

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

DYNAMIQUES DE PRIX ENTRE PROVINCES CANADIENNES DEPUIS LA PANDÉMIE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE DE

MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

SARA COLOMBE AWA ASSAMOUA

MAI 2026

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.12-2023). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à remercier Dieu d'avoir rendu ce projet possible malgré les épreuves rencontrées, et pour la persévérance qu'Il m'a permis de conserver tout au long de la réalisation de ce mémoire.

Je remercie ensuite mon directeur de mémoire, Julien Martin pour son œil critique, son accompagnement précieux, ainsi que pour l'ensemble des connaissances acquises grâce à lui au cours de ce travail.

Je tiens également à exprimer ma profonde gratitude à toute ma famille nucléaire à Abidjan pour leur amour infaillible et leur soutien constant depuis le début de mes études universitaires. Merci d'avoir cru en moi, parfois plus que je n'ai cru en moi-même.

Enfin, j'éprouve une immense gratitude et une grande fierté envers moi-même pour le courage, la persévérance et l'abnégation dont j'ai fait preuve dans la réalisation de ce travail, ainsi que pour avoir su porter la vision initiale de ce projet grâce à mon esprit créatif.

TABLE DES MATIÈRES

TABLE DES FIGURES	v
LISTE DES TABLEAUX	vi
ACRONYMES ET NOTATIONS	vii
RÉSUMÉ	viii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE 1 REVUE DE LA LITTÉRATURE	5
CHAPITRE 2 DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES	10
2.1 Données	10
2.2 Statistiques descriptives	13
CHAPITRE 3 DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE	21
3.1 Méthodologie :	21
3.2 Résultats :	21
CHAPITRE 4 DISPERSION DES PRIX	27
4.1 Méthodologie :	27
4.2 Résultats :	28
CHAPITRE 5 RATIOS D'IMPORTATIONS	36
5.1 Méthodologie :	36
5.2 Résultats :	38
5.2.1 Analyse du logarithme du prix :	38
5.2.2 Analyse du taux de croissance annuel des prix :	41
5.2.3 Coefficient de variation et écart-type :	45

CONCLUSION.....	52
ANNEXE A LISTE EXHAUSTIVE DES PRODUITS	54
ANNEXE B LISTE DES PRODUITS IMPORTÉS	56
ANNEXE C LISTE DES PRODUITS TRÈS IMPORTÉS	58
BIBLIOGRAPHIE	59

TABLE DES FIGURES

Figure 2.1	Distribution du taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$) par période	19
Figure 3.1	Évolution du logarithme du prix ($\log_prix_{kpt}$) avec effets fixes produit et province (2018–2024)	24
Figure 3.2	Évolution du taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$) avec effets fixes produit et province (2018–2024)	25
Figure 4.1	Évolution du coefficient de variation du logarithme du prix $\log(prix_{kpt})$ avec effets fixes produit (2018-2024)	28
Figure 4.2	Évolution de l'écart-type du taux de croissance annuel des prix ($g12_p$) avec effets fixes produit (2018-2024)	29
Figure 5.1	Évolution mensuelle du terme d'interaction (μ) de 2018 à 2024 : biens importés ($ratio_imp > 0,71$)	38
Figure 5.2	Évolution mensuelle du terme d'interaction (μ) de 2018 à 2024 : biens très importés ($ratio_imp > 0,85$)	39
Figure 5.3	Évolution mensuelle du terme d'interaction μ du taux de croissance annuel des prix (μ) : biens importés ($ratio_imp > 0,71$)	42
Figure 5.4	Évolution mensuelle du terme d'interaction du taux de croissance annuel des prix (μ) : biens très importés ($ratio_imp > 0,85$)	43

