport au seuil de faible revenu (écart au carré). Leur modèle comporte en tout onze variables explicatives, les principales étant le taux de chômage, la variation du taux d'emploi, le salaire médian, le ratio du salaire au 80^e centile sur celui du 20^e centile (inégalités de revenu), les crédits d'impôt à l'emploi, les dérogations à la réforme de l'aide sociale, les prestations d'aide sociale et... le salaire minimum. *L'estimateur utilisé est celui des moindres carrés avec effets fixes par État et par année pondérés par le nombre de familles dans chaque État.* Leurs résultats d'estimation se rapportant à la variable de salaire minimum révèlent que les hausses du salaire minimum contribuent à réduire les taux de pauvreté, mais que les effets sont petits : l'élasticité la plus élevée est de 0,05, c'est-à-dire qu'une augmentation de 10 % du salaire minimum ne parviendrait à réduire le taux de pauvreté que de 0,5 % (p. 75).

Les deux derniers articles consultés sont respectivement ceux de Burkhauser et Sabia (2007) et de Sabia et Burkhauser (2008). Le modèle estimé dans chaque article peut être qualifié de parcimonieux. Il s'agit du logarithme naturel du taux de pauvreté des 16-64 ans, qui est régressé sur le logarithme naturel du salaire minimum, du taux de chômage des hommes adultes (25-54 ans) et du salaire médian des adultes avec des variables dichotomiques de contrôle pour tenir compte des effets fixes par État et par année.

Compte tenu des effets du resserrement de la Loi américaine de 1996 qui restreint la durée d'accès à l'aide sociale et qui demande aux mères chefs de famille monoparentale de travailler, alors qu'elles reçoivent ces allocations, une attention spéciale a été réservée à l'étude du taux de pauvreté de ce groupe. Aucun effet significatif du relèvement du salaire minimum sur la pauvreté n'a toutefois été statistiquement détecté, que ce soit pour le taux de pauvreté des personnes, des familles comptant un travailleur ou plus et des mères chefs de famille monoparentale. L'article le plus récent de ces chercheurs se concentre sur la répartition des effets du salaire minimum selon le niveau salarial ou la tranche salariale. Leur modèle de base est le même que dans l'article précédent, à la différence près que, dans le second, ils tiennent compte de deux groupes d'âge, soit la proportion des 16-24 ans et celle des 55-64 ans dans la population totale, et que la

3. Les États avaient le droit de s'exclure de la Loi fédérale américaine sur la réforme de l'aide sociale.

période d'estimation est de 2003 à 2007. Les résultats d'estimation sont robustes et conformes à ceux qu'ils avaient publiés pour les années 1988 à 2003.

Commentaires

Au total, nous proposons trois commentaires. Premièrement, si on s'en remet à la littérature économétrique américaine, deux études révèlent que le salaire minimum a un effet sur la pauvreté pour *l'ensemble* des familles ou des personnes. D'abord, Gundersen et Ziliak (2004) observent un effet significatif, mais très petit, de réduction de la pauvreté, soit une élasticité de -0,027 pour l'ensemble des familles. Pour leur part, Card et Krueger (1995) ont relevé un effet marginalement significatif dans le seul cas où on ne prend pas en compte les effets du marché sur la pauvreté, ce qui, à notre avis, est une erreur. Cependant, ces résultats ne contredisent pas la possibilité qu'il y ait des effets bénéfiques pour des groupes précis de la population : les adolescents et les décrocheurs scolaires selon Addison et Blackburn (1999), les familles dirigées par une personne de race blanche ou noire ou encore les couples mariés (équation du taux de pauvreté avant impôt), d'après Gundersen et Ziliak (2004).

Deuxièmement, il émerge trois éléments de ces analyses : 1° une méthode qui s'appuie sur un type de données particulières, soit de type longitudinal, par année et par État; 2° une spécification économétrique type qui, dans tous les cas, tient compte d'une variable de conjoncture économique sur les marchés du travail; 3° un estimateur largement partagé par l'ensemble des études soit la méthode des moindres carrés pondérés prenant en compte les effets fixes par État et par année. Nous nous inspirerons de ce type de données, de spécification et d'estimateur pour procéder à nos propres estimations.

