

# Spirale salaires-inflation : mythe ou réalité ?

## Annexe méthodologique

RAPHAËL LANGEVIN, chercheur  
EVE-LYNE COUTURIER, chercheuse

## Méthode d'estimation de l'impact d'un choc structurel positif des salaires sur les prix

Pour simuler l'impact d'un choc salarial sur l'inflation future, nous avons recours à un modèle de type vecteur autorégressif structurel (*structural vector autoregressive* en anglais, ou SVAR). Ce modèle contient seulement deux variables, soit la rémunération hebdomadaire moyenne et l'IPC d'ensemble au Québec. Afin de vérifier la robustesse de nos résultats, nous avons aussi remplacé la rémunération hebdomadaire moyenne par le salaire horaire moyen. Une telle substitution ne change pas fondamentalement les conclusions de l'exercice, comme nous le montrons plus bas. Le logarithme naturel de toutes les variables est employé dans le modèle afin d'obtenir des estimés en termes d'élasticité. La fréquence des données employées dans le modèle est mensuelle et la durée de l'échantillon s'échelonne de janvier 2001 à janvier 2023.

Afin de tenir compte de l'impact de la pandémie de COVID-19, deux bris structurels, soit un pour l'ordonnée à l'origine et un dans la tendance linéaire, ont été introduits dans la rémunération hebdomadaire moyenne au mois d'avril 2020. Aucun autre bris structurel n'a été introduit dans les autres séries du modèle.

Le modèle permet d'analyser la relation entre la déviation de la rémunération hebdomadaire par rapport à sa tendance et la déviation de l'IPC par rapport à sa propre tendance, le tout en incluant les périodes les plus récentes malgré la pandémie. Le modèle repose toutefois sur l'hypothèse que les mécanismes d'ajustement du niveau des prix à la suite de déviations de la rémunération par rapport à sa tendance n'ont pas fondamentalement changé entre janvier 2001 et janvier 2023, et de même pour les mécanismes d'ajustement salariaux suite à une déviation de l'IPC par rapport à sa tendance.

Si une telle hypothèse semble être forte, sa validité dépend surtout de la structure des marchés, du niveau de compétition des secteurs de l'économie et du rapport de force des employé·e·s envers leurs employeurs. Le personnel de la Banque du Canada mentionnait récemment que les firmes au pays ont continué d'ajuster les prix de leurs marchandises en fonction de deux éléments typiques, soit le niveau de compétition et le prix des intrants, ce qui n'a pas fondamentalement changé dans les récentes années. Par conséquent, cette hypothèse nous semble valide en ce qui a trait à la relation allant des salaires vers les prix. À l'opposé, les mécanismes d'ajustement des salaires en raison des fluctuations dans les prix peuvent avoir changé récemment en raison de la « pénurie de main-d'œuvre ». En effet, la baisse du taux de chômage semble avoir laissé la possibilité à plusieurs personnes salariées de mieux négocier leur salaire dans un contexte de forte inflation. Toutefois, ce contexte semble très fragile et s'est surtout manifesté depuis la reprise post-pandémie. La hausse des taux d'intérêt et le ralentissement de l'économie qui s'en suit auront donc

pour effet de ramener tranquillement ce mécanisme à son « fonctionnement » antérieur<sup>a</sup>.

La stationnarité des variables a été analysée grâce à des tests de Dickey-Fuller augmentés (tests ADF). Ces tests démontrent, à l'instar des résultats d'Asgar et autres (2023), qu'il n'est pas possible de rejeter clairement l'hypothèse de racine unitaire pour toutes les séries employées dans l'analyse économétrique, et ce même en se limitant au période pré-pandémique. Autrement dit, les résultats des tests ADF montrent qu'il est fort probable que les séries de l'IPC, de la rémunération hebdomadaire moyenne et du salaire horaire moyen ne soient pas stationnaires sur la majeure partie de la période étudiée. C'est pour cette raison que le modèle en différence première « mois sur mois » correspond à notre spécification préférée et que les résultats du modèle en niveau ne sont pas présentés dans cette note, car peu crédibles dans le contexte<sup>b</sup>. Les résultats des tests ADF sont présentés au Tableau A.1.