LISTE DES TABLEAUX

Table 2.1	Statistiques descriptives du taux de croissance annuel des prix des biens alimentaires au Canada ($g12_{kpt}$) selon la période COVID	14
Table 2.2	Statistiques descriptives des taux de croissance mensuels (g_{kpt}) et annuels ($g12_{kpt}$) des prix des biens alimentaires par province canadienne	15
Table 2.3	Top 10 des dates avec les médianes du taux de croissance annuel les plus élevées ($g12_{kpt}$).....	16
Table 2.4	Top 10 des produits avec les médianes du taux de croissance annuel des prix les plus élevées.....	17
Table 2.5	Top 10 des provinces avec les médianes du taux de croissance annuel des prix les plus élevées	18
Table 3.1	Résultats des régressions à effets fixes sur le log du prix $\log(\text{prix}_{kpt})$	22
Table 3.2	Résultats des régressions à effets fixes sur le taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$).....	22
Table 4.1	Résultats des régressions des périodes COVID sur le coefficient de variation (avec effet fixe produit)	31
Table 4.2	Résultats des régressions des périodes COVID sur l'écart-type du taux de croissance annuel des prix (avec effets fixes produit)	32
Table 4.3	Effet des bandes d'inflation sur le coefficient de variation	34
Table 5.1	Régressions du coefficient de variation des prix (cv_{lp}) sur la période COVID par la catégorie de biens (importés/très importés) avec terme d'interaction (μ)	47
Table 5.2	Régressions de l'écart-type du taux de croissance annuel des prix (sd_{g12}) sur la période COVID par catégorie de bien (importés ou très importés) avec terme d'interaction (μ)	48
Table A.1	Liste exhaustive des produits utilisés dans la recherche	54
Table B.1	Liste des produits importés (Ratio > 0.71) et valeurs des ratios	56

Table C.1	Liste des produits très importés (Ratio > 0,85) et valeurs des ratios	58
-----------	---	----

ACRONYMES ET NOTATIONS

COVID-19 La pandémie de COVID-19.

HS6 Les produits sont identifiés à partir des codes du système harmonisé à six chiffres, implicitement utilisés dans les tableaux des produits, les ratios d'importation et les annexes.

NBER National Bureau of Economic Research.

μ terme d'interaction associé aux biens importés représentant la part supplémentaire des biens importés dans l'évolution du log ou du taux de croissance annuel des prix.

RÉSUMÉ

Ce mémoire analyse l'évolution des prix et de leur dispersion entre les provinces canadiennes sur la période 2017-2024, en mettant l'accent sur les effets de la pandémie de COVID-19 et sur le rôle du degré d'importation des biens. À partir de données mensuelles de prix de détail issues de Statistique Canada, l'étude examine à la fois les niveaux de prix et les dynamiques inflationnistes à l'aide de mesures de dispersion provinciale.

L'analyse empirique combine des statistiques descriptives et des modèles de régression à effets fixes intégrant des interactions entre périodes et catégories de biens selon leur degré d'importation. Les résultats montrent qu'au cours de la pandémie, la dispersion spatiale des niveaux de prix tend à diminuer, tandis qu'après la crise, elle augmente, en particulier pour les biens fortement importés. Les résultats relatifs à la dispersion des taux de croissance des prix apparaissent toutefois plus limités et généralement moins significatifs.

redDans l'ensemble, ces résultats suggèrent une hétérogénéité croissante des niveaux de prix entre provinces après la pandémie, ainsi qu'une sensibilité plus marquée de certaines catégories de biens importés aux chocs économiques récents.

Dans un contexte marqué par des chocs d'offre liés aux importations, ces disparités pourraient impliquer une transmission hétérogène de la politique monétaire entre provinces. Les résultats suggèrent ainsi que les différences provinciales dans l'exposition aux chocs externes constituent un élément pertinent à considérer dans l'analyse des mécanismes de transmission macroéconomique au Canada.

Mots-clés : Dispersion des prix, inflation, COVID-19, biens importés, Canada, analyse interprovinciale, politique monétaire.

INTRODUCTION

Dans le contexte mondial actuel, il apparaît que la COVID-19 constitue un choc majeur dont les effets se sont fait ressentir à l'échelle mondiale. En effet, cette pandémie a engendré des épisodes inflationnistes importants au cours de la période post-pandémique, et le Canada n'a pas échappé à ces hausses de prix ni aux conséquences de la crise sur les marchés de consommation. En particulier, les secteurs alimentaire et énergétique ont été fortement touchés Chen et Tombe (2023). La Banque du Canada a ainsi adopté une politique monétaire restrictive pour faire face au choc induit par l'inflation survenue après la pandémie.

