

Salaire minimum, emploi et salaires: Le cas québécois

Annabelle Fournier¹

Note de recherche
Research note
2026-01

Février 2026 / February 2026

¹ Chaire en macroéconomie et prévisions, Université du Québec à Montréal

CHAIRE en macroéconomie et prévisions **ESG** UQÀM

La Chaire en macroéconomie et prévisions est fière de s'appuyer sur un partenariat avec les organisations suivantes:



Les opinions et analyses contenues dans les cahiers de recherche de la Chaire ne peuvent en aucun cas être attribuées aux partenaires ni à la Chaire elle-même et elles n'engagent que leurs auteurs.

Opinions and analyses contained in the Chair's working papers cannot be attributed to the Chair or its partners and are the sole responsibility of the authors.

Salaire minimum, emploi et salaires: Le cas québécois

Annabelle Fournier

*Chaire en macroéconomie et prévisions,
Université du Québec à Montréal*

Février 2026

Introduction

Les effets du salaire minimum sur le marché du travail alimentent, depuis plus de trente ans, un débat particulièrement vigoureux dans la littérature économique. Le consensus initial, établi par [Brown et collab. \(1982\)](#), avançait qu’une hausse du salaire minimum réduisait l’emploi des adolescents, avec une élasticité comprise entre $-0,1$ et $-0,3$. Ce point de vue a toutefois été remis en question par l’émergence du *new minimum wage research* au début des années 1990, en réponse à l’utilisation croissante de cette politique au niveau des États américains.¹ Depuis, aucun consensus n’a été atteint, pas même quant au signe de l’effet : certaines études concluent à des impacts négatifs, d’autres positifs, d’autres encore à une absence d’effet significatif. Le débat est si foisonnant que la littérature regorge à la fois de synthèses ([Brown et collab., 1982](#); [Brown, 1999](#); [Neumark et Wascher, 2006, 2008](#); [Neumark et collab., 2014](#); [Allegretto et collab., 2017](#); [Neumark et Wascher, 2017](#); [Dube, 2019](#); [Neumark et Shirley, 2022](#)) et de méta-analyses, tant aux États-Unis ([Doucouliagos et Stanley, 2009](#); [Shirley, 2017](#); [Belman et Wolfson, 2014](#); [Wolfson et Belman, 2019](#)) qu’au Canada ([Campolieti, 2020](#)).

Au-delà des États-Unis, le Canada a aussi fait l’objet de nombreuses études. Celles-ci se sont généralement concentrées sur les groupes les plus exposés aux hausses du salaire minimum, soit les adolescents, les jeunes adultes et, dans certains cas, le secteur de la restauration. Pour les adolescents, [Campolieti et collab. \(2006\)](#) et [Sen et collab. \(2011\)](#) estiment des élasticités moyennes de $-0,46$ pour les périodes 1981-1997 et 1981-2004, respectivement. En prolongeant l’échantillon

1. Ce courant est généralement associé aux travaux pionniers de [Card et Krueger \(1994\)](#), qui ont stimulé une nouvelle vague de recherches empiriques.

jusqu'en 2011, [Rybczynski et Sen \(2018\)](#) obtiennent une élasticité plus faible, se situant entre -0,09 et -0,32. Cette atténuation est attribuée à des hausses plus fréquentes et prévisibles du salaire minimum, à la diminution de la proportion d'emplois rémunérés au salaire minimum et à un environnement macroéconomique plus stable ([Campolieti et collab., 2014](#)). Enfin, la méta-analyse de l'ensemble des estimations canadiennes réalisée par [Campolieti \(2020\)](#) conclut à une élasticité d'environ -0,27 pour les adolescents, -0,19 pour les jeunes travailleurs (incluant les adolescents) et -0,13 pour l'ensemble des résultats, une moyenne toutefois influencée par la forte représentation des adolescents dans l'échantillon.

Bien que le Canada ait fait l'objet de nombreuses études au niveau national, peu se concentrent sur la dimension provinciale. Une exception notable est l'étude de [Fossati et Marchand \(2024\)](#), qui examine la forte hausse du salaire minimum en Alberta entre 2015 et 2018 (de 10,20\$ à 15\$). Les auteurs y identifient des pertes d'emplois concentrées chez les jeunes et dans les régions non urbaines, avec des élasticités comprises entre -0,10 et -0,15.

Au Québec, les hausses du salaire minimum sont introduites de manière annuelle et graduelle, ce qui limite l'ampleur des chocs et soulève deux questions : cette politique a-t-elle un effet mesurable sur l'emploi et les salaires, et, si oui, ces effets varient-ils selon les caractéristiques démographiques des travailleurs ? Ce rapport propose de répondre à ces questions en estimant, pour la période 2006–2025, l'élasticité de l'emploi et du salaire moyen par rapport au salaire minimum pour six sous-populations définies par le genre (hommes ou femmes) et le groupe d'âge (15 à 19, 20 à 24, 25 à 54 ans).

Le rapport est structuré comme suit : la section (1) présente les sources de données utilisées. La section (2) détaille l'évolution du salaire minimum au Québec, ainsi que la structure de l'emploi rémunéré à ce niveau. La section (3) présente le cadre d'analyse, et finalement, la section (4) présente les résultats et les analyses de robustesse.

1 Données

Nous utilisons principalement les données provenant des collections de fichiers de microdonnées à grande diffusion de l'Enquête sur la population active (EPA) produites par Statistique Canada. L'EPA est une enquête mensuelle qui recueille des informations détaillées sur le marché du travail aux échelles nationale, provinciale et régionale. À partir de ces microdonnées, nous construisons des séries trimestrielles par groupe démographique, définies par l'âge (15 à 19 ans, 20 à 24 ans et 25 à 54 ans) et le genre (homme ou femme), pour plusieurs variables ayant trait au marché du travail sur la période 2006-2025. Ces séries permettent d'estimer l'élasticité de l'emploi

et du salaire moyen par groupe démographique.

Dans l'EPA, le salaire horaire inclut les traitements, y compris les pourboires, les commissions et les primes. Cette définition peut sous-estimer le nombre de travailleurs rémunérés au salaire minimum dans des secteurs comme la restauration (pourboires) et la vente de détail ou de gros (commissions). Cette limite affecte le portrait descriptif des travailleurs au salaire minimum ; elle n'a pas d'incidence directe sur les estimations d'élasticités du salaire minimum présentées dans ce rapport, qui reposent sur les variations temporelles de l'emploi agrégé.

Les séries sur le salaire minimum provincial proviennent de la Banque de données sur les salaires minimums d'Emploi et Développement social Canada. Cette base de données répertorie les modifications apportées aux salaires minimums des provinces, ainsi que leur date d'entrée en vigueur. Nous transformons ces données en série mensuelle, et prenons la moyenne trimestrielle pour obtenir les séries du salaire minimum québécois à fréquence trimestrielle.

Enfin, nous utilisons plusieurs indicateurs macroéconomiques comme variables de contrôle. Le tableau 1 présente la liste complète des séries et leurs sources.

TABLEAU 1 – Sources des données

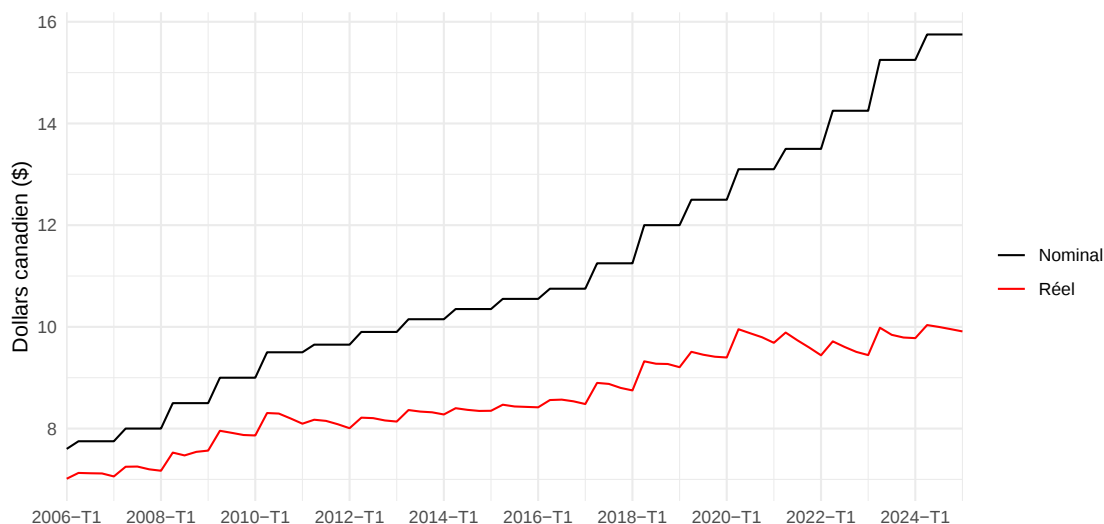
Données	Source
<i>Par groupe démographique</i> : Emploi, population, salaire horaire moyen, nombre de travailleurs gagnant le salaire minimum et autres tranches salariales, nombre de personnes ayant atteint un niveau d'étude supérieure au secondaire	Collections de fichiers de micro-données à grande diffusion, EPA
Taux de chômage des hommes de 25 à 54 ans	Statistique Canada, v2063904
Taux d'activité de l'ensemble de la population active	Statistique Canada, v2063904
IPC (ensemble)	Statistique Canada, v41691783
PIB réel trimestriel québécois	Fortin-Gagnon et collab. (2022)
Mesure d'incertitude macroéconomique du Québec, horizon d'un trimestre	Moran et collab. (2022)
Indicateur salaires-composite réel du Québec	Couture et Stevanovic (2023)

Toutes les séries utilisées sont désaisonnalisées lorsque pertinent à l'aide de la méthode X13-ARIMA-SEATS. Les variables nominales sont déflatées par l'IPC (ensemble) pour obtenir les mesures réelles, employées dans les régressions.

2 Le salaire minimum au Québec

Depuis 2002, le gouvernement du Québec procède à une révision annuelle du salaire minimum selon quatre axes principaux : le pouvoir d'achat, la compétitivité des entreprises, le niveau d'emploi et l'incitation au travail. En 2008, ces critères ont été élargis afin d'y intégrer explicitement la lutte contre la pauvreté et les faibles revenus. Ensemble, ils constituent le cadre de référence utilisé pour évaluer la pertinence et l'ampleur des ajustements du salaire minimum. À partir de 2017, le gouvernement s'est également fixé pour objectif d'augmenter graduellement le ratio entre le salaire minimum et le salaire horaire moyen, afin d'atteindre un seuil de 0,5 en 2021. Chaque révision annuelle s'appuie sur les recommandations d'un comité interministériel, ainsi que sur les contributions de diverses parties prenantes.