Le troisième commentaire que nous formulons est que dans ces travaux réservés à l'étude des effets du salaire minimum sur la pauvreté, et mis à part l'étude de Gundersen et Ziliak (2004), on ne fait pas ou que très peu référence à la contribution plus générale mais pourtant importante des nombreux travaux antérieurs portant sur les déterminants macroéconomiques de la pauvreté. La conséquence la plus évidente de cette omission est que les estimations rapportées souffrent d'un biais de spécification⁴. Dans la section qui suit, nous reprendrons brièvement les principales contributions de cette littérature, puis nous appliquerons le modèle obtenu aux données canadiennes, par province et par année au Canada, de 1976 à 2006.

⁴ Les conséquences principales d'un biais de spécification sont que les résultats peuvent être faux. Le coefficient rapporté peut refléter l'influence des variables omises plutôt que celle qu'on cherche à isoler.

Littérature sur les déterminants macroéconomiques de la pauvreté

La littérature économétrique portant sur l'étude des déterminants macroéconomiques de la pauvreté s'est considérablement enrichie avec le temps (Cousineau, 2009). Au tout début, on voulait principalement savoir si l'évolution observée dans les taux de pauvreté pouvait s'expliquer par les fluctuations du chômage, si elle était de nature structurelle ou encore si elle résultait d'une inflation galopante⁵.

L'association des taux de chômage et des taux de pauvreté a été largement confirmée tant aux États-Unis qu'au Canada, et cela, jusque vers le milieu des années 1980. À partir de ce moment cependant, tous les travaux subséquents font état d'une rupture de cette relation, jusqu'à ce que Blank et Card (1993) mettent en évidence le rôle des inégalités de revenu. Dans leurs estimations, ces derniers montrent clairement que la prise en compte de l'évolution des inégalités de revenu rétablit la relation autrefois perdue entre les taux de chômage et les taux de pauvreté. Ils en arrivent à la conclusion que cette évolution a eu pour effet de masquer l'influence des taux de chômage aux États-Unis. Par la suite, Freeman (2000) est parvenu à formaliser un modèle théorique comportant trois facteurs explicatifs du taux de pauvreté, soit le seuil de faible revenu, le revenu médian et les inégalités de revenu, auquel il a rattaché un modèle économétrique afin d'en vérifier le support sur le plan empirique. Ce modèle comportait une variable dépendante, le taux de pauvreté⁶, des variables indépendantes, le taux de chômage, le salaire médian, le ratio du revenu du 20^e décile sur celui du 80^e décile ou le coefficient de Gini (variables d'inégalités) ainsi qu'un terme de tendance linéaire.

Présentation du modèle

Pour notre part, nous nous sommes inspirés de ces modèles pour adapter notre propre modèle économétrique à la réalité canadienne et, comme dans la littérature retenue, nous concentrerons nos estimations sur les taux de pauvreté par famille économique de deux personnes ou plus d'abord et les appliquerons à d'autres groupes sociodémographiques par la suite⁷. Les modifications et les adaptations que nous avons apportées sont les suivantes : premièrement, à l'instar des auteurs de tous les travaux canadiens sur la question (Perron et Vaillancourt, 1988; Zybblock et Lin, 1997; Morissette et autres, 2003), nous avons introduit une variable de paiement de transferts moyen comme variable explicative du niveau et de l'évolution des taux de pauvreté par province et dans le temps. Deuxièmement, comme Iceland et autres (2005), nous avons remplacé la variable de taux de chômage par celle du taux d'emploi retardé d'une année. Cette

5. À une certaine époque, on se demandait s'il valait mieux combattre le chômage ou l'inflation pour réduire la pauvreté.

6. Aux États-Unis, le taux de pauvreté est défini par le pourcentage des personnes ou des familles dont le revenu est inférieur à un seuil de pauvreté qui égale trois fois la norme des dépenses alimentaires établie pour une famille de deux adultes et deux enfants par le ministère de l'Agriculture en 1959, indexé au coût de la vie par la suite et réajusté en fonction de l'unité d'observation (personnes seules ou taille de la famille).