La politique monétaire adoptée est uniforme pour l'ensemble des provinces canadiennes Banque du Canada (2022), bien qu'il ne soit pas évident que les dynamiques de prix soient identiques d'une province à l'autre. Par exemple, des écarts de prix significatifs ont été observés avant la pandémie entre certaines régions du Canada, comme le Nunavik et le reste de la province Bernard et Duhaime (2006). Bien que cette comparaison ne relève pas directement du cadre interprovincial de l'étude, elle illustre l'ampleur potentielle des disparités spatiales de prix.

Ce mémoire s'inscrit donc dans la littérature sur la dispersion interprovinciale des prix et s'intéresse plus particulièrement à l'inflation post-pandémique ainsi qu'aux dynamiques de prix entre provinces qui en découlent. Nous cherchons à déterminer si les prix ont évolué différemment entre les provinces canadiennes à la suite de la pandémie et, le cas échéant, à en identifier les principaux facteurs explicatifs. Pour cela, nous allons présenter d'abord une revue de littérature, ensuite les données et méthodologie retenues et enfin les résultats obtenus.

Ainsi, Les dynamiques de prix analysées dans ce travail se rapportent à deux dimensions distinctes : la dispersion spatiale des niveaux de prix entre provinces et la dispersion spatiale des variations de prix. La dispersion des prix se définit comme étant la variation des prix d'un bien donné entre différents vendeurs ou différentes localisations à un moment donné Stigler (1961). De manière générale, la dispersion mesure l'ampleur des écarts entre les différentes observations d'une même variable économique indiquant si ces valeurs sont concentrées ou étalées. Dans notre cas, la dis-

persion des niveaux de prix renvoie aux écarts de prix observés entre provinces pour un même produit à une période donnée, tandis que la dispersion des variations de prix se rapporte aux différences entre les taux de croissance des prix observés entre provinces. Ces deux dimensions permettent de distinguer les écarts persistants de niveaux de prix des différences liées aux dynamiques inflationnistes provinciales. Ce sujet est particulièrement pertinent, car les résultats obtenus permettent d'évaluer l'efficacité d'une politique monétaire uniformément appliquée à toutes les provinces. En effet, la Banque du Canada applique un seul taux directeur et étudier la dispersion des prix permet de mettre en évidence les limites potentielles d'une politique monétaire unique face à des dynamiques de prix différenciés entre provinces. De plus, l'inflation étant une notion centrale en économie, l'étudier sous l'angle de la dispersion des prix permet de dépasser une analyse strictement agrégée et d'offrir une lecture plus fine et détaillée de son évolution.

Par ailleurs, cette analyse permet de mieux comprendre comment les chocs globaux se traduisent localement, notamment à travers les différences provinciales de prix. Enfin, cette approche présente également un intérêt en termes de bien-être des consommateurs, en mettant en évidence les disparités de coûts auxquelles ils font face selon leur localisation.

La base de données utilisée pour cette étude provient de Statistique Canada et s'intitule « Prix de détail moyens mensuels pour certains produits ». Elle couvre la période allant de janvier 2017 à août 2024 et présente des prix moyens mensuels pour 110 produits alimentaires usuels dans les dix provinces canadiennes.

Les indicateurs de prix sur lesquels seront établies nos analyses sont le logarithme du prix, représentant le niveau des prix, ainsi que le taux de croissance des prix, qui permettent d'analyser les dynamiques de prix au cours du temps. L'utilisation de ces deux mesures permet de comprendre où les prix sont les plus élevés et comment ils évoluent avant, pendant et après la pandémie. Dans un premier temps, nous constatons une baisse des prix durant la pandémie, suivie d'une phase d'inflation post-pandémique caractérisée par des niveaux de prix plus élevés qu'avant la crise. Puis, en comparant les niveaux et les dynamiques de prix entre les provinces, nous observons que les niveaux et les taux de croissance des prix varient significativement selon des caractéristiques spé-

cifiques aux produits, aux provinces et à la dimension temporelle, ce qui confirme que l'inflation a effectivement évolué de manière asymétrique entre les provinces.