FIGURE 1 – Évolution du salaire minimum au Québec

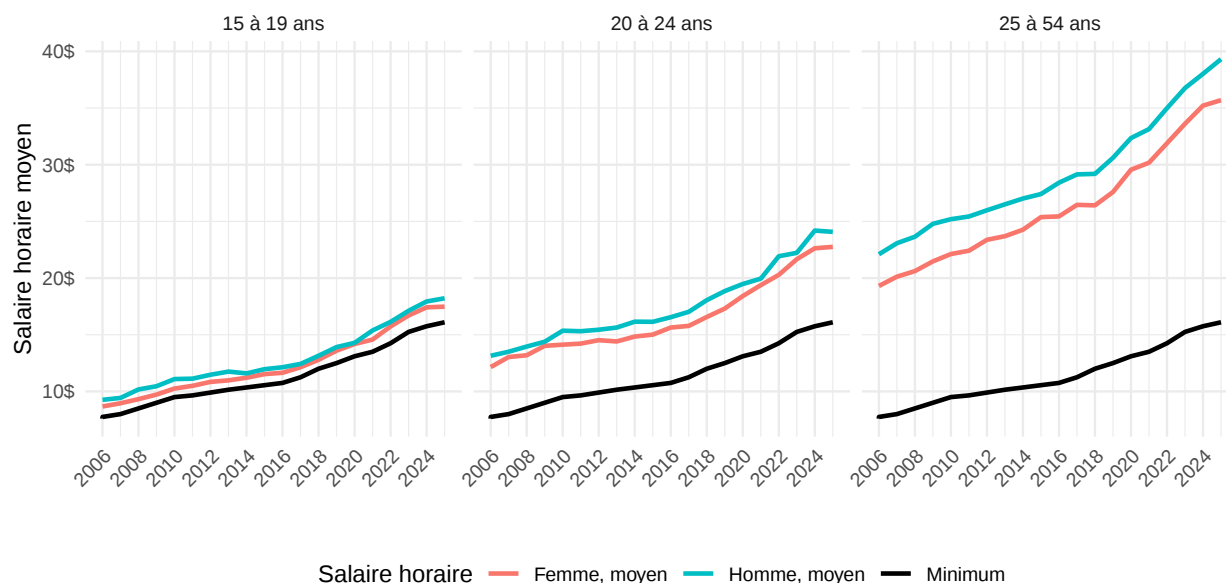


L'échantillon étudié (2006 :T1–2025 :T1) compte 19 hausses distinctes du salaire minimum. L'augmentation annuelle moyenne s'établit à 0,45\$, avec une amplitude allant de 0,15\$ à 1\$. Le salaire minimum nominal passe ainsi d'un minimum de 7,60\$ au premier trimestre 2006 à 15,75\$ au premier trimestre 2025. La figure 1 illustre cette trajectoire nominale ainsi que son évolution en termes réels. Les hausses du salaire nominal s'intensifient à partir de 2017, en cohérence avec la cible de ratio de 0,5. L'écart entre le salaire nominal et le salaire réel, relativement stable jusqu'en 2011, s'accroît ensuite, notamment entre 2011 et 2020, puis plus encore avec l'épisode inflationniste de 2022-2023. Ainsi, malgré une progression continue en dollars courants, le salaire minimum réel stagne entre 2020 et 2025.

2.1 Portrait des travailleurs au salaire minimum

Avant d'estimer les élasticités, il est utile de dresser un portrait de la structure salariale et démographique de la main-d'œuvre québécoise.

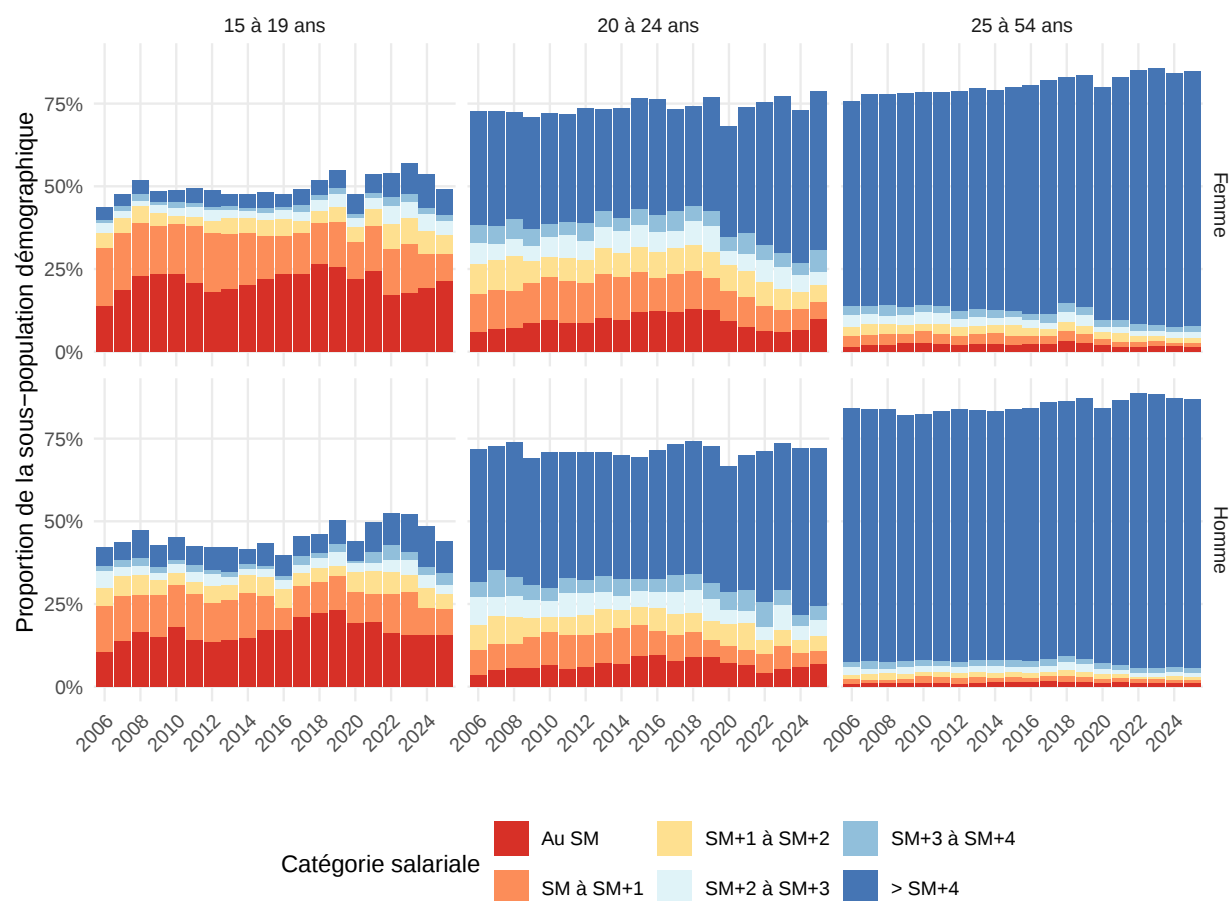
FIGURE 2 – Évolution du salaire nominal moyen et minimum, par groupe démographique



La figure 2 compare l'évolution du salaire moyen des hommes et des femmes par groupe d'âge, à celle du salaire minimum. Le salaire moyen des femmes demeure systématiquement inférieur à celui des hommes, quel que soit l'âge. Chez les 15 à 19 ans, il suit de très près le salaire minimum, ce qui traduit une forte dépendance de ce groupe à l'évolution du salaire minimum. Chez les travailleurs plus âgés, l'écart est plus marqué, mais les trajectoires demeurent similaires.

La figure 3 présente, pour chaque groupe démographique, la distribution des personnes en emploi au sein de ce groupe selon leur position salariale relative au salaire minimum. Chaque barre correspond à la proportion de personnes en emploi dans un groupe démographique donné. À l'intérieur de chaque barre, la décomposition illustre la répartition des travailleurs en emploi dans le groupe entre différentes catégories salariales définies par des intervalles d'un dollar autour du salaire minimum. La catégorie « Au SM » regroupe les travailleurs rémunérés au salaire minimum ou en dessous. La catégorie « SM à SM + 1 » correspond aux personnes gagnant strictement plus que le salaire minimum, mais au plus 1\$ au-dessus. Les catégories subséquentes (« SM + 1 à SM + 2 », « SM + 2 à SM + 3 », « SM + 3 à SM + 4 ») suivent la même logique par tranches successives

FIGURE 3 – Distribution salariale de la population, par groupe démographique

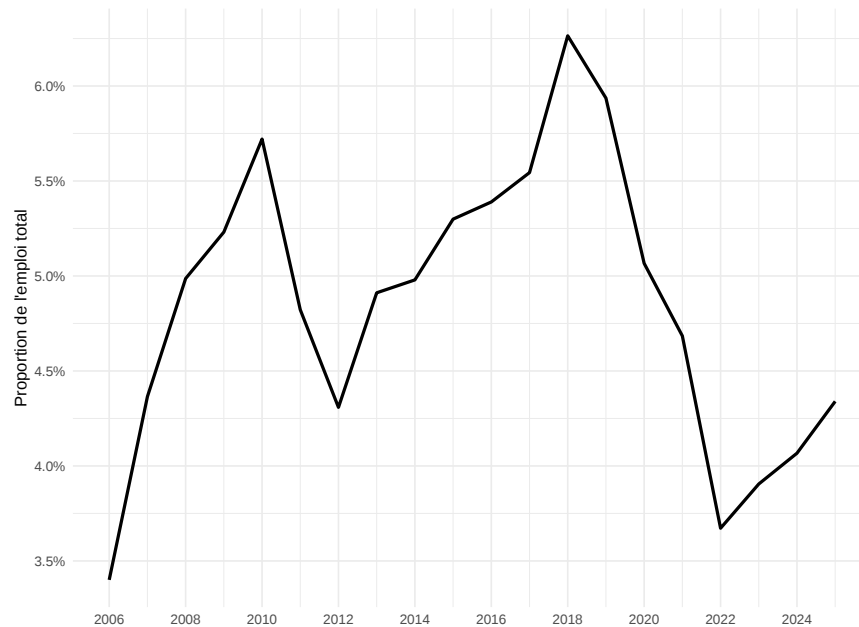


d'un dollar. Enfin, la catégorie « > SM + 4 » rassemble l'ensemble des travailleurs dont le salaire dépasse le salaire minimum de plus de 4\$.