Le Tableau A.1 montre bien que les trois séries ne rejettent pas l'hypothèse de racine unitaire à un niveau de confiance de 5 % lorsque spécifiés en niveau, sauf pour la rémunération hebdomadaire moyenne. Par contre, la valeur de test obtenue de -3,461 est très près de la valeur critique de -3,43 et l'utilisation de la différence première rend la série stationnaire à un niveau de confiance de 1 %. C'est pour cette raison que nous employons seulement les variables en différence première dans le modèle.

La présence d'une relation de long terme (c.-à-d. une relation de *cointégration*) entre la rémunération hebdomadaire moyenne (ou le salaire horaire moyen) et le niveau des prix a aussi été analysée. La présence d'une très forte corrélation sérielle dans les résidus de la régression en niveau (sans tendance linéaire) laisse croire que les variables ne sont pas cointégrées, mais cela ne peut pas être rejeté définitivement pour le salaire horaire moyen et l'IPC (alors que les tests effectués rejettent clairement l'hypothèse d'une relation de cointégration entre la rémunération hebdomadaire moyenne et l'IPC). Dans l'éventualité où une telle relation de long-terme existerait réellement, cela signifierait qu'une hausse de 10 % du salaire horaire moyen au Québec augmenterait le niveau des prix de 5,7 % sur le long terme (c.-à-d. plusieurs années). Cela renforce l'idée selon laquelle, à court terme, les hausses de salaire ne peuvent pas réellement engendrer une spirale inflation-salaire qui annulerait la majeure partie des gains liés à la hausse de la rémunération<sup>c</sup>.

a Cela est notamment corroboré par la baisse importante du taux de postes vacants entre le deuxième et le quatrième trimestre de 2022 (de 6,4 % à 5,1 %), taux qui risque de baisser encore davantage dans les mois à venir. Voir : Statistique Canada, *Tableau 14-10-0325-01. Postes vacants, employés salariés, taux de postes vacants et moyenne du salaire offert selon les provinces et territoires, données trimestrielles non désaisonnalisées*.

b L'utilisation de la différence première sur deux mois consécutifs et l'introduction de variables binaires mensuelles dans le modèle (afin de tenir compte des effets saisonniers) donne des résultats encore plus conservateurs que ceux présentés dans cette note. Ces résultats sont disponibles sur demande.

c La relation de cointégration spécifiée dans chacun des cas étudiés correspond simplement à la régression, en niveau, de l'IPC contemporain

Tableau A1

## Résultats des tests de racine unitaire de type ADF pour chaque série incluse dans le modèle

Variable	Construction de la variable et de la régression ADF	Nombre de délais employés pour les résidus en différence première*	Valeur t de la variable retardée dans le test ADF**
IPC d'ensemble, Québec, janvier 2001 – mars 2020	En niveau, avec ordonnée à l'origine et tendance linéaire	Aucun délai	-3,105 (ne rejette pas $H_0$ à $\alpha = 5\%$ )
	En différence première mois sur mois, avec ordonnée à l'origine et tendance linéaire	Aucun délai	-4,189 (rejette $H_0$ à $\alpha = 1\%$ )
Rémunération hebdomadaire moyenne, Québec, janvier 2001 - mars 2020	En niveau, avec ordonnée à l'origine et tendance linéaire	2 délais	-3,461 (ne rejette pas $H_0$ à $\alpha = 1\%$ )
	En différence première mois sur mois, avec ordonnée à l'origine et tendance linéaire	2 délais	-4,844 (rejette $H_0$ à $\alpha = 1\%$ )
Salaire horaire moyen, Québec, janvier 2001- mars 2020	En niveau, avec ordonnée à l'origine et tendance linéaire	2 délais	-3,063 (ne rejette pas $H_0$ à $\alpha = 5\%$ )
	En différence première mois sur mois, avec ordonnée à l'origine et tendance linéaire	2 délais	-4,070 (rejette $H_0$ à $\alpha = 1\%$ )