Par la suite, nous étudions l'évolution de la dispersion des prix entre les provinces à l'aide de mesures de variation, notamment le coefficient de variation du logarithme du prix et l'écart-type du taux de croissance annuel. Nos résultats montrent que la dispersion a diminué pendant la pandémie, puis qu'elle a augmenté après celle-ci, atteignant un niveau supérieur à celui observé avant la crise. Par ailleurs, nous constatons que la dispersion spatiale des prix augmente lors des périodes caractérisées par de grands changements d'inflation agrégés.

Afin de préciser et d'étendre nos résultats, nous identifions dans notre échantillon les biens qui sont largement importés et calculons des mesures d'importation permettant de déterminer le degré d'importation des produits. L'objectif ici est de savoir si la dispersion des prix des produits importés a été plus prononcée que celle des autres produits. Les estimations suggèrent qu'à la suite de la pandémie, les produits présentant un degré d'importation plus élevé connaissent une dispersion interprovinciale des prix significativement plus importante.

Les résultats mettent principalement en évidence une augmentation de la dispersion spatiale des niveaux de prix entre provinces après la pandémie, tandis que les résultats concernant la dispersion des taux de croissance des prix apparaissent plus limités. La période de la pandémie correspond à un choc commun observé dans les données, mais dont les effets se sont transmis à des degrés différents selon les caractéristiques propres à chaque province. L'analyse des biens importés montre en particulier que la dépendance aux importations constitue un facteur clé d'amplification de la dispersion des prix après la pandémie. Les produits fortement dépendants des importations ont été plus exposés aux perturbations des chaînes d'approvisionnement mondiales, ce qui a accentué les écarts de prix entre provinces. Ces constats ont des implications importantes pour la politique monétaire. Bien que la politique monétaire menée par la Banque du Canada soit uniforme à l'échelle nationale, son impact réel sur les prix et l'inflation peut varier sensiblement d'une province à l'autre. En présence de dynamiques hétérogènes, une politique monétaire unique peut ainsi engendrer des effets différenciés, voire accentuer certaines disparités provinciales. Cela sou-

ligne l'importance de compléter l'analyse macroéconomique agrégée par une approche adaptée à chaque province, notamment dans un contexte de chocs globaux et de forte intégration commerciale.

CHAPITRE 1

REVUE DE LA LITTÉRATURE

À une ère de mondialisation et d'intégration économique, la COVID-19 représente une crise majeure ayant débuté en Chine avant de se propager rapidement à l'échelle mondiale Ludovic *et al.* (2023). Elle a affecté le marché de l'offre, en réduisant la mobilité des travailleurs et du transport des marchandises en raison des restrictions sanitaires, et celui de la demande, les consommateurs ayant réorienté leurs achats vers des biens essentiels (effet de substitution) del Rio-Chanona *et al.* (2020). Ces déséquilibres ont contribué à une inflation marquée, en particulier en amplifiant les tensions sur les marchés de biens. Toutefois, d'autres facteurs ont aussi joué un rôle déterminant comme la hausse du prix de l'énergie ainsi que les chocs géopolitiques. Selon di Giovanni *et al.* (2024), l'inflation mondiale a d'abord été alimentée par des chocs d'offre engendrés par les ruptures des chaînes d'approvisionnement (2020-2021), puis par des chocs de demande agrégée stimulés par les politiques économiques expansionnistes (2021-2022), avant d'être amplifiée par le choc énergétique provoqué par l'invasion de l'Ukraine par la Russie en 2022. De plus, Comin *et al.* (2023) montrent que les contraintes de capacité dans les chaînes d'approvisionnement ont renforcé ces pressions inflationnistes, contribuant jusqu'à la moitié de l'augmentation de l'inflation aux États-Unis en 2021-2022, tandis que leurs travaux plus récents soulignent que les seules restrictions à l'importation ne suffisent pas à expliquer entièrement les dynamiques observées Comin *et al.* (2024). Notre étude s'intéresse aux dynamiques des prix entre les provinces canadiennes avant, pendant et après la pandémie.