La probabilité de travailler au salaire minimum diminue nettement avec l'âge : les jeunes de 15 à 19 ans, puis ceux de 20 à 24 ans, sont les plus exposés, tandis que la part des travailleurs au salaire minimum devient marginale chez les 25 à 54 ans. L'année 2020, marquée par la crise sanitaire COVID, marque une rupture importante : la proportion de jeunes rémunérés au salaire minimum diminue en parallèle avec la baisse de l'emploi. Contrairement au taux d'emploi, elle ne retrouve pas immédiatement son niveau prépandémique. Les jeunes qui ont occupé un emploi les années suivantes semblent avoir bénéficié d'une progression salariale, en particulier dans la catégorie des salaires supérieurs de plus de 4\$ au-dessus du salaire minimum, une dynamique plus marquée chez les hommes que chez les femmes de 15 à 19 ans. Cette évolution est cohérente

avec la situation de tension importante sur le marché du travail, où la reprise post-COVID a été accompagnée d'une pénurie de main-d'œuvre se traduisant par une rémunération plus élevée que le minimum légal pour les jeunes travailleurs. Concrètement, la part des emplois rémunérés au salaire minimum (barre rouge) diminue dès 2020 chez les hommes et reste stable par la suite, tandis qu'elle s'accroît légèrement chez les femmes.

FIGURE 4 – Part de l'emploi rémunéré au salaire minimum dans l'emploi total

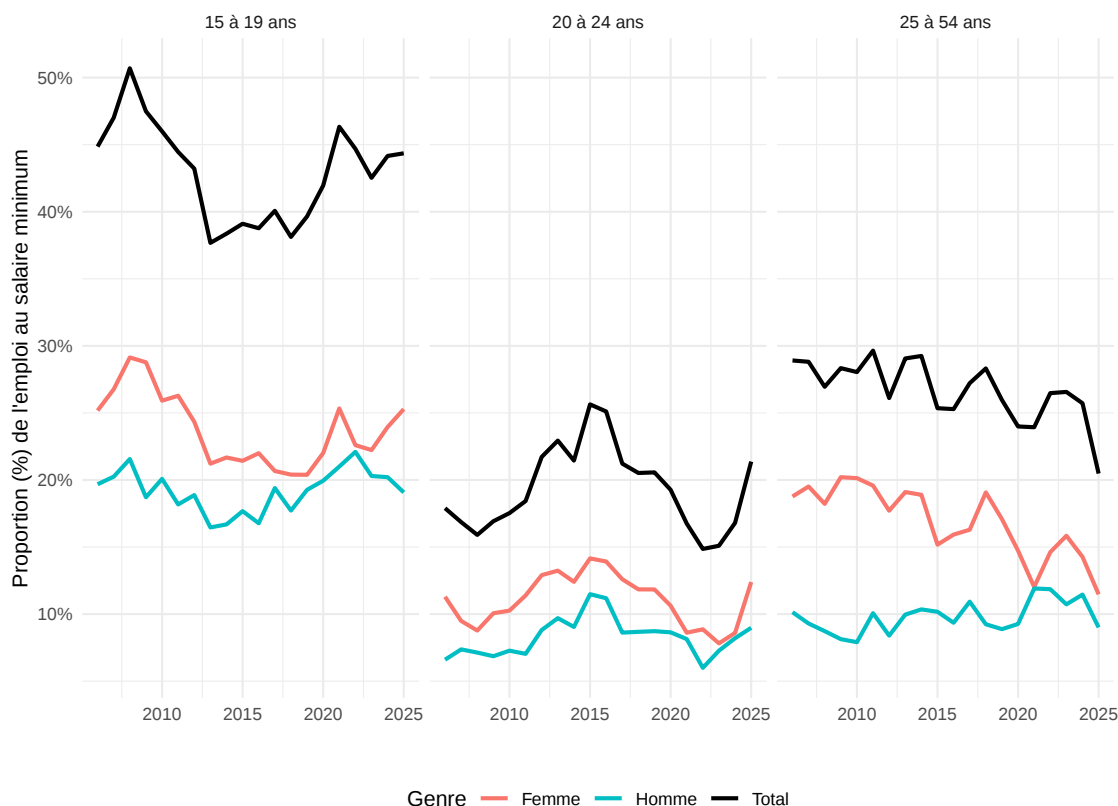


La figure 4 montre la part de l'emploi rémunéré au salaire minimum dans l'emploi total. Bien que fluctuante, cette part demeure faible dans l'ensemble : elle varie entre un peu moins de 3,50% en 2006 et un sommet d'environ 6,25% en 2018. Depuis ce pic, la proportion tend à diminuer jusqu'en 2022, avant de repartir légèrement à la hausse.

Enfin, la figure 5 détaille la composition démographique de l'emploi rémunéré au salaire minimum. Les femmes représentent systématiquement une plus grande part de cet emploi que les hommes, toutes catégories d'âge confondues. Ces écarts entre les genres sont particulièrement marqués chez les 15 à 19 ans et les 25 à 54 ans. Par ailleurs, les jeunes de 15 à 19 ans constituent le groupe le plus représenté, atteignant plus de 50% des travailleurs au salaire minimum en 2008. Les 20 à 24 ans ne forment pas une part plus importante que les 25 à 54 ans : jusqu'à la fin de l'échantillon, ce sont même ces derniers qui dominent légèrement, avant que les deux groupes se rejoignent.

En résumé, les jeunes (surtout 15 à 19 ans, puis 20 à 24 ans) sont les plus susceptibles de

FIGURE 5 – Composition démographique de l’emploi rémunéré au salaire minimum



travailler au salaire minimum. Les femmes, tous âges confondus, représentent une plus grande part que les hommes dans l’emploi rémunéré au salaire minimum. Si la probabilité d’occuper un emploi rémunéré au salaire minimum chute rapidement après 25 ans, cette tranche d’âge représente néanmoins une part comparable à celle des 20 à 24 ans dans l’emploi rémunéré au minimum. Rapportée à l’emploi total, cette catégorie d’emploi demeure modeste, avec une moyenne d’environ 4,8% sur l’ensemble de la période.

Ces différences de structure salariale et démographique suggèrent que l’effet d’une hausse du salaire minimum peut varier substantiellement selon l’âge et le genre. C’est précisément pour quantifier ces hétérogénéités que nous estimons, dans la section suivante, l’élasticité de l’emploi et du salaire moyen par rapport au salaire minimum, ainsi que leur ratio, afin d’analyser la répartition des impacts entre les différents segments de la main-d’œuvre québécoise.

3 Stratégie d'identification

Notre objectif est d'estimer, pour le Québec et différents groupes démographiques, l'élasticité de l'emploi et du salaire moyen par rapport au salaire minimum. Ces estimations permettent de calculer l'élasticité du salaire spécifique (le ratio des deux élasticités), afin de faciliter la comparaison des effets entre les groupes démographiques, suivant [Dube \(2019\)](#).

La littérature empirique sur l'impact du salaire minimum emploie souvent des modèles à effets fixes bidirectionnels (TWFE) et de différence-en-différence (DID). Ces méthodes ne sont toutefois pas adaptées à notre contexte. Un TWFE nécessite une variation dans le traitement dans le temps, mais également entre les unités. Dans notre cas, le salaire minimum évolue uniquement dans le temps et de façon uniforme pour tous les groupes démographiques. Un effet fixe temporel absorberait entièrement cette variation, entraînant une colinéarité parfaite empêchant l'identification de l'effet de la politique. Sans cet effet fixe temporel, l'effet fixe sur le groupe démographique ne sera pas en mesure de dissocier l'effet spécifique du salaire minimum de l'effet des chocs communs à tous les groupes (par exemple, une récession) qui ne sont pas captés par nos variables de contrôles. Quant à l'approche DID, elle repose sur l'existence d'un groupe de contrôle crédible partageant une tendance parallèle avec le groupe traité avant l'intervention. Cette condition n'est pas remplie ici, puisque tous les groupes démographiques sont exposés simultanément à la même variation du salaire minimum.

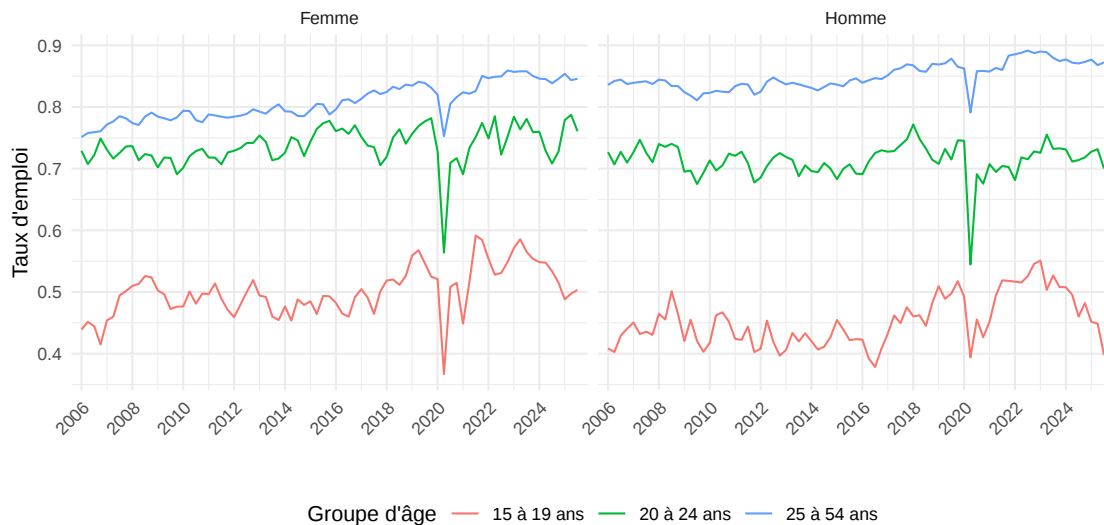
Étant donné ces limitations, nous adoptons plutôt une approche en série temporelle, exploitant les variations de l'emploi et du salaire moyen. La spécification de référence que nous adoptons prend la forme d'une régression log-log afin d'obtenir directement les élasticités de $y_{i,t}$ par rapport au salaire minimum, et s'écrit :

$$\ln y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \ln X_t + \rho_i \ln y_{i,t-1} + \gamma_i Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

où $y_{i,t}$ représente la variable dépendante (taux d'emploi ou salaire moyen réel) du groupe démographique i au temps t , X_t est le salaire minimum réel, et $Z_{i,t}$ est un vecteur de variables de contrôle variant dans le temps, dont certaines sont propres aux groupes démographiques, et dont le but est de capturer les chocs macroéconomiques et l'état du marché du travail pouvant biaiser l'estimation de l'impact du salaire minimum sur nos variables d'intérêts. Pour les deux élasticités, nous incluons également le premier retard du taux d'emploi (ou salaire réel moyen) afin de capter la dynamique propre à chaque groupe et d'éviter les biais liés à la persistance temporelle de ces deux séries.