\* Le nombre de délais inclus dans chaque test a été déterminé à l'aide du AIC afin de garantir la présence d'un bruit blanc (*white noise*) dans les résidus de chaque test. Pour plus de détails, voir la section 8.4 de Marno VERBEEK, *A Guide to Modern Econometrics*, 4<sup>ème</sup> édition, Hoboken, New Jersey, Wiley, 2012, 785 p.

\*\* La valeur critique du test ADF avec ordonnée à l'origine et tendance linéaire est de -3,43 pour un niveau de confiance de 5 %, et de -3,99 pour un niveau de confiance de 1 % avec  $T = 250$ . L'hypothèse nulle est la présence d'une racine unitaire.

**SOURCES** : Statistique Canada. [Tableau 14-10-0205-01 Rémunération horaire moyenne des salariés rémunérés à l'heure, selon l'industrie, données mensuelles non désaisonnalisées](#) ; Statistique Canada. [Tableau 14-10-0203-01 Rémunération hebdomadaire moyenne selon l'industrie, données mensuelles non désaisonnalisées](#) ; Statistique Canada. [Tableau 18-10-0004-01 Indice des prix à la consommation mensuel, non désaisonné](#) ; calcul des auteurs.

Le nombre de variables retardées introduit dans le modèle a été sélectionné par deux critères d'information, soit le critère d'information d'Akaike (AIC) et critère d'information bayésien (BIC). Pour les deux variables de rémunération (hebdomadaire et horaire), le nombre optimal de variables retardées à introduire dans le modèle est de 1 selon les deux critères d'information. Cela est cohérent avec les résultats obtenus par Bolt et autres (2022) qui spécifient un modèle VAR pour analyser la relation entre les salaires et l'inflation aux Pays-Bas.

Afin d'estimer l'impact d'un choc structurel positif de rémunération de 6,5 % sur l'IPC au fil du temps, nous employons une restriction d'identification de court terme qui implique que seuls les chocs de salaires/rémunération ont un impact contemporain sur l'IPC<sup>a</sup>. Autrement dit, il est supposé que le processus d'ajustement de la

rémunération suivant un choc d'inflation prend plus de temps à s'opérer que la modification de l'IPC suivant un choc sur les salaires. La décomposition de Cholesky a ensuite été utilisée avec cette restriction afin d'identifier les paramètres structurels du modèle et de simuler l'impact d'un choc structurel initial de 6,5 % avec indexation trimestrielle automatique (sur un an) pour la rémunération hebdomadaire québécoise.

Finalement, l'inférence sur les paramètres a été effectuée grâce à une méthode de « *bootstrap sauvage récursif* » (*recursive-design wild bootstrap*) où les résidus de chacune des deux variables dans le modèle en forme réduite sont multipliés par une variable aléatoire normale standardisée, et où les nouveaux résidus sont utilisés pour générer de nouvelles observations et de nouveaux régresseurs récursivement. À partir de ces nouvelles observations sont ensuite générés de nouveaux paramètres structurels tels que décrits plus haut. Cette procédure est répétée 2000 fois et les 2,5<sup>ème</sup> et 97,5<sup>ème</sup> percentiles empiriques de la distribution *bootstrap* sont ensuite sélectionnés comme limite inférieure et supérieure de l'impact du choc initial (et des subséquents) sur l'IPC au fil du temps.