Certaines recherches se sont intéressées à comprendre les mécanismes et les causes de l'inflation survenues après la pandémie au Canada. C'est le cas de Chen et Tombe (2023), qui analyse l'inflation post-pandémique en identifiant la nature des chocs à son origine. Les auteurs concluent que 90% de l'accélération de l'inflation entre 2021 et 2022 s'explique par des chocs d'offre, principalement liés aux produits énergétiques et importés au Canada. De plus, l'article mentionne les produits à variation de prix transitoire et sensibles au taux d'intérêt, responsables de la quasi-totalité de la hausse des prix. Cela signifie que certains produits connaissent des hausses de prix rapides

mais temporaires : ils augmentent fortement durant le choc puis reviennent à la normale lorsque la situation se stabilise. D'autres produits quant à eux, dépendent du taux d'intérêt : lorsque les taux d'intérêt sont bas, les ménages empruntent plus facilement, la demande augmente et les prix montent. Ces résultats montrent que la hausse des prix n'est pas uniforme, mais qu'elle varie significativement selon les caractéristiques de chaque produit et province. Aussi, l'effet saisonnier, c'est-à-dire la variation régulière de certains produits en raison des facteurs liés au temps sera pris en compte dans notre analyse. Sur la même lancée, la littérature nous oriente vers les mécanismes de l'inflation post-pandémique et les actions menées par les banques centrales. Selon Gagnon (2022), bien que les dynamiques de l'inflation post-pandémique diffèrent selon les pays, elles trouvent leur origine dans les facteurs communs. Il identifie la réduction de l'offre, liée notamment à la baisse de la main-d'œuvre, et l'augmentation de la demande induite par un assouplissement quantitatif précoce comme principales causes de l'inflation. Par ailleurs, Clarida (2024) identifie un troisième facteur contributif : les changements de prix relatifs. En effet, les prix des biens ont augmenté plus rapidement que ceux des services, provoquant ainsi un déséquilibre sectoriel. Pour résoudre ce problème, les banques centrales ont d'abord laissé passer l'inflation jugée transitoire puis ont augmenté les taux d'intérêt pour freiner la demande globale. Les implications de ces résultats pour la conduite de la politique monétaire seront discutées dans notre étude afin de savoir comment chaque province au Canada en a ressenti l'impact selon sa structure. De plus, un autre élément important mis en évidence dans la littérature est la combinaison des facteurs internationaux et nationaux dans l'inflation alimentaire au Canada. C'est ce qu'explique Nuño-Ledesma et von Massow (2023) dans leur analyse sur l'inflation alimentaire canadienne. Ils montrent que si les dynamiques mondiales liées aux chaînes d'approvisionnement ont exercé une forte pression sur les prix, les facteurs locaux comme les politiques mises en place ont modulé les effets du choc selon les provinces. Cette perspective permet d'élargir la compréhension de la pandémie en l'inscrivant dans une succession de chocs, à la fois mondiaux et locaux. Parmi les chocs internationaux figurent notamment la guerre en Ukraine, tandis que, dans le contexte canadien, la mise en œuvre de la taxe carbone constitue un choc de nature plus locale. Dans ce cadre, notre analyse distingue les biens importés des autres biens afin d'identifier et de différencier les effets respectifs des chocs internationaux et domestiques.

Auer *et al.* (2024) s'intéressent aux répercussions économiques mondiales de cette guerre survenue en Ukraine dans leur analyse. Tout comme la COVID-19, la guerre en Ukraine a entraîné une flambée des prix de l'énergie, provoquant à la fois des chocs d'offre et de demande, et accentuant ainsi les pressions inflationnistes. Le choc économique lié à la pandémie a donc aggravé ces pressions avec le confinement et toutes les barrières commerciales qui en découlent. Vu sous cet angle, l'analyse de l'impact de la COVID-19 sur les prix prend tout son sens, car elle permet de mesurer l'effet d'un choc sanitaire mondial unique, qui s'est entrelacé avec les conséquences économiques de la guerre en Ukraine, rendant la dynamique inflationniste encore plus complexe. Pour citer d'autres événements majeurs survenus au Canada avant la COVID, on a la mise en œuvre de la taxe carbone : un impôt appliqué aux produits émetteurs de CO₂, qui a également influencé les prix. L'étude de Xu (2024) examine les effets de cette tarification sur l'inflation alimentaire dans les provinces canadiennes. L'auteur utilise des données sur l'indice mensuel des prix à la consommation (IPC) pour la nourriture, par province canadienne, sur la période de janvier 2005 à décembre 2016 et les résultats montrent que la tarification du carbone a entraîné une baisse moyenne de 2% de l'IPC alimentaire au cours des deux premières années suivant sa mise en place. Ces résultats indiquent que la politique a eu un effet modérateur sur les prix à l'échelle nationale. Indépendamment de ce constat, l'analyse suggère que les impacts de la pandémie ont été relativement homogènes entre les provinces. Ces observations renvoient toutefois à des phénomènes distincts, dont les mécanismes sous-jacents diffèrent. Ce constat soulève une question fondamentale : si la pandémie de COVID-19 a constitué un choc commun à l'ensemble des provinces canadiennes, qu'est-ce qui pourrait expliquer que ses effets sur les prix varient d'une province à l'autre ? C'est précisément cette dispersion de prix que nous cherchons à comprendre.