7. À notre avis, une personne seule ne forme pas une famille économique. Des estimations différentes sont donc faites d'abord pour les personnes seules, puis pour l'ensemble des unités d'observation, aussi appelées l'ensemble des unités familiales. Ces deux groupes ont aussi connu des tendances différentes dans l'évolution de leur taux de pauvreté dans le temps et peuvent donc être considérés comme hétérogènes. Finalement, nous dirons que tout le modèle est défini *a priori* en fonction des familles économiques, ce qui vaut autant pour la variable dépendante que pour plusieurs variables indépendantes comme les transferts ou le revenu médian.

dernière variable a l'avantage de tenir compte des possibilités d'emploi ouvertes aux personnes initialement en dehors de la population active. Le retard d'un an, quant à lui, permet de prendre en considération une période tampon associée aux ressources personnelles des individus et de leur famille ou encore aux allocations d'assurance emploi jusqu'à leur épuisement avant que le revenu individuel ou familial tombe sous les seuils de pauvreté.

Le modèle empirique retenu, auquel nous avons ajouté une variable de salaire minimum, est le suivant :

$$(1) \quad TP = a^0 + a^1 \text{Ln } Y + a^2 G + a^3 \text{EPr} + a^4 \text{Ln } \text{Tr} + a^5 t$$

Où : Les signes au-dessus des coefficients correspondent aux attentes de relation entre chacune des variables explicatives et la variable dépendante.

TP = le taux de pauvreté égale au pourcentage de personnes ou de familles dont les revenus sont sous les seuils de faible revenu établis par Statistique Canada en 1992 et indexés depuis⁸

Y = le revenu médian (revenu de marché) des familles économiques de deux personnes ou plus avant impôt

G = le coefficient de Gini (marché avant impôt)

EPr = le taux d'emploi retardé d'une période

Tr = les paiements de transferts moyens accordés aux familles du 1^{er} quintile des revenus

t = un terme de tendance prenant la valeur 1 en 1976 jusqu'à 31 en 2006

Toutes les données utilisées proviennent de Statistique Canada (*Tendances du revenu au Canada*, CD-ROM, mai 2008), sauf celles sur le taux d'emploi (Enquête sur la population active). Les données en provenance de la publication intitulée *Tendances du revenu au Canada* sont issues de l'Enquête sur les finances des consommateurs jusqu'en 1995 et sur l'Enquête sur la dynamique du travail et des revenus à partir de 1996. Leur intérêt est d'être toutes uniformisées et rendues comparables sur la base de dollars constants de 2006. Il aurait été intéressant de disposer des taux de pauvreté pour les familles dans lesquelles au moins un membre de l'unité familiale avait un revenu de travail. Cette variable n'est toutefois pas disponible et il est impossible de la construire sur la base de cette banque de données.

Idéalement, il aurait été souhaitable d'avoir de l'information concernant la quantité ou le pourcentage de personnes touchées par les variations du salaire minimum, mais cette variable

8. Pour obtenir des renseignements complémentaires, voir Statistique Canada (2008). Nous avons choisi les seuils de faible revenu avant impôt. Le taux de pauvreté correspond au nombre de familles de deux personnes ou plus dont le revenu est inférieur au seuil de faible revenu avant impôt établi par Statistique Canada. Trois autres statistiques sont disponibles : celle qui se rapporte au seuil de faible revenu après impôt et qui est susceptible de varier en fonction des taux d'impôt de chaque individu; la mesure du faible revenu, qui est purement relative (au revenu médian); la mesure du panier de consommation, qui est beaucoup plus récente (2000 et après) et, par conséquent, qui offre un nombre plus limité d'observations. La mesure de seuil de faible revenu avant impôt permet également de considérer distinctement les effets des inégalités de marché (Gini de marché) et ceux des paiements de transferts, puisque le revenu considéré à des fins de comparaison avec le seuil de faible revenu tient compte de tous les revenus, dont les revenus de marché et les paiements de transferts. Pour de plus amples renseignements sur les mesures de la pauvreté au Canada, voir Cousineau (2008).

n'est pas disponible par province et par année pour toutes les années et toutes les provinces. Comme dans les travaux les plus récents, notre variable de salaire minimum ne se rapporte qu'au taux de salaire minimum lui-même. En fait, la variable de salaire minimum ajoutée est $\ln S_{min}$ = le logarithme naturel du taux de salaire minimum horaire en dollars constants de 2006⁹, par province et par année (Ressources humaines et Développement des compétences Canada, 2009). L'équation estimée est donc la même que l'équation mentionnée précédemment à laquelle nous avons ajouté un terme $\alpha_6 \ln S_{min}$. Aucune attente de signe ne peut être anticipée relativement au coefficient α_6 . Si le signe du coefficient estimé était négatif et significatif, cela confirmerait toutefois que l'effet de réduction de la pauvreté l'emporte sur l'effet d'augmentation, tandis qu'un signe positif et significatif nous informerait du contraire. Un coefficient non significatif nous dirait qu'il n'y a pas de relation dans un sens ou dans un autre entre les variations du salaire minimum et celles de la pauvreté.