Les variables de contrôle diffèrent selon la variable dépendante. Pour l'emploi, nous incluons

FIGURE 6 – Taux d’emploi par groupes démographiques



le taux de croissance du PIB réel et la mesure d’incertitude macroéconomique provinciale (horizon d’un trimestre, [Moran et collab. \(2022\)](#)), toutes deux visant à contrôler l’état du cycle macroéconomique. Cette mesure d’incertitude, négativement corrélée avec le cycle économique, réagit autant aux grandes récessions (2008, 2020) qu’à des chocs plus modérés (ex. prix du pétrole en 2015). Pour caractériser l’état du marché du travail, nous ajoutons le taux de chômage des hommes de 25 à 54 ans et le taux d’activité sur l’ensemble du marché du travail. Nous n’incluons pas le salaire moyen, fortement colinéaire avec le salaire minimum, mais utilisons l’indicateur salaires-composite réel provincial ([Couture et Stevanovic, 2023](#)) comme proxy des pressions salariales.²

Pour l’élasticité du salaire moyen, nous conservons le PIB réel, l’incertitude macroéconomique et le taux de chômage des hommes de 25–54 ans, et ajoutons la proportion du groupe ayant atteint un niveau d’études postsecondaires.

Cette stratégie d’identification constitue le cadre retenu pour mesurer l’effet du salaire minimum sur le marché du travail québécois. Les résultats empiriques sont présentés à la section suivante, et leur robustesse est évaluée au moyen de spécifications complémentaires et d’une réplique du modèle TWFE sur l’ensemble des provinces de [Rybczynski et Sen \(2018\)](#) (voir l’[Annexe A](#)).

2. Rappelons que le salaire moyen et le salaire minimum suivent une trajectoire très similaire pour tout nos groupes démographiques. Ceci introduit une forte colinéarité dans le modèle qui se traduit en une instabilité des coefficients estimés sur ces deux variables.

4 Résultats

4.1 Élasticité de l'emploi

L'équation 1 est estimée pour chaque groupe démographique i , défini par le genre et la tranche d'âge. Le tableau 2 présente les résultats MCO des élasticités de l'emploi au salaire minimum pour les jeunes de 15 à 19 ans. La spécification *naïve* ne comprend que le logarithme du salaire minimum réel et le premier retard du taux d'emploi, tandis que la spécification *référence* ajoute les variables macroéconomiques et de marché du travail. Les erreurs types corrigées à la Newey-West, rapportées à la troisième ligne, tiennent compte d'une hétéroscédasticité inconnue et d'une autocorrélation d'ordre faible. Enfin, les valeurs p des tests de Breusch-Pagan (BP) et de Ljung-Box (LB) figurant au bas du tableau testent respectivement l'hypothèse d'homoscédasticité et d'absence d'autocorrélation dans les résidus.

Les résultats pour les 15 à 19 ans indiquent des élasticités positives et significatives dans la spécification *naïve*, ce qui contraste avec la littérature canadienne, qui met généralement en évidence des effets négatifs du salaire minimum sur l'emploi des jeunes. L'introduction des variables de contrôle modifie ce constat : l'élasticité des femmes demeure stable (de 0,178 à 0,189), alors que celle des hommes diminue (de 0,132 à 0,069) et perd sa significativité. Ces résultats suggèrent que les corrélations initiales pour ce dernier segment démographique reflétaient probablement des comouvements macroéconomiques plutôt qu'un effet direct du salaire minimum sur le taux d'emploi.

TABLEAU 2 – Élasticité de l’emploi au salaire minimum, 15 à 19 ans

	Hommes		Femmes	
	Naïve	Réf.	Naïve	Réf.
ln(Salaire minimum réel)	0,132*	0,069	0,178**	0,189**
	(0,076)	(0,094)	(0,083)	(0,086)
Erreurs types (correction NW)	(0,057)	(0,093)	(0,072)	(0,092)
Contrôles macro & marché du travail	N	O	N	O
N	76	76	76	76
R^2 ajusté	0,595	0,777	0,388	0,803
Valeur p BP	0,488	0,154	0,523	0,564
Valeur p LB	0,794	0,767	0,879	0,244

Les variables dépendantes correspondent au logarithme du taux d’emploi pour chaque groupe démographique. Les erreurs types sont supposées IID. Les colonnes *Naïve* présentent la spécification sans contrôles, tandis que les colonnes *Réf.* incluent des contrôles macroéconomiques et liés à l’état du marché du travail. Les variables de contrôle sont le taux de croissance trimestriel du PIB réel québécois, une mesure d’incertitude macroéconomique à un horizon trimestriel pour le Québec, le taux de participation global, le taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans et l’indicateur composite des salaires réels au Québec.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Ce constat diverge du consensus empirique établi par [Campolieti et collab. \(2006, 2014\)](#); [Rybczynski et Sen \(2018\)](#); [Campolieti \(2020\)](#); [Fossati et Marchand \(2024\)](#), qui observent des élasticités négatives pour les adolescents canadiens, groupe le plus exposé à cette contrainte salariale. Dans notre cas, les estimations indiquent un effet positif pour les jeunes femmes et neutre pour les hommes.³ Une explication plausible tient au rythme plus graduel et prévisible des hausses du salaire minimum au Québec, qui atténueraient les ajustements rapides de l’emploi.⁴

Le tableau 3 présente les résultats pour les 20 à 24 ans. Contrairement au groupe précédent, la spécification *naïve* ne révèle aucun effet significatif pour les deux genres. L’ajout des variables de contrôle modifie cependant le portrait : l’élasticité des hommes devient négative (-0,096, significative à 5%), alors que celle des femmes demeure positive (0,090, significative à 10%). Ces différences suggèrent que l’emploi des jeunes hommes est plus sensible aux hausses du salaire minimum que celui des jeunes femmes. Cette différence peut possiblement s’expliquer par une

3. Nous répliquons l’approche de [Rybczynski et Sen \(2018\)](#) sur notre échantillon (voir l’[Annexe A](#)), puis ajoutons un terme d’interaction entre les provinces et le salaire minimum réel, comme proposé par [Myatt et McDonald \(2010\)](#), afin d’isoler l’effet propre au Québec. Les résultats confirment qualitativement nos estimations principales.

4. À titre d’exemple, [Fossati et Marchand \(2024\)](#) analysent la hausse rapide du salaire minimum en Alberta (de 10,20\$ en 2015 à 15\$ en 2018), contrastant avec la trajectoire plus progressive observée au Québec (de 10,15\$ en 2013 à 15\$ en 2023). Ils trouvent une élasticité de l’emploi de -0,15 pour les 15 à 19 ans.

composition sectorielle différente de l'emploi.⁵ Il convient de souligner que l'élasticité demeure très modeste chez les femmes âgées de 20 à 24 ans, les résultats suggérant qu'une hausse du salaire minimum de 10% se traduirait par une hausse du taux d'emploi contemporain de 0,9%.

TABLEAU 3 – Élasticité de l'emploi au salaire minimum, 20 à 24 ans

	Hommes		Femmes	
	Naïve	Réf.	Naïve	Réf.
ln(Salaire minimum réel)	-0,025 (0,046)	-0,096** (0,047)	0,050 (0,047)	0,090* (0,053)
Erreurs types (correction NW)	(0,055)	(0,051)	(0,045)	(0,046)
Contrôles macro & marché du travail	N	O	N	O
N	76	76	76	76
R^2 ajusté	0,043	0,739	0,148	0,694
Valeur p BP	0,479	0,858	0,878	0,248
Valeur p LB	0,846	0,272	0,746	0,848

Les variables dépendantes correspondent au logarithme du taux d'emploi pour chaque groupe démographique. Les erreurs types sont supposées IID. Les colonnes *Naïve* présentent la spécification sans contrôles, tandis que les colonnes *Réf.* incluent des contrôles macroéconomiques et liés à l'état du marché du travail. Les variables de contrôle sont le taux de croissance trimestriel du PIB réel québécois, une mesure d'incertitude macroéconomique à un horizon trimestriel pour le Québec, le taux de participation global, le taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans et l'indicateur composite des salaires réels au Québec.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Enfin, le tableau 4 présente les estimations pour les 25–54 ans. Les coefficients sont tous positifs et significatifs, bien que de faible ampleur, à l'exception du modèle de référence pour les hommes, où l'élasticité devient nulle après l'ajout des contrôles. Ainsi, pour les travailleurs dans la force de l'âge, l'emploi réagit peu aux variations du salaire minimum, un résultat cohérent avec la faible exposition de ce groupe à cette contrainte salariale.

5. Les données de l'EPA (traitées par l'auteure) indiquent que, pour ce groupe d'âge, les hommes sont surreprésentés dans le secteur manufacturier et la construction, tandis que les femmes le sont surtout dans le secteur de la santé et l'enseignement. Les deux genres occupent une quantité d'emplois similaire dans le commerce, l'hébergement, la restauration et les services professionnels. Ces constats doivent être interprétés avec prudence, compte tenu du haut niveau de désagrégation et de la taille restreinte de l'échantillon de l'EPA.

TABLEAU 4 – Élasticité de l'emploi au salaire minimum, 25 à 54 ans

	Hommes		Femmes	
	Naïve	Réf.	Naïve	Réf.
ln(Salaire minimum réel)	0,059*** (0,022)	0,000 (0,012)	0,085*** (0,030)	0,070** (0,029)
Erreurs types (correction NW)	(0,021)	(0,014)	(0,014)	(0,034)
Contrôles macro & marché du travail	N	O	N	O
N	76	76	76	76
R^2 ajusté	0,675	0,956	0,833	0,952
Valeur p BP	0,755	0,362	0,526	0,439
Valeur p LB	0,468	0,462	0,437	0,022

Les variables dépendantes correspondent au logarithme du taux d'emploi pour chaque groupe démographique. Les erreurs types sont supposées IID. Les colonnes *Naïve* présentent la spécification sans contrôles, tandis que les colonnes *Réf.* incluent des contrôles macroéconomiques et liés à l'état du marché du travail. Les variables de contrôle sont le taux de croissance trimestriel du PIB réel québécois, une mesure d'incertitude macroéconomique à un horizon trimestriel pour le Québec, le taux de participation global, le taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans et l'indicateur composite des salaires réels au Québec.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Dans l'ensemble, les résultats montrent que les effets du salaire minimum sur l'emploi au Québec sont modestes et varient selon le groupe d'âge et le genre. Les adolescents (15 à 19 ans) présentent des élasticités positives de faible ampleur, malgré leur forte présence parmi les salariés au salaire minimum (environ 45%, voir figure 5). Les hommes de 20 à 24 ans sont le seul groupe affichant une élasticité négative, alors qu'ils représentent la part la plus faible d'emplois rémunérés au salaire minimum. Enfin, chez les 25 à 54 ans, l'effet estimé est nul pour les hommes après l'ajout des contrôles, alors qu'il demeure faiblement positif et de faible ampleur pour les femmes. Les tests de Breusch–Pagan et de Ljung–Box ne révèlent aucun problème d'hétéroscédasticité ni d'autocorrélation, à l'exception du modèle de référence pour les femmes de 25 à 54 ans, où l'hypothèse d'absence d'autocorrélation est rejetée au seuil de 5%. L'utilisation des erreurs types corrigées à la Newey–West ne modifie pas la significativité des coefficients estimés.