Les perturbations économiques engendrées par la pandémie de COVID-19 ont mis en lumière l'importance de comprendre comment les prix s'ajustent de manière différenciée selon les régions et les produits. Dans cette perspective, la dispersion des prix constitue un objet d'analyse central et s'inscrit également dans le cadre de la loi du prix unique, selon laquelle un même bien devrait avoir le même prix sur différents marchés lorsqu'il est exprimé dans une même monnaie et en l'absence de coûts de transport ou de barrières au commerce. Les travaux sur les déviations à la loi du prix unique montrent que les écarts de prix entre régions peuvent persister dans

le temps malgré l'intégration des marchés. Engel et Rogers (1996) montrent notamment que les frontières accentuent significativement la dispersion des prix. Dans la même lignée, Parsley et Wei (1996) mettent en évidence le rôle de la distance géographique et des frontières nationales dans la persistance des écarts de prix entre villes. Crucini *et al.* (2010) soulignent quant à eux que les écarts de prix au niveau des biens présentent une forte persistance, en raison notamment des rigidités de prix, des coûts de transport et des frictions commerciales. De plus, Gopinath *et al.* (2011) montrent que les différences de prix entre marchés peuvent également refléter des stratégies de fixation propres aux entreprises ainsi que des ajustements incomplets aux variations des coûts et des taux de change. Ces travaux fournissent un cadre pertinent pour analyser la dispersion des prix entre provinces canadiennes, puisqu'ils montrent que diverses frictions économiques peuvent empêcher l'égalisation des prix entre marchés régionaux. Les perturbations des chaînes d'approvisionnement et les contraintes logistiques observées pendant la pandémie ont ainsi pu accentuer les écarts de prix entre provinces. Au-delà des frictions commerciales et géographiques mises en évidence par la littérature sur la loi du prix unique, plusieurs travaux cherchent également à comprendre les mécanismes sous-jacents à la dispersion des prix observée entre marchés. Par exemple, Kaplan et Menzio (2014) utilisent une décomposition de la variance pour analyser la structure de la dispersion des prix d'un même bien dans différents magasins à un moment donné. Ils montrent que 90 % des écarts de prix s'expliquent principalement par deux facteurs : les différences de prix entre magasins pour un même produit, même parmi des enseignes aux politiques tarifaires similaires, et les variations de prix d'un produit donné d'une transaction à l'autre au sein d'un même magasin. Notre étude adopte une approche comparable, mais à une autre échelle géographique, en s'intéressant à la dispersion des prix entre provinces canadiennes. Les résultats de Kaplan et Menzio orientent ainsi notre réflexion vers des facteurs explicatifs liés non seulement aux caractéristiques des produits, mais aussi aux spécificités propres aux provinces et aux périodes étudiées. La littérature examine également le lien entre politique monétaire et dispersion des prix. Dans l'article de Allington *et al.* (2005), il est montré que l'introduction de l'euro comme monnaie commune a favorisé la convergence des prix en réduisant les obstacles liés au taux de change. Ces résultats donnent une piste quant à une cause probable des dispersions des prix : la politique monétaire. Alors, nous examinerons comment la politique monétaire peut influencer la divergence ou la convergence des prix après un choc économique comme la COVID-19. L'exemple de l'union

européenne reste pertinent pour illustrer le rôle crucial de la politique monétaire sur les prix car l'union monétaire a facilité l'arbitrage des prix au sein de la zone euro ce qui conduit à plus de convergence des prix internationaux. C'est ce qu'explique Méjean et Martin (2013) en utilisant la méthode différences-en-différences et les coefficients de variation pour trouver que l'intégration des marchés, mesurée par la convergence des prix s'est intensifiée, ce qui a contribué à réduire les écarts de prix auparavant liés aux taux de change ou aux coûts de transaction. Nous calculerons aussi des coefficients de variation pour savoir si la pandémie a réduit ou intensifié les écarts de prix entre provinces.