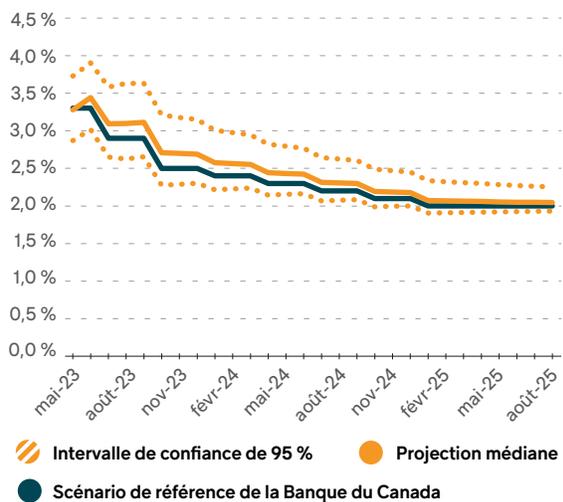
Le graphique A.1 est similaire au graphique 13, mais lorsque la rémunération hebdomadaire moyenne est

sur la rémunération hebdomadaire moyenne contemporaine ou le salaire horaire moyen contemporain, tous les deux en niveau. Un modèle de type *correction d'erreur vectorielle* (VECM) permettant de considérer simultanément les relations de court- et long-terme n'a pas été spécifié par manque de temps.

a L'ordre inverse a aussi été employé, cela n'ayant aucune incidence majeure sur les résultats.

Graphique A1

**Impact sur l'IPC d'un choc structurel positif total de 7,3 % sur le salaire horaire moyen, Québec, modèle en différence première mois sur mois**



**SOURCES :** Statistique Canada, Tableau 14-10-0203-01, Rémunération hebdomadaire moyenne selon l'industrie, données mensuelles non désaisonnalisées, et Tableau 18-10-0004-01, Indice des prix à la consommation mensuel, non désaisonné. Calculs des auteurs.

remplacée par le salaire horaire moyen. On constate alors que le scénario médian prédit une hausse de l'inflation qui soit encore plus faible que celle présentée au graphique 13. L'utilisation de la différence première en variation sur deux mois consécutifs au lieu de la différence première « mois sur mois » donne des résultats encore plus conservateurs que ceux présentés dans cette note (et qui sont disponibles sur demande).

Comme dans tous les modèles économétriques, notre modèle comporte des limites. Nous soulignons ici les trois plus importantes. Premièrement, la seule présence de deux variables dans le modèle n'est peut-être pas suffisante afin de capter toute l'information pertinente entourant ces deux variables. Des variables de contrôle comme le taux de chômage ou le taux directeur auraient pu être incluses dans le modèle. Cependant, l'inclusion de variables additionnelles dans les modèles de type SVAR a tendance à répartir le pouvoir explicatif entre les différentes variables, réduisant ainsi les estimés d'impacts structurels d'une variable sur une autre. Autrement dit, en spécifiant un modèle avec seulement deux variables, nos estimés sont plus conservateurs que si nous avions inclus trois variables ou plus.

Deuxièmement, le modèle est linéaire en soi. Autrement dit, l'effet d'un choc structurel de 5 % sur la rémunération est proportionnel à celui d'un choc de 10 % sur la rémunération (c.-à-d. deux fois plus gros), alors que l'effet réel pourrait être le triple au lieu du double. Cette hypothèse de linéarité/proportionnalité est inhérente aux modèles VAR et SVAR et ne peut pas être contournée sans faire d'autres hypothèses qui ne sont pas forcément plus crédibles que l'hypothèse de linéarité/proportionnalité.

Finalement, il existe une probabilité non-nulle que les relations structurelles entre les salaires et les prix aient radicalement changé lors des années plus récentes et que les firmes aient maintenant davantage la capacité d'augmenter leur prix en réaction à une hausse de salaire. Bien que nous pensions qu'un tel changement structurel est peu probable dans le contexte québécois, il reste que les comportements des agents changent au fil du temps et il est toujours mieux d'en tenir compte lorsque possible.