Certaines limites du modèle de référence doivent être prises en considération. D'une part, le taux d'emploi est une variable stationnaire en niveau, tandis que le salaire minimum réel présente une tendance de long terme. Cette différence d'ordre d'intégration peut engendrer un biais d'atténuation du coefficient associé au salaire minimum. D'autre part, certaines variables macroéconomiques incluses parmi les contrôles peuvent réagir simultanément aux fluctuations de l'emploi ou aux augmentations du salaire minimum, introduisant ainsi un biais de simultanéité. Dans ce

contexte, il peut être difficile de distinguer les effets propres du salaire minimum de ceux liés aux conditions macroéconomiques contemporaines.

Afin d'évaluer la robustesse de nos résultats face à ces deux sources potentielles de biais, nous estimons dans la section suivante deux variantes du modèle de base. La première corrige la non-stationnarité du salaire minimum en adoptant une spécification en différences logarithmiques, ce qui permet d'interpréter les coefficients comme des élasticités de court terme. La seconde cherche à atténuer le biais de simultanéité et l'éventuelle endogénéité des variables de contrôle en remplaçant celles-ci par leurs valeurs retardées et, dans un second temps, en instrumentant les variables de contrôles par leur valeurs retardées.

4.1.1 Robustesse

La première correction que nous appliquons consiste à stationnariser le logarithme du salaire minimum réel en prenant sa première différence. L'équation 1 devient alors :

$$\ln y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \Delta \ln X_t + \rho_i \ln y_{i,t-1} + \gamma Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (2)$$

Sous cette spécification, le coefficient associé à la différence du salaire minimum réel ne représente plus une élasticité de l'emploi en niveau, mais plutôt une élasticité de court terme vis-à-vis d'une variation trimestrielle du salaire minimum (c.-à-d. une accélération relative du salaire minimum réel). Même si l'interprétation économique diffère de celle du modèle en niveaux, cette spécification permet de vérifier si la non-stationnarité du salaire minimum réel pourrait entraîner un biais d'atténuation dans l'équation 1.

La seconde source potentielle de biais que nous explorons est la simultanéité entre les variables de contrôle macroéconomiques et de l'état du marché du travail. Pour ce faire, nous appliquons deux modifications. Dans un premier temps, nous remplaçons toutes les variables de contrôle contemporaines par leur premier retard, ce qui donne :

$$\ln y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \ln X_t + \rho_i \ln y_{i,t-1} + \gamma Z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}. \quad (3)$$

Cette spécification élimine la source de simultanéité potentielle, au prix d'écarter l'information contenue dans les variations contemporaines des contrôles macroéconomiques.

Nous estimons également un modèle de variables instrumentales (IV) dans lequel les variables

de contrôle contemporaines $Z_{i,t}$ sont instrumentées par leur premier retard $Z_{i,t-1}$.⁶ Cette approche conserve la structure contemporaine du modèle de base tout en imposant l'exogénéité des contrôles via leur composante prédictible issue du passé, ce qui permet d'examiner si la simultanéité des contrôles macroéconomiques influence nos estimations.

Le tableau 5 présente les résultats de l'estimation de l'équation 2 pour tous les groupes démographiques. Sous cette spécification, l'ensemble des coefficients associés à la première différence du salaire minimum réel ne sont pas significatifs. Ils partagent également tous le même signe que dans la spécification de référence, à l'exception des hommes âgés de 20 à 24 ans pour qui le coefficient devient exactement nul. Ces résultats suggèrent que les hausses du salaire minimum n'ont aucun effet immédiat sur le taux d'emploi pour tous les segments de travailleurs considérés.

TABLEAU 5 – Robustesse : Modèle en différence

	15-19		20-24		25-54	
	H	F	H	F	H	F
$\Delta \ln(\text{Salaire minimum réel})$	0,479	0,126	0,000	0,007	0,032	0,023
	(0,386)	(0,344)	(0,207)	(0,235)	(0,049)	(0,076)
Num,Obs,	76	76	76	76	76	76
R2 Adj,	0,781	0,723	0,956	0,790	0,681	0,948

Les colonnes « H » correspondent au panel des hommes et les colonnes « F » à celui des femmes. Les variables dépendantes sont le logarithme du taux d'emploi pour chaque groupe démographique. Les erreurs types sont supposées IID. Les variables de contrôle sont identiques à celles utilisées dans l'analyse principale.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Le tableau 6 présente les résultats de l'estimation de l'équation 3 et de l'estimation IV. Sous les deux spécifications, aucune des élasticités de l'emploi estimées n'est significative. Ce constat suggère que les effets identifiés à l'aide du modèle de référence sont probablement liés à des comouvements simultanés des variables macroéconomiques et du taux d'emploi, plutôt qu'une réaction propre de l'emploi aux hausses du salaire minimum.

6. Seul le premier retard du taux de croissance trimestriel du PIB réel est inclus comme variable exogène, puisqu'il s'agit d'un instrument faible pour sa valeur contemporaine.

TABLEAU 6 – Robustesse : Correction simultan  it  

	Hommes		Femmes	
	$L^1(\text{Ctrl})$	IV	$L^1(\text{Ctrl})$	IV
15 à 19 ans				
ln(Salaire minimum réel)	-0,070 (0,127)	-0,146 (0,263)	0,186 (0,163)	0,194 (0,228)
20 à 24 ans				
ln(Salaire minimum réel)	-0,055 (0,087)	-0,061 (0,069)	0,112 (0,088)	0,060 (0,109)
25 à 54 ans				
ln(Salaire minimum réel)	0,027 (0,030)	-0,011 (0,081)	0,029 (0,052)	-0,173 (0,435)
N	76	76	76	76

Les colonnes $L^1(\text{Ctrl})$ correspondent au modèle de l'équation 3. Les colonnes IV présentent plutôt la spécification où les contrôles contemporains sont instrumentés par leur premier retard, à l'exception du premier retard du taux de croissance du PIB, inclus de façon exogène.

$$^* p < 0.1, ^{**} p < 0.05, ^{***} p < 0.01$$

Nos trois spécifications alternatives ne mettent en évidence aucune élasticité statistiquement différente de zéro, quel que soit le groupe démographique. Si l'on interprète ces modèles comme décrivant la dynamique d'ajustement de court terme de l'emploi au salaire minimum, les résultats suggèrent que, sur notre période d'étude, les hausses du salaire minimum n'ont pas entraîné de variation notable de l'emploi agrégé pour aucun des groupes démographiques analysés.

4.2 Élasticité du salaire moyen

La section précédente montrait que les variations du salaire minimum réel n'exercent pas, d'effets importants sur le taux d'emploi au Québec, quel que soit le groupe démographique considéré. Toutefois, l'absence d'effet sur l'emploi ne signifie pas que le salaire minimum est sans incidence sur le marché du travail. Une hausse du salaire minimum peut se transmettre aux salaires via un effet de compression salariale, particulièrement dans les groupes démographiques où une large proportion des travailleurs gagnent un salaire proche du minimum. C'est notamment le cas des 15 à 19 ans et, dans une moindre mesure, des 20 à 24 ans.

Dans cette section, nous examinons dans quelle mesure les hausses du salaire minimum se répercutent sur les salaires moyens. Nous commençons par estimer la spécification de base de l'équation 1, en remplaçant $y_{i,t}$ par le logarithme du salaire réel moyen du groupe démographique i . Cette première étape fournit une élasticité de court terme du salaire moyen par rapport au salaire minimum.

Le tableau 7 présente les résultats pour les 15 à 19 ans. Comme attendu pour un groupe fortement exposé au salaire minimum, les coefficients estimés sont tous positifs et significatifs au seuil de 1%. Les élasticités sont aussi stables entre les spécifications. Chez les hommes, l'élasticité passe de 0,388 à 0,414 lors de l'ajout des variables de contrôle, et chez les femmes, de 0,325 à 0,364. Ces résultats indiquent que les hausses du salaire minimum se transmettent fortement et immédiatement aux salaires moyens des adolescents, et que cette relation n'est pas expliquée par les conditions macroéconomiques ou du marché du travail.

TABLEAU 7 – Élasticité du salaire moyen au salaire minimum, 15 à 19 ans

	Hommes		Femmes	
	Naïve	Réf.	Naïve	Réf.
ln(Salaire minimum réel)	0,388*** (0,078)	0,414*** (0,088)	0,325*** (0,079)	0,364*** (0,079)
Erreurs types (correction NW)	(0,075)	(0,083)	(0,072)	(0,068)
Contrôles macro & marché du travail	N	O	N	O
N	76	76	76	76
R^2 ajusté	0,953	0,952	0,985	0,986
Valeur p BP	0,384	0,217	0,830	0,763
Valeur p LB	0,428	0,769	0,214	0,251

Les variables dépendantes correspondent au logarithme du salaire moyen pour chaque groupe démographique. Les erreurs types sont supposées IID. Les colonnes *Naïve* présentent la spécification sans variable de contrôle, tandis que les colonnes *Réf.* incluent des contrôles macroéconomiques et liés à l'état du marché du travail. Les variables de contrôle sont le taux de croissance trimestriel du PIB réel québécois, une mesure d'incertitude macroéconomique pour le Québec, la proportion du groupe démographique ayant atteint un niveau de scolarité postsecondaire et le taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Les travailleurs âgés de 20 à 24 ans présentent également une élasticité positive et significative du salaire moyen au salaire minimum (tableau 8). Toutefois, la magnitude de l'effet est plus faible que pour les 15 à 19 ans. L'élasticité est de 0,280 pour les hommes et de 0,164 pour les femmes dans la spécification naïve, toutes deux significatives au seuil de 1%.

L'ajout des variables de contrôle affecte davantage les résultats pour les femmes, pour qui l'élasticité diminue à 0,107 et demeure significative seulement au seuil de 10%. Cette diminution suggère que, même si les jeunes femmes sont exposées aux hausses du salaire minimum, une partie de la variation de leur salaire moyen coïncide avec l'évolution générale des conditions macroéconomiques. Pour les hommes, ces mêmes variables de contrôles n'affectent pas fortement l'élasticité qui passe à 0,230 et demeure fortement significative.