Méthode et résultats d'estimation

À la base, et en conformité avec la littérature sur la question, l'estimateur retenu a été celui des moindres carrés pondérés (MCP) par le nombre de familles par année et par province avec effets fixes pour chacune des années et pour chacune des provinces pour les neuf provinces faisant partie de notre échantillon. L'Île-du-Prince-Édouard a été exclue du champ d'observation en raison de la mauvaise qualité ou même de l'absence de données pour certains sous-groupes de la population. Les données du tableau 1 présentent ces résultats pour trois cas. Le premier cas est celui du modèle simple incorporant les effets fixes par province (de a1 à qc). Ces résultats nous indiquent qu'une hausse du salaire minimum de 10 % aurait pour effet d'augmenter le taux de pauvreté de 0,1 point de pourcentage. Cette mesure d'impact est facile à extraire du tableau; il suffit de multiplier le coefficient de régression obtenu pour la variable de salaire minimum par 0,10¹⁰.

Les coefficients obtenus pour les diverses provinces donnent l'effet province. À titre d'exemple, par rapport à l'Ontario (province servant de comparaison), le taux de pauvreté en Alberta serait de 2,5 points de pourcentage supérieur à celui de l'Ontario. Si ce n'est pas le cas dans la réalité, c'est parce que l'Alberta affiche des taux d'emploi et des revenus médians supérieurs à ceux de l'Ontario. Mais, sur le plan structurel, l'Alberta a un taux de pauvreté plus élevé que celui de l'Ontario. De même, si les provinces de l'Est peuvent avoir, en moyenne, des taux de pauvreté supérieurs à ceux de l'Ontario, c'est parce que, pour l'essentiel, elles sont moins bien dotées quant au taux d'emploi et au revenu médian. Un coefficient négatif signifie donc que si elles avaient le taux d'emploi et le revenu médian de l'Ontario (et les autres caractéristiques), les provinces de l'Est afficheraient un taux de pauvreté inférieur à celui de l'Ontario.

Dans le deuxième cas, le modèle tient compte des effets fixes par année (de a1978 à a2006), c'est-à-dire de l'effet de facteurs pancanadiens, telles les réformes apportées à l'assurance

9. Comme dans tous les travaux sur la pauvreté. Dans le cas des études de l'effet du salaire minimum sur l'emploi, il est à noter toutefois que l'usage du ratio du salaire minimum sur le salaire horaire moyen est préférable.

10. En termes mathématiques, le coefficient est égal à la variation du taux de pauvreté associé à la variation en pourcentage de la variable de salaire minimum. Si cette variation est de 10 %, la variation du taux de pauvreté en points de pourcentage est alors égale à 0,1 fois le coefficient estimé. Ce genre d'estimation et d'interprétation des coefficients s'applique chaque fois que la variable indépendante considérée est exprimée en logarithme.

emploi, qui agiraient sur toutes les provinces à la fois et qui n’auraient pas été dûment pris en compte par les variables régionales (taux d’emploi, revenu médian). Dans ce modèle, l’effet estimé du salaire minimum est réduit de plus de la moitié et n’est pas significatif sur le plan statistique (1^{re} rangée). Finalement, si nous considérons aussi qu’il y a des effets tendanciels propres à chaque province (variables de Ta à Ti), l’effet estimé du salaire minimum est encore réduit d’environ la moitié, et est donc encore moins significatif sur le plan statistique¹¹. Il faut remarquer par ailleurs que les coefficients des variables explicatives sur lesquelles nous avons des attentes sont tous du signe attendu et sont significatifs au seuil de 5 %. Autrement dit, ce modèle corrobore les hypothèses voulant que la croissance économique, la création d’emplois et les paiements de transferts contribuent à la réduction de la pauvreté. Comme nous l’entrevoions, la corrélation est positive entre les taux de pauvreté par famille et la variable d’inégalités de revenu.