En somme, les travaux examinés mettent en lumière plusieurs facteurs explicatifs de l'inflation : les perturbations de l'offre et de la demande, les politiques publiques (fluctuations du taux d'intérêt), les chocs géopolitiques, ainsi que l'influence des facteurs mondiaux. Par ailleurs, l'expérience européenne montre que la politique monétaire peut également jouer un rôle clé dans la convergence ou la divergence des prix. Notre analyse s'inscrit dans le prolongement de ces études en examinant l'ensemble des provinces canadiennes. Cette approche permet d'apporter un éclairage plus détaillé sur l'impact local d'un choc global et d'évaluer dans quelle mesure une politique monétaire unique peut produire des effets différenciés selon les provinces.

Notre recherche s'inscrit dans cette continuité en explorant la dispersion des prix à travers les provinces canadiennes, avec l'objectif de mieux comprendre les effets différenciés des chocs économiques notamment ceux liés à la pandémie, et d'identifier les facteurs spécifiques qui conditionnent la dynamique des prix à l'échelle provinciale.

CHAPITRE 2

DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

2.1 Données

Notre base de données provient de Statistique Canada et s'intitule « Prix de détail moyens mensuels pour certains produits »¹. Elle s'étend de janvier 2017 à août 2024 et comprend 101 200 observations portant sur 110 produits différents pour les dix provinces canadiennes.

Il s'agit de données mensuelles de prix moyens au détail, couvrant principalement des produits alimentaires, ainsi que certains biens de consommation courante, tels que le dentifrice et le shampoing. Ces données sont collectées auprès de détaillants canadiens par Statistique Canada à partir de milliers de transactions réelles issues de systèmes de point de vente utilisant des lecteurs de codes-barres. En effet, selon Statistique Canada (2022), les observations de la base correspondent au prix moyen payé par le consommateur, hors taxes. Ces prix sont calculés à partir des prix unitaires de l'ensemble des produits individuels, auxquels sont appliqués des poids fondés sur les quantités vendues, afin d'obtenir une moyenne arithmétique pondérée.

La base est structurée selon trois dimensions principales : la géographie, le produit et le temps. Chaque observation correspond à un produit donné, dans une province donnée, pour un mois donné, sur la période allant de janvier 2017 à août 2024. Contrairement à l'indice des prix à la consommation (IPC), cette base fournit des prix en niveau, ce qui permet d'analyser directement les différences de prix entre provinces à produit constant. Chaque produit est ainsi associé à une description textuelle précise ainsi qu'à une unité de mesure spécifique, par exemple « Côtes de porc, par kilogramme 4 » ou « Lime, unité 4 ». Les numéros associés aux libellés, tels que « kilogramme 4 » ou « unité 4 », renvoient à la normalisation des produits effectuée par Statistique Canada. Afin d'assurer la cohérence des prix moyens, les produits sont définis selon une quantité standard (par exemple, 4 litres), ce qui permet de comparer des prix issus de données de transactions collectées dans différents formats et points de vente. Cette normalisation garantit ainsi

1. Lien de la base : <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1810024501>

que les prix moyens correspondent à des quantités comparables entre produits et entre provinces Statistique Canada (2022).

Sur le site de Statistique Canada, les données sont disponibles soit au niveau agrégé pour l'ensemble du Canada, soit au niveau provincial, ou encore pour les deux territoires canadiens (Yukon et Territoires du Nord-Ouest). Dans cette étude, seules les données provinciales sont utilisées afin de rester cohérent avec l'analyse de la dispersion interprovinciale des prix. Les prix ne sont pas uniformes entre provinces. À titre d'illustration, en janvier 2017, le prix du céleri (unité) s'élevait à 2,79 \$ en Nouvelle-Écosse, contre 2,29 \$ au Québec pour la même période.