TABLEAU 8 – Élasticité du salaire moyen au salaire minimum, 20 à 24 ans

	Hommes		Femmes	
	Naïve	Réf.	Naïve	Réf.
ln(Salaire minimum réel)	0,280*** (0,070)	0,230*** (0,077)	0,164*** (0,053)	0,107* (0,055)
Erreurs types (correction NW)	(0,064)	(0,075)	(0,059)	(0,054)
Contrôles macro & marché du travail	N	O	N	O
N	76	76	76	76
R^2 ajusté	0,896	0,904	0,924	0,935
Valeur p BP	0,009	0,153	0,642	0,806
Valeur p LB	0,068	0,030	0,044	0,264

Les variables dépendantes correspondent au logarithme du salaire moyen pour chaque groupe démographique. Les erreurs types sont supposées IID. Les colonnes *Naïve* présentent la spécification sans variable de contrôle, tandis que les colonnes *Réf.* incluent des contrôles macroéconomiques et liés à l'état du marché du travail. Les variables de contrôle sont le taux de croissance trimestriel du PIB réel québécois, une mesure d'incertitude macroéconomique pour le Québec, la proportion du groupe démographique ayant atteint un niveau de scolarité postsecondaire et le taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Le tableau 9 présente les résultats pour les 25 à 54 ans. Pour ce groupe, les coefficients sont positifs dans la spécification naïve, mais ils perdent leur significativité lorsque les variables de contrôle sont ajoutées. Cela indique que, chez les travailleurs plus âgés, les hausses du salaire minimum ne se traduisent pas par des ajustements salariaux significatifs, une fois pris en compte l'état général du marché du travail et du cycle économique. Ce résultat s'explique naturellement par la plus faible proportion de travailleurs rémunérés au salaire minimum dans cette catégorie d'âge, ce qui limite la portée directe des hausses du salaire minimum sur leur salaire moyen.

TABLEAU 9 – Élasticité du salaire moyen au salaire minimum, 25 à 54 ans

	Hommes		Femmes	
	Naïve	Réf.	Naïve	Réf.
ln(Salaire minimum réel)	0,122** (0,047)	0,022 (0,063)	0,172*** (0,054)	0,086 (0,053)
Erreurs types (correction NW)	(0,041)	(0,059)	(0,056)	(0,042)
Contrôles macro & marché du travail	N	O	N	O
N	76	76	76	76
R^2 ajusté	0,944	0,954	0,972	0,978
Valeur p BP	0,996	0,149	0,284	0,577
Valeur p LB	0,010	0,002	0,208	0,152

Les variables dépendantes correspondent au logarithme du salaire moyen pour chaque groupe démographique. Les erreurs types sont supposées IID. Les colonnes *Naïve* présentent la spécification sans variable de contrôle, tandis que les colonnes *Réf.* incluent des contrôles macroéconomiques et liés à l'état du marché du travail. Les variables de contrôle sont le taux de croissance trimestriel du PIB réel québécois, une mesure d'incertitude macroéconomique pour le Québec, la proportion du groupe démographique ayant atteint un niveau de scolarité postsecondaire et le taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Les tests de Breusch–Pagan et de Ljung–Box indiquent, pour certains panels, la présence d'hétéroscédasticité ou d'autocorrélation dans les résidus. L'utilisation d'erreurs types corrigées à la Newey-West modifie le niveau de significativité uniquement chez les 25 à 54 ans, pour la spécification naïve des hommes ($p < 0,01$) et pour la spécification de référence des femmes ($p < 0,05$).

Dans l'ensemble, la spécification de référence montre que l'élasticité du salaire moyen au salaire minimum décroît fortement avec l'âge. Chez les 15 à 19 ans, une hausse de 10% du salaire minimum entraîne une augmentation immédiate de 4,14% du salaire moyen chez les hommes et de 3,64% chez les femmes. L'effet est plus modeste pour les 20 à 24 ans, avec des augmentations respectives de 2,30 % et 1,07%. Enfin, pour les 25 à 54 ans, aucune élasticité significative n'est détectée, ce qui suggère que les hausses du salaire minimum n'affectent pas les salaires moyens des travailleurs plus âgés.

4.2.1 Robustesse

Avant de confirmer les élasticités issues de la spécification de référence à l'aide de spécifications alternatives, nous vérifions l'existence d'une relation de long terme entre le salaire minimum réel et le salaire moyen réel. La procédure d'Engle et Granger ([Engle et Granger, 1987](#)) indique que les deux séries sont cointégrées pour tous les groupes démographiques, ce qui suggère l'existence

d'un équilibre de long terme reliant leurs niveaux. Puisque cette relation n'est pas présente entre l'emploi et le salaire minimum, nous nous concentrons sur l'analyse des élasticités contemporaines du salaire moyen, tout en tirant parti de la cointégration pour définir des modèles alternatifs.

Nous estimons d'abord la spécification naïve et de référence en leur ajoutant le premier retard du salaire minimum, que nous notons respectivement $L^1 Naïve$ et $L^1 Ctrl$. Ces modèles permettent de déterminer si l'ajustement du salaire moyen est strictement contemporain ou s'il s'étale davantage dans le temps. Ensuite, nous estimons un modèle à correction d'erreur (*ECM*) qui exploite explicitement la relation d'équilibre de long terme :

$$\Delta \ln \bar{W}_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \Delta \ln W_t^{min} + \rho_i \Delta \ln \bar{W}_{i,t-1} + \gamma_i Z_{i,t} + \phi_i \hat{u}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

où β_i mesure l'élasticité contemporaine du salaire moyen par rapport à une variation du salaire minimum, ρ_i mesure la vitesse d'ajustement du salaire moyen vers l'équilibre, et où $\hat{u}_{i,t-1}$ est le vecteur de résidus de l'équation de long terme :

$$\ln \bar{W}_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \ln W_t^{min} + u_{i,t} \quad (5)$$

Cette séquence de modèles permet d'évaluer la dynamique d'ajustement du salaire moyen et de vérifier la robustesse de nos résultats à différentes représentations de la structure temporelle.

Le tableau 10 présente les résultats obtenus pour les 15 à 19 ans. On observe une remarquable stabilité des élasticités, qu'elles soient contemporaines ($\ln \text{Salaire minimum réel}$), cumulées ($\Sigma \ln \text{Salaire minimum réel}$) ou estimé en différence ($\Delta \ln \text{Salaire minimum réel}$). Les coefficients demeurent positifs, significatifs et de magnitude proche de ceux obtenus dans la spécification de référence.

TABLEAU 10 – Robustesse : élasticité du salaire moyen au salaire minimum, 15 à 19 ans

	Hommes			Femmes		
	L^1 Naïve	L^1 Ctrl	ECM	L^1 Naïve	L^1 Ctrl	ECM
$\ln(\text{Salaire minimum réel})$	0,388** (0,170)	0,351* (0,179)		0,401*** (0,116)	0,406*** (0,115)	
$\Sigma \ln(\text{Salaire minimum réel})$	0,388*** (0,083)	0,426*** (0,094)		0,293*** (0,087)	0,347*** (0,087)	
$\Delta \ln(\text{Salaire minimum réel})$			0,348* (0,180)			0,389*** (0,121)
ECT_{t-1}			-0,496*** (0,126)			-0,295*** (0,101)
Contrôles macro & marché du travail	N	O	O	N	O	O
N	76	76	75	76	76	75
R^2 ajusté	0,953	0,952	0,220	0,985	0,986	0,193
Valeur p BP	0,384	0,220	0,686	0,803	0,777	0,696
Valeur p LB	0,428	0,800	0,860	0,274	0,277	0,503

Les variables dépendantes correspondent au logarithme du salaire moyen pour chaque groupe démographique dans les spécifications L^1 Naïve et L^1 Ctrl, et la première différence du logarithme du salaire moyen pour la spécification ECM. L'erreur type associée à $\Sigma \ln(\text{Salaire minimum réel})$ est obtenue à l'aide de la méthode delta, tandis que la valeur p provient d'un test de Wald appliqué à la combinaison linéaire des coefficients. Les variables de contrôle sont identiques à celles de la spécification de référence.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Chez les hommes, les élasticités contemporaines se situent entre 0,351 et 0,388 (contre 0,414 dans la spécification de référence), et entre 0,389 et 0,406 chez les femmes (contre 0,364 dans le modèle de référence). Les élasticités cumulées sont également très proches des valeurs contemporaines, ce qui indique que l'essentiel de l'ajustement du salaire moyen se produit au moment même de la hausse du salaire minimum. Cette dynamique confirme que le salaire moyen des travailleurs adolescents réagit presque instantanément à une hausse du salaire minimum, ce qui est cohérent avec leur concentration au bas de la distribution salariale.

Le tableau 11 montre que les élasticités pour les hommes âgés de 20 à 24 ans restent cohérentes à travers les différentes spécifications. L'ajout du premier retard fait apparaître une élasticité contemporaine plus élevée (0,617 à 0,686), mais l'élasticité cumulée retourne à des valeurs très proches de celles obtenues dans la spécification de référence, soit environ 0,20. Cette dynamique reflète la composition salariale des 20 à 24 ans, où une part plus importante des travailleurs gagne un salaire supérieur au salaire minimum. Lors d'une hausse du salaire minimum, les travailleurs rémunérés au bas de la distribution réagissent immédiatement, ce qui produit un coefficient contemporain élevé, alors que les travailleurs légèrement au-dessus voient un ajustement plus graduel. Au total, l'effet combiné reste modéré et très proche de celui obtenu dans la spécification de référence, ce qui confirme la robustesse des résultats.