Tableau 1
Résultats d’estimation de l’effet du salaire minimum sur les taux de pauvreté par famille de deux personnes et plus au Canada, par année et par province, sauf l’Île-du-Prince-Édouard, 1976-2006

	Premier cas Tp (taux de pauvreté, familles)	Deuxième cas Tp (taux de pauvreté familles)	Troisième cas Tp (taux de pauvreté familles)
Ls (salaire minimum)	1,392* (1,83)	0,507 (0,48)	0,029 (0,02)
Lt (transferts)	-3,394*** (4,19)	-3,888*** (3,52)	-2,830*** (2,76)
Gi (inégalités)	45,819*** (6,98)	45,158*** (6,22)	35,588*** (4,99)
Ly (revenu médian)	-11,768*** (8,22)	-9,117*** (4,64)	-17,263*** (8,91)
Ep (emploi)	-0,376*** (8,55)	-0,494*** (8,10)	-0,232*** (4,20)
Te (tendance)	-0,123*** (5,71)	-0,320 (1,31)	
al (Alberta)	2,465*** (8,10)	2,851*** (8,31)	1,604*** (3,47)
cb (C.B.)	0,222 (0,88)	0,033 (0,12)	0,769 (1,55)
nb(N.B.)	-7,001*** (10,76)	-7,233*** (8,19)	-5,741*** (5,45)
sa(Saskatchewan)	-2,075*** (4,84)	-1,607*** (3,26)	-2,064*** (3,08)
ma(Manitoba)	0,898** (2,22)	1,307*** (2,90)	1,192* (1,94)
ne(N.E.)	-6,066*** (10,52)	-6,329*** (8,50)	-5,594*** (6,31)

¹¹ Dans les cas des résultats d’estimation d’un modèle qui incorpore les termes de tendances provinciales différenciées et les effets fixes par province mais non par année, le coefficient de la variable du logarithme du salaire minimum est de 2,29 et il est largement significatif (au seuil de 1 %). Les résultats sont disponibles sur demande.

tn(Terre-Neuve)	-9,734*** (11,22)	-10,135*** (8,01)	-4,365*** (3,47)
qc(Québec)	-1,622*** (4,49)	-1,677*** (3,36)	0,934* (1,83)
A1978		-0,783 (1,53)	-0,618 (1,54)
A1979		0,591 (0,92)	0,712 (1,41)
a1980		0,470 (0,58)	0,373 (0,58)
A1981		0,794 (0,79)	0,446 (0,56)
a1982		1,437 (1,16)	0,547 (0,56)
a1983		0,716 (0,49)	0,431 (0,38)
a1984		1,319 (0,79)	1,243 (0,93)
a1985		1,032 (0,54)	0,972 (0,65)
a1986		1,162 (0,55)	1,052 (0,62)
a1987		1,674 (0,71)	1,322 (0,71)
a1988		2,179 (0,84)	1,877 (0,91)
a1989		2,311 (0,81)	1,952 (0,87)
a1990		3,534 (1,15)	2,762 (1,13)
a1991		3,312 (1,00)	2,328 (0,89)
a1992		3,069 (0,87)	2,583 (0,92)
a1993		3,443 (0,91)	3,269 (1,09)
a1994		2,980 (0,74)	3,152 (0,98)
a1995		3,901 (0,91)	3,993 (1,17)
a1996		4,964 (1,10)	5,102 (1,42)
a1997		4,431 (0,93)	4,736 (1,25)
a1998		4,082 (0,82)	4,572 (1,15)
a1999		4,351 (0,83)	4,974 (1,19)
a2000		4,020 (0,73)	4,704 (1,07)

a2001		4,188 (0,73)	4,745 (1,04)
a2002		5,189 (0,87)	5,800 (1,22)
a2003		5,546 (0,90)	5,955 (1,20)
a2004		5,887 (0,91)	6,338 (1,23)
a2005		6,162 (0,92)	6,614 (1,24)
a2006		6,014 (0,87)	6,628 (1,20)
Ta (Ontario)			-0,307 (1,55)
Tb (C.-B.)			-0,337* (1,74)
Tc (N.-B.)			-0,410** (2,05)
Td (Saskatchewan)			-0,367* (1,81)
Tf (Manitoba)			-0,380* (1,87)
Tg (N.-É.)			-0,360* (1,82)
Th (Terre-Neuve)			-0,648*** (3,22)
Ti (Québec)			-0,469** (2,38)
Tj (Alberta)			-0,311 (1,55)
Constante	177,368*** (10,75)	162,318*** (8,78)	230,647*** (11,76)
Observations	270	270	270
R ²	0,89	0,91	0,95
R ² corrigé	0,88	0,89	0,93

Valeur absolue des statistiques « t » sous les coefficients.

* = significatif à 10 %; ** = significatif à 5 %; *** = significatif à 1 %.

Dans l'hypothèse où il y aurait des problèmes d'autocorrélation des résidus par année et par province, nous avons eu recours à la méthode des moindres carrés généralisés (MCG). L'autocorrélation des résidus se produit lorsque les erreurs d'observation commises sur les taux de pauvreté se perpétuent d'une année à l'autre ou sont communes d'une province à l'autre. En fait, il est fréquent d'observer des problèmes d'autocorrélation des résidus de ce type chaque fois que sont utilisées des données à caractère mixte ou croisé. D'où la pertinence d'utiliser un estimateur des MCG qui sache apporter des corrections. Une partie des résultats présentés dans le tableau précédent sont repris dans le tableau 2 et sont confrontés aux résultats d'estimation ayant recours à cet autre estimateur¹².

12. Pour une description de l'estimateur des MCG, voir Greene (2000).

Tableau 2
Estimation des effets du salaire minimum sur les taux de pauvreté pour l'ensemble des familles de deux personnes ou plus au Canada, 1977-2006**

Type de modèle	Centralisé MCP	Décentralisé MCP	Centralisé MCG	Décentralisé MCG	Décentralisé MCG (het)
Ln Y (revenu)	-9,12 (4,64)	-19,08 (12,53)	-10,34 (6,48)	-11,84 (7,54)	-12,14 (6,14)
EPr (emploi)	-0,49 (8,10)	-0,23 (5,97)	- 0,28 (5,76)	-0,23 (4,86)	-0,21 (3,69)
Gini (inégalités)	0,452 (6,22)	0,318 (5,18)	0,495 (8,85)	0,478 (7,95)	0,420 (5,34)
Tr (transferts)	-3,89 (3,52)	-4,39 (6,49)	-4,64 (5,07)	-4,94 (5,71)	-3,65 (4,05)
t (tendance)	-0,32 (1,31)	non	-0,12 (5,72)	non	non
R ²	0,891	0,987	0,924	0,963	0,891
Dicho. prov.	oui	oui	oui	oui	oui
Dicho. année	oui	non	non	non	non
Ln Smin	0,51 (0,48)	2,30 (3,54)	2,00 (1,88)	2,65 (2,92)	2,93 (3,30)

** Le nombre d'observations est égal à 270, soit 9 provinces à raison de 30 observations annuelles (1977-2006). La définition des variables est donnée dans le texte. Les statistiques « t » en valeur absolue sont présentées sous les coefficients.

Le modèle dit centralisé est celui dans lequel ne figure qu'un terme de tendance censé être identique pour chaque province. Le modèle décentralisé suppose que le niveau initial de pauvreté diffère et qu'il évolue de manière différente dans le temps et d'une province à une autre. Il y a donc un terme de tendance distinct pour chaque province¹³. C'est le modèle que nous préférons, étant donné que la décentralisation de la gestion de la sécurité sociale est plus grande au Canada qu'aux États-Unis.

Les deux premières colonnes du tableau 2 contiennent des estimations effectuées sur la base des moindres carrés pondérés (MCP). Les données fournies dans les deux colonnes suivantes sont issues de l'estimateur des moindres carrés généralisés (MCG). La dernière colonne rapporte des estimations corrigées pour l'hétéroscédasticité des résidus. Le R² est mesuré par la corrélation entre les valeurs, calculées et observées, de la variable dépendante. À des fins d'analyse et d'interprétation de l'effet du salaire minimum sur la pauvreté et afin d'éviter tout risque de biais de spécification, nous avons retenu les résultats correspondant le mieux à l'hypothèse de résidus aléatoires ou non autocorrélés, soit le modèle décentralisé estimé sur la base des MCG. Quel que soit le modèle considéré, toutes les estimations confirment l'effet de la croissance économique (revenu), de l'emploi, des inégalités de revenu et des paiements de transferts sur la pauvreté¹⁴. Le R² de l'équation retenue est de 0,963¹⁵.

13. Les résultats d'estimation des paramètres pour ces termes de tendance sont fournis sur demande. Le terme de tendance provinciale reflète des différences de tendances dans les compositions industrielles, sociodémographiques et politiques propres à chacune des provinces.