TABLEAU 11 – Robustesse : Élasticité du salaire moyen au salaire minimum, 20 à 24 ans

	Hommes			Femmes		
	L^1 Naïve	L^1 Ctrl	ECM	L^1 Naïve	L^1 Ctrl	ECM
$\ln(\text{Salaire minimum réel})$	0,686*** (0,207)	0,617*** (0,207)		0,448** (0,180)	0,258 (0,178)	
$\Sigma \ln(\text{Salaire minimum réel})$	0,265*** (0,069)	0,207*** (0,076)		0,146*** (0,054)	0,099* (0,056)	
$\Delta \ln(\text{Salaire minimum réel})$			0,624*** (0,204)			0,287 (0,179)
ECT_{t-1}			-0,575*** (0,118)			-0,206*** (0,077)
Contrôles macro & marché du travail	N	O	O	N	O	O
N	76	76	75	76	76	75
R^2 ajusté	0,901	0,908	0,303	0,925	0,935	0,233
Valeur p BP	0,001	0,022	0,503	0,643	0,843	0,939
Valeur p LB	0,039	0,026	0,518	0,098	0,343	0,294

Les variables dépendantes correspondent au logarithme du salaire moyen pour chaque groupe démographique dans les spécifications L^1 Naïve et L^1 Ctrl, et la première différence du logarithme du salaire moyen pour la spécification ECM. L'erreur type associée à $\Sigma \ln(\text{Salaire minimum réel})$ est obtenue à l'aide de la méthode delta, tandis que la valeur p provient d'un test de Wald appliqué à la combinaison linéaire des coefficients. Les variables de contrôle sont identiques à celles de la spécification de référence.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Chez les femmes du même groupe d'âge, les élasticités sont légèrement moins stables. Elles sont positives et significatives dans la spécification naïve, mais deviennent moins précises lorsque les contrôles sont ajoutés ou dans le modèle ECM, un résultat qui reflète ce qui avait été observé dans la spécification principale. Les élasticités cumulées demeurent toutefois positives et de faible ampleur, ce qui suggère que les hausses du salaire minimum ont un effet atténué et plus graduel sur le salaire moyen des femmes âgées de 20 à 24 ans.

Pour les travailleurs âgés de 25 à 54 ans (tableau 12), les élasticités contemporaines sont beaucoup moins stables. Elles perdent rapidement leur significativité lorsque des contrôles sont ajoutés, et deviennent parfois négatives dans les spécifications avec retard. Chez les hommes, les élasticités cumulées deviennent non significatives dans la version avec contrôles, et le modèle ECM ne révèle aucun effet contemporain significatif. Ainsi, pour ce segment démographique, tous les résultats suggèrent que le salaire minimum n'a pas d'effet tangible sur le salaire moyen.

TABLEAU 12 – Robustesse : Élasticité du salaire moyen au salaire minimum, 25 à 54 ans

	Hommes			Femmes		
	L^1 Naïve	L^1 Ctrl	ECM	L^1 Naïve	L^1 Ctrl	ECM
$\ln(\text{Salaire minimum réel})$	-0,043 (0,119)	-0,215* (0,111)		0,206* (0,108)	0,048 (0,100)	
$\Sigma \ln(\text{Salaire minimum réel})$	0,125*** (0,047)	0,049 (0,062)		0,167*** (0,056)	0,092* (0,055)	
$\Delta \ln(\text{Salaire minimum réel})$			-0,153 (0,110)			0,100 (0,100)
ECT_{t-1}			-0,310*** (0,093)			-0,285*** (0,081)
Contrôles macro & marché du travail	N	O	O	N	O	O
N	76	76	75	76	76	75
R^2 ajusté	0,945	0,958	0,304	0,971	0,978	0,304
Valeur p BP	0,924	0,135	0,597	0,265	0,621	0,865
Valeur p LB	0,147	0,229	0,483	0,209	0,128	0,060

Les variables dépendantes correspondent au logarithme du salaire moyen pour chaque groupe démographique dans les spécifications L^1 Naïve et L^1 Ctrl, et la première différence du logarithme du salaire moyen pour la spécification ECM. L'erreur type associée à $\Sigma \ln(\text{Salaire minimum réel})$ est obtenue à l'aide de la méthode delta, tandis que la valeur p provient d'un test de Wald appliqué à la combinaison linéaire des coefficients. Les variables de contrôle sont identiques à celles de la spécification de référence.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Les femmes présentent un profil similaire : les élasticités contemporaines ne sont pas significatives dans les modèles avec contrôles, tandis que les élasticités cumulées demeurent positives, mais faibles. Globalement, aucune des spécifications ne met en évidence un effet immédiat significatif du salaire minimum sur le salaire moyen pour ce groupe d'âge. Ces résultats supportent l'idée que les travailleurs adultes, dont les salaires sont en général moins liés au salaire minimum, ne subissent pas directement l'impact des hausses du salaire minimum, une fois que l'on contrôle la conjoncture macroéconomique et les conditions du marché du travail.

4.3 Élasticité de l'emploi au salaire spécifique

Disposant des élasticités de l'emploi et du salaire moyen par rapport au salaire minimum, nous pouvons construire l'élasticité de l'emploi au salaire spécifique (EESS), proposée par [Dube \(2019\)](#). Cette mesure correspond au ratio entre l'élasticité de l'emploi au salaire minimum et celle du salaire moyen au salaire minimum :

$$EES = \frac{\left(\frac{\Delta \% \text{Emploi}}{\Delta \% \text{Salaire Minimum}} \right)}{\left(\frac{\Delta \% \text{Salaire Moyen}}{\Delta \% \text{Salaire Minimum}} \right)} = \frac{EESM}{ESMM} = \frac{\Delta \% \text{Emploi}}{\Delta \% \text{Salaire Moyen}}.$$

Interprétée strictement, l'EESS mesure la variation contemporaine de l'emploi associée à une augmentation de 1% du salaire moyen causée par une hausse du salaire minimum. Cette statistique permet d'exprimer l'effet estimé dans une unité comparable entre groupes d'âge et de genre. Nous rapportons au tableau 13 l'EESS calculée à partir des élasticités contemporaines issues de la spécification de référence.

TABLEAU 13 – Élasticité de l'emploi au salaire spécifique

	EESS
15 à 19 ans	
Homme	0,166
Femme	0,518
20 à 24 ans	
Homme	-0,417
Femme	0,836
25 à 54 ans	
Homme	0,013
Femme	0,820

En gras : les élasticités composant le ratio sont toutes deux significatives dans la spécification de référence.

Interprétation et prudence. L'interprétation économique des EESS présentées doit être faite avec prudence pour deux raisons essentielles. Premièrement, les élasticités d'emplois utilisées au numérateur ne sont pas robustes. En effet, l'analyse de robustesse montre que, pour tous les groupes démographiques, les élasticités contemporaines de l'emploi par rapport au salaire minimum ne sont pas statistiquement différentes de zéro. Deuxièmement, l'EESS reflète uniquement des réactions contemporaines. Ce caractère est imposé par la structure même des données : contrairement au salaire moyen, le taux d'emploi et le salaire minimum ne sont pas cointégrés, ce qui signifie qu'il n'existe pas de relation d'équilibre de long terme reliant leurs niveaux. En conséquence, les élasticités d'emploi estimables doivent nécessairement être des effets de court terme.⁷ Une telle mesure ne peut donc être interprétée ni comme une relation d'équilibre ni comme une élasticité structurelle.

Pour ces raisons, même si certaines valeurs apparaissent en gras pour signaler que les deux élasticités formant le ratio sont significatives dans la spécification de référence, l'ensemble des

7. Afin de vérifier l'absence de dynamique d'ajustement au-delà d'un trimestre, nous avons réestimé la spécification de base sur le taux d'emploi en ajoutant jusqu'à trois retards du salaire minimum. Les tests de nullité conjointe appliqués aux coefficients retardés ne permettent jamais de rejeter l'hypothèse nulle, pour aucun groupe démographique, et l'élasticité cumulée reste toujours très proche du coefficient contemporain de la spécification de référence.

EESS doit être considéré comme non significativement différent de zéro lorsque l'on tient compte des tests de robustesse. En pratique, l'EESS ne fournit pas de signal clair sur la réaction de l'emploi à une hausse du salaire moyen induite par une hausse du salaire minimum sur notre échantillon.

Conclusion

La littérature canadienne s'est surtout intéressée aux effets du salaire minimum au niveau national, et beaucoup moins aux dynamiques propres aux provinces. Cette note de recherche s'inscrit dans cette perspective en documentant spécifiquement le cas du Québec. Nous avons estimé, pour la période couvrant 2006 à 2025, l'élasticité de l'emploi et du salaire moyen par rapport au salaire minimum pour six sous-populations définies par l'âge et le genre, puis combiné ces mesures dans une élasticité de l'emploi au salaire spécifique.

Trois constats principaux se dégagent. Premièrement, les hausses du salaire minimum réel n'ont pas entraîné de réduction significative de l'emploi au Québec. Au contraire, pour la majorité des groupes, l'élasticité est positive, bien que l'analyse de robustesse révèle qu'aucune élasticité n'est crédiblement différente de zéro. Deuxièmement, les hausses du salaire minimum se transmettent nettement aux salaires moyens, mais de façon hétérogène selon les groupes. Les 15 à 19 ans réagissent fortement : les élasticités contemporaines sont élevées et robustes à toutes les spécifications. L'effet demeure présent chez les 20 à 24 ans, quoique plus modérés, surtout chez les femmes. Pour les 25 à 54 ans, aucune élasticité significative n'est détectée une fois les variables de contrôle incluses, ce qui reflète la faible exposition de ce groupe au salaire minimum. Troisièmement, les élasticités de l'emploi au salaire spécifique (EESS), obtenues en combinant les élasticités d'emploi et de salaire moyen, ne fournissent pas d'indication claire sur la réaction de l'emploi à une hausse du salaire moyen induite par le salaire minimum.

Dans l'ensemble, les résultats indiquent que les hausses graduelles du salaire minimum au Québec n'ont pas provoqué de contractions significatives de l'emploi chez un groupe démographique particulier, tout en générant des hausses salariales pour les jeunes travailleurs, particulièrement les 15 à 19 ans. Les effets s'atténuent avec l'âge et varient entre les hommes et les femmes, ce qui souligne que l'impact du salaire minimum dépend étroitement de la structure salariale propre à chaque segment de main-d'œuvre.

Références

- Allegretto, S., A. Dube, M. Reich et B. Zipperer. 2017, « Credible Research Designs for Minimum Wage Studies : A Response to Neumark, Salas, and Wascher », *ILR Review*, vol. 70, n° 3, p. 559–592, doi : [10.1177/0019793917692788](https://doi.org/10.1177/0019793917692788).
- Belman, D. et P. J. Wolfson. 2014, *What Does the Minimum Wage Do ?*, W.E. Upjohn Institute, ISBN 978-0-88099-456-9. Google-Books-ID : iRDVAwAAQBAJ.
- Brown, C. 1999, « Chapter 32 Minimum wages, employment, and the distribution of income », dans *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, Elsevier, p. 2101–2163, doi : [10.1016/S1573-4463\(99\)30018-3](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)30018-3).
- Brown, C., C. Gilroy et A. Kohen. 1982, *The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment : A Survey*, rapport technique w0846, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, doi : [10.3386/w0846](https://doi.org/10.3386/w0846).
- Campolieti, M. 2020, « Does an Increase in the Minimum Wage Decrease Employment ? A Meta-Analysis of Canadian Studies », *Canadian Public Policy*, vol. 46, n° 4, p. 531–564, doi : [10.3138/cpp.2019-070](https://doi.org/10.3138/cpp.2019-070).
- Campolieti, M., M. Gunderson et B. Lee. 2014, « Minimum Wage Effects on Permanent Versus Temporary Minimum Wage Employment », *Contemporary Economic Policy*, vol. 32, n° 3, p. 578–591, doi : [10.1111/coep.12036](https://doi.org/10.1111/coep.12036). _eprint : [https ://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/coep.12036](https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/coep.12036).
- Campolieti, M., M. Gunderson et C. Riddell. 2006, « Minimum Wage Impacts from a Prespecified Research Design : Canada 1981–1997 », *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, vol. 45, n° 2, p. 195–216, doi : [10.1111/j.1468-232X.2006.00424.x](https://doi.org/10.1111/j.1468-232X.2006.00424.x). _eprint : [https ://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1468-232X.2006.00424.x](https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1468-232X.2006.00424.x).
- Card, D. et A. B. Krueger. 1994, « Minimum Wages and Employment : A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania », *American Economic Review*, vol. 84, n° 4, p. 772–793, <https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v84y1994i4p772-93.html>. Publisher : American Economic Association.
- Couture, H. et D. Stevanovic. 2023, « Mesurer l'évolution des salaires au Québec », https://chairemacro.esg.uqam.ca/wp-content/uploads/sites/146/rapport_salaires_composite.pdf.