14. Il n'y a pas de corrélation *a priori* entre la variable de transferts et le coefficient de Gini, puisque ces deux variables se rapportent à des réalités différentes. Le coefficient de Gini ne s'applique qu'aux revenus de marché

Les données du tableau 3 concernent strictement l'effet estimé d'une hausse du salaire minimum de 10 % sur les taux de pauvreté, à partir des résultats de l'application des MCG au modèle décentralisé pour différents groupes et sous-groupes de la population. Dans l'équation estimée par les MCG pour l'ensemble des unités familiales, nous trouvons qu'une hausse de 10 % du salaire minimum au-dessus ou en sus du coût de la vie contribuerait à faire augmenter les taux de pauvreté de 0,5 point de pourcentage.

Tableau 3
Effet d'une hausse de 10 % du salaire minimum réel sur les taux de pauvreté
(en points de pourcentage)

Groupes	MCG (décentralisé)
1. Toutes les unités familiales	+0,5
1.1. Familles économiques	+0,3
1.2. Personnes seules	+1,2
2. Toutes les personnes	+0,2
2.1. Hommes	+0,2 n. s.***
2.2. Femmes	+0,1 n. s
3. Familles biparentales	-0
4. Familles monoparentales (8 provinces)	-1,8
5. Femmes, personnes seules, ayant un revenu d'emploi	-0,9
6. Enfants (moins de 18 ans)	0
7. Écart de revenu	
7.1. Familles	-1,50 \$ n. s.
7.2. Personnes seules	+350

Source : Estimations présentées au tableau 1.

*** n. s. = non significatif.

Néanmoins, nos résultats d'estimation nous permettent également de conclure que les hausses du salaire minimum aident certaines catégories de la population. Dans le cas des familles monoparentales par exemple, nous avons constaté que la même augmentation de 10 % du salaire minimum contribue à réduire la pauvreté de 1,8 point de pourcentage (ligne 4.) parmi ce groupe.

et exclut les revenus de transferts. C'est pourquoi il capte l'évolution des inégalités de marché sur la pauvreté, tandis que, distinctement, le coefficient de la variable de transferts capte les effets des paiements de transferts. Un problème de simultanéité peut toutefois se produire entre transferts et pauvreté. En effet, plus la pauvreté est élevée, plus l'enveloppe des prestations croît et, par conséquent, plus grandes sont les prestations par famille. Le coefficient de la variable de transferts peut donc être sous-évalué. Enlever cette variable aurait cependant conduit à un biais plus grand, puisque nous aurions omis une variable potentiellement importante de réduction de la pauvreté.

15. Des résultats tout à fait semblables sont obtenus pour le Québec, mais nous ne disposons que de 30 observations les concernant. Dans une équation identique où le taux de pauvreté pour les familles économiques est régressé sur les mêmes variables, le coefficient de la variable Ln Smin est de 1,07 et il n'est pas significatif sur le plan statistique (5 %). Ces résultats sont disponibles sur demande.

Ce résultat se vérifie aussi en ce qui concerne les femmes seules ayant un revenu d'emploi (ligne 5.), quoique l'effet soit plus petit (-0,9 point de pourcentage). Le portrait n'est pas exhaustif, mais il signale les gains et les pertes pour les uns et les autres.

Par ailleurs, nous avons cherché à vérifier si le salaire minimum pouvait soulager la pauvreté en réduisant l'écart entre le revenu des familles à faible revenu et les seuils de faible revenu établis par Statistique Canada. Les résultats montrent que ce pourrait être le cas pour l'ensemble des familles, mais que la réduction de l'écart est infime, soit 1,50 \$ sur une base annuelle (ligne 7.1.). La même hausse de 10 % du salaire minimum aurait toutefois pour effet de creuser l'écart à 350 \$, sur une base annuelle, pour les personnes seules (ligne 7.2.).

D'autres estimations ont été effectuées en vue de tester si le salaire minimum aggravait la pauvreté en ce qui a trait aux enfants. Cette hypothèse est rejetée (ligne 6.). Nous voulions aussi savoir si des différences étaient observables entre les hommes et les femmes. En fait, le coefficient (positif) est deux fois plus élevé chez les premiers que chez les secondes, mais il n'est jamais significativement différent de 0 dans les deux cas (lignes 2.1. et 2.2.).