- Doucouliafos, H. et T. D. Stanley. 2009, « Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis », *British Journal of Industrial Relations*, vol. 47, n° 2, p. 406–428, doi : [10.1111/j.1467-8543.2009.00723.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-8543.2009.00723.x).
- Dube, A. 2019, « Impacts of minimum wages : review of the international evidence », *Independent report*.
- Engle, R. F. et C. W. J. Granger. 1987, « Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing », *Econometrica*, vol. 55, n° 2, p. 251, doi : [10.2307/1913236](https://doi.org/10.2307/1913236).
- Fortin-Gagnon, O., M. Leroux, D. Stevanovic et S. Surprenant. 2022, « A large Canadian database for macroeconomic analysis », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, vol. 55, n° 4, p. 1799–1833, doi : [10.1111/caje.12618](https://doi.org/10.1111/caje.12618).
- Fossati, S. et J. Marchand. 2024, « First to \$15 : Alberta's Minimum Wage Policy on Employment by Wages, Ages, and Places », *ILR Review*, vol. 77, n° 1, p. 119–142, doi : [10.1177/00197939231213064](https://doi.org/10.1177/00197939231213064).
- Moran, K., D. Stevanovic et A. K. Touré. 2022, « Macroeconomic uncertainty and the COVID-19 pandemic : Measure and impacts on the Canadian economy », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, vol. 55, n° S1, p. 379–405, doi : [10.1111/caje.12551](https://doi.org/10.1111/caje.12551).
- Myatt, T. et J. McDonald. 2010, « The robustness of provincial panel data studies of minimum wages in Canada », *Canadian Journal of Regional Science*, vol. 33, n° 3, p. 77–88.
- Neumark, D., J. M. I. Salas et W. Wascher. 2014, « Revisiting the Minimum Wage—Employment Debate : Throwing Out the Baby with the Bathwater? », *ILR Review*, vol. 67, n° 3_suppl, p. 608–648, doi : [10.1177/00197939140670S307](https://doi.org/10.1177/00197939140670S307).
- Neumark, D. et P. Shirley. 2022, « Myth or measurement : What does the new minimum wage research say about minimum wages and job loss in the United States? », *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society*, vol. 61, n° 4, p. 384–417, doi : [10.1111/irel.12306](https://doi.org/10.1111/irel.12306). _eprint : <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/irel.12306>.
- Neumark, D. et W. Wascher. 2006, *Minimum Wages and Employment : A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research*, rapport technique w12663, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, doi : [10.3386/w12663](https://doi.org/10.3386/w12663).
- Neumark, D. et W. Wascher. 2017, « Reply to “Credible Research Designs for Minimum Wage Studies” », *ILR Review*, vol. 70, n° 3, p. 593–609, doi : [10.1177/0019793917698429](https://doi.org/10.1177/0019793917698429).

- Neumark, D. et W. L. Wascher. 2008, *Minimum Wages*, The MIT Press, ISBN 978-0-262-28056-3, doi : [10.7551/mitpress/9780262141024.001.0001](https://doi.org/10.7551/mitpress/9780262141024.001.0001).
- Rybczynski, K. et A. Sen. 2018, « Employment Effects of the Minimum Wage : Panel Data Evidence from Canadian Provinces », *Contemporary Economic Policy*, vol. 36, n° 1, p. 116–135, doi : [10.1111/coep.12241](https://doi.org/10.1111/coep.12241). _eprint : [https ://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/coep.12241](https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/coep.12241).
- Sen, A., K. Rybczynski et C. Van De Waal. 2011, « Teen employment, poverty, and the minimum wage : Evidence from Canada », *Labour Economics*, vol. 18, n° 1, p. 36–47, doi : [10.1016/j.labeco.2010.06.003](https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.06.003).
- Shirley, P. 2017, « A hierarchical bayesian meta-analysis of the minimum wage’s employment effect », Unpublished manuscript, Department of Economics, University of California, Irvine.
- Wolfson, P. et D. Belman. 2019, « 15 Years of Research on US Employment and the Minimum Wage », *LABOUR*, vol. 33, n° 4, p. 488–506, doi : [10.1111/labr.12162](https://doi.org/10.1111/labr.12162).

Annexe A

Nous répliquons le modèle TWFE de [Rybczynski et Sen \(2018\)](#) afin d'évaluer la plausibilité de nos résultats principaux. Alors que leur analyse porte sur la période 1981–2011, notre échantillon couvre les années 2006–2023, le PIB provincial de 2024 n'étant pas encore disponible au moment de la rédaction de ce rapport.

Nous estimons d'abord le modèle sur l'ensemble du Canada, par groupe démographique, sur un panel province $\times$ année. Le logarithme du salaire minimum réel utilisé dans cette réplification correspond, pour chaque observation, au salaire minimum réel propre à la province. Ces résultats sont présentés dans les colonnes « CAN ». Nous ajoutons ensuite un terme d'interaction entre le logarithme du salaire minimum réel provincial et une variable indicatrice pour le Québec, ce qui permet d'identifier l'élasticité propre à cette province dans le cadre d'un TWFE. Les résultats correspondants figurent dans les colonnes « QC ».

TABLEAU A.14 – Réplifications : Élasticité de l'emploi au salaire minimum, 15 à 19 ans

	Hommes		Femmes	
	CAN	QC	CAN	QC
ln(Salaire minimum réel)	-0,143 (0,094)	0,042 (0,252)	-0,114 (0,118)	0,787** (0,310)
Contrôles	O	O	O	O
Effets fixes année et province	O	O	O	O
N	180	180	180	180
R^2 ajusté	0,836	0,860	0,768	0,807

Les variables dépendantes sont le logarithme du taux d'emploi pour chaque groupe démographique. Les erreurs types sont groupées sur la province et le temps (*cluster-robust standard errors*). Les variables de contrôles sont les mêmes que dans [Rybczynski et Sen \(2018\)](#), et sont toutes exprimées en logarithme : salaire horaire réel moyen du groupe démographique, PIB réel provincial, population du groupe démographique sur la population totale, taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Les résultats pour les travailleurs de 15 à 19 ans (tableau [A.14](#)) confirment que, pour l'ensemble du Canada, les coefficients ne sont pas significativement différents de zéro, ce qui suggère une absence d'effet marqué des hausses du salaire minimum sur l'emploi des adolescents. Pour les travailleurs de 20 à 24 ans (tableau [A.15](#)), on observe une élasticité négative et significative pour les hommes au Québec, tandis que les coefficients pour les femmes demeurent non significatifs. Enfin, chez les 25 à 54 ans (tableau [A.16](#)), l'élasticité est positive et significative pour les hommes, et positive mais faiblement significative pour les femmes au Québec. Ces résultats rejoignent les

TABLEAU A.15 – Réplifications : Élasticité de l’emploi au salaire minimum, 20 à 24 ans

	Hommes		Femmes	
	CAN	QC	CAN	QC
ln(Salaire minimum réel)	-0,074 (0,065)	-0,341*** (0,061)	-0,134*** (0,068)	-0,039 (0,139)
Contrôles	O	O	O	O
Effets fixes année et province	O	O	O	O
N	180	180	180	180
R^2 ajusté	0,829	0,861	0,693	0,713

Les variables dépendantes sont le logarithme du taux d’emploi pour chaque groupe démographique. Les erreurs types sont groupées sur la province et le temps (*cluster-robust standard errors*). Les variables de contrôles sont les mêmes que dans [Rybczynski et Sen \(2018\)](#), et sont toutes exprimées en logarithme : salaire horaire réel moyen du groupe démographique, PIB réel provincial, population du groupe démographique sur la population totale, taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

conclusions de [Campolieti et collab. \(2014\)](#), selon lesquelles les effets négatifs du salaire minimum sur l’emploi se seraient atténués au fil du temps.

Notre analyse principale révèle des élasticités contemporaines positives et parfois significatives pour tous les groupes démographiques, à l’exception des hommes de 20 à 24 ans qui possèdent plutôt une élasticité négative. Cet exercice de réplification valide qualitativement la majorité des résultats de la spécification de référence. En particulier, il soutient la présence d’un effet négatif chez les hommes âgés de 20 à 24 ans et met en évidence une élasticité positive (et significative) pour les femmes de 15 à 19 ans. Certaines différences demeurent, notamment pour les femmes de 20 à 24 ans, où notre approche par série temporelle suggère un effet positif faiblement significatif, alors que le modèle répliqué donne un effet négatif mais non significatif. Pour les travailleurs de 25 à 54 ans, les résultats sont comparables, tant en termes de signe que d’ampleur.

TABLEAU A.16 – Réplifications : Élasticité de l’emploi au salaire minimum, 25 à 54 ans

	Hommes		Femmes	
	CAN	QC	CAN	QC
ln(Salaire minimum réel)	0,017*** (0,004)	0,007 (0,032)	0,008 (0,024)	0,098* (0,052)
Contrôles	O	O	O	O
Effets fixes année et province	O	O	O	O
N	180	180	180	180
R^2 ajusté	0,976	0,975	0,898	0,934

Les variables dépendantes sont le logarithme du taux d’emploi pour chaque groupe démographique. Les erreurs types sont groupées sur la province et le temps (*cluster-robust standard errors*). Les variables de contrôles sont les mêmes que dans [Rybczynski et Sen \(2018\)](#), et sont toutes exprimées en logarithme : salaire horaire réel moyen du groupe démographique, PIB réel provincial, population du groupe démographique sur la population totale, taux de chômage des hommes âgés de 25 à 54 ans.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$