Conclusion

Au total, nous concluons de ces observations que le salaire minimum ne contribue pas à réduire la pauvreté dans l'ensemble des familles et dans la population en général. Cela peut s'avérer compréhensible parce que la plupart des personnes et des familles qui souffrent de la pauvreté sont sans emploi, qu'une portion significative des personnes au salaire minimum ne fait pas partie des familles à faible revenu et qu'une hausse du salaire minimum peut conduire à une baisse des heures travaillées ou à des pertes d'emploi pour certaines catégories de main-d'œuvre. Cela dit, certains sous-groupes de la population peuvent bénéficier des hausses du salaire minimum.

Bibliographie

Addison, J. T., & Blacburn, M. L. (1999, avril). Minimum Wages and Poverty. *Industrial and Labor Relations Review*, 52(3), 393-409.

Au Bas de L'Échelle (2006). *Le salaire minimum et la pauvreté et l'emploi : des arguments en faveur d'une hausse substantielle du salaire minimum*. Montréal.

Blank, R., & Card, D. (1993). Poverty, Income Distribution and Growth : Are They Still Connected? *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 285-339.

Burkhauser, R. V., & Sabia, J. J. (1997, avril). The Effectiveness of Minimum-Wage Increases in Reducing Poverty : Past, Present, and Future. *Contemporary Economic Policy*, 25(2), 262-281.

Card, D., & Krueger, A. (1995). *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.

Cousineau, J.M. (2009). *Les déterminants macroéconomiques de la pauvreté : une étude de l'incidence de la pauvreté au sein des familles québécoises sur la période 1976-2006*. Québec : Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion sociale. Repéré à <http://www.cepe.gouv.qc.ca/publications/cahiers.asp>.

Cousineau, J. M. (2009). *Comment mesure-t-on la pauvreté au Canada?* (Document CPP 2008-01). Québec : ASDEQ. Repéré à <http://www.asdeq.org/publications/lettres-economiques/liste.html>.

Freeman, R. B. (2001). The Rising Tide Lifts...? Chapitre 3 dans S. Danziger et R. Haveman (éds) *Understanding Poverty* (97 à 126). New York et Cambridge, MA : Russell Sage Foundation et Harvard University Press.

Golberg, M., & Green, D. (1999, septembre). *Raising the Floor, The Social and Economic Benefits of Minimum Wages in Canada*. Colombie-Britannique : Canadian Centre for Policy Alternatives.

Gundersen, C., & Ziliak, J. P. (2004). Poverty and Macroeconomic Performance across Space, Race, and Family Structure. *Demography*, 41(51), 2004, 61-86.

Iceland, J., Kenworthy, L., & Scopilliti, M. (2005, mai). *Macroeconomic Performance and Poverty in the 1980s and 1990s: A State-Level Analysis* (Document n° 1299-05). Maddison : University of Wisconsin, Institute for Research on Poverty.

Morissette, R., Myles, J., & Picot, G. (2003, janvier). *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* (Document de recherche n° 172). Ottawa : Statistique Canada.

Neumark, D., & Washer, W. (1992, avril). Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws. *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1), 55-81.

Neumark, D., & Washer, W. (1992, juillet). Do Minimum Wages Fight Poverty? *Economic Inquiry*, 40(3), 315-333.

OCDE (1998, juin). *Perspectives de l'emploi*. Paris : OCDE.

Perron, P., & Vaillancourt, F. (1988, février). *The Evolution of Poverty in Canada, 1970-1985* (Document n° 343). Ottawa : Conseil économique du Canada.

Ressources humaines et Développement des compétences Canada (2008). *Taux horaires minimums pour les travailleurs adultes*. Ottawa. Repéré à www.labour.gc.ca.

Sabia, J. J., & Burkhauser, R. V. (2008, septembre) *Minimum Wages and Poverty : Will the Obama Proposal Help the Working Poor?* Washington, D.C.: Employment Policies Institute.

Statistique Canada (2008, juin). *Les seuils de faible revenu de 2007 et les mesures de faible revenu de 2006*. Ottawa.

Vedder, R.K., & L.E. Gallaway. (2001, juin). *Does the Minimum Wage Reduce Poverty?* Washington, D.C. : Employment Policies Institute.

Zyblock, M., & Lin, Z. (1997, décembre). *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* (Document de recherche n° 110). Ottawa : Statistique Canada.