Cette hétérogénéité spatiale constitue une caractéristique centrale de la base, puisqu'elle permet d'examiner la dispersion des prix entre provinces à produit donné. La structure temporelle mensuelle des données facilite par ailleurs la construction d'indicateurs de variation, de volatilité et de dispersion, ainsi que la délimitation précise de l'épisode pandémique et des périodes subséquentes.

Cette base de données a déjà été utilisée dans des études portant sur des thématiques similaires à la nôtre. En particulier, l'étude de Matthew *et al.* (2025) propose une analyse en différences simples visant à examiner l'évolution des prix alimentaires avant et pendant la pandémie de COVID-19, ainsi que les écarts observés entre une communauté isolée en Alberta et le reste du Canada. Contrairement à cette approche, notre étude, qui couvre l'ensemble du Canada, étend l'analyse à la période post-COVID et adopte une méthodologie économétrique plutôt que strictement descriptive. En outre, nous exploitons pleinement la dimension interprovinciale des données en introduisant des termes d'interaction permettant de comparer les dynamiques de prix entre groupes de produits et périodes, pour l'ensemble des provinces, et non uniquement entre une zone isolée et le reste du pays.

L'organisme Statistique Canada utilise également cette base de données à des fins autres que la recherche académique. Elle sert notamment à diffuser, sur le site de Statistique Canada, des données publiques décrivant les niveaux de prix de certains produits à des dates données.

Bien que les données de cette base soient régulièrement utilisées et diffusées par Statistique Canada, elles demeurent relativement peu exploitées dans la littérature académique. Cela s'explique en partie par le fait que la base porte sur un ensemble restreint de produits précisément définis et que, dans leurs travaux, les auteurs ne la citent généralement pas de manière explicite et précise. C'est le cas, par exemple, de l'étude de Charlebois *et al.* (2024), dans laquelle les auteurs utilisent des données de prix de détail issues de Statistique Canada, qu'ils désignent comme des « données de prix de détail de Statistique Canada », pour analyser l'évolution des prix du saumon, sans préciser la source tabulaire exacte. Cette recherche s'intéresse à un choc sectoriel spécifique, à savoir la réduction de l'offre de saumon, et vise à en analyser les effets sur les prix et les importations. À l'inverse, notre étude porte sur un choc macroéconomique global, celui de la COVID-19, et examine la manière dont il modifie la dispersion des prix entre provinces et entre produits, en lien avec le degré d'importation des biens.

Par ailleurs, la majorité des travaux empiriques sur l'inflation reposent sur des indices agrégés, en particulier l'indice des prix à la consommation. Ainsi, di Giovanni *et al.* (2024) utilisent l'IPC pour étudier le rôle des chaînes d'approvisionnement dans la transmission de l'inflation. Contrairement à ces approches fondées sur des indices agrégés, notre analyse mobilise des prix moyens en niveau, ce qui permet d'examiner plus finement les dynamiques de prix et la dispersion interprovinciale.

Concernant l'utilisation de la base de données, nous avons procédé à un nettoyage préalable à l'aide du logiciel Stata 19, qui a également été utilisé pour l'ensemble des analyses économétriques et l'obtention des résultats. Le processus de nettoyage s'est déroulé en plusieurs étapes. Dans un premier temps, les valeurs de prix n'étaient pas encodées comme des variables numériques. Nous avons donc procédé à leur conversion afin que Stata puisse les reconnaître et les traiter comme des variables quantitatives. Ensuite, étant donné que la structure initiale de la base reposait sur une clé multidimensionnelle de type géographie-produit, avec les années disposées en colonnes distinctes, nous avons utilisé la commande `reshape long` afin de restructurer les données et d'obtenir une variable unique de prix ainsi qu'une variable temporelle au format année-mois. Par la suite, les composantes année et mois ont été séparées afin de faciliter le traitement temporel.

Enfin, nous avons supprimé les espaces vides et corrigé les noms de variables erronés ou abrégés afin de faciliter l'exploitation de la base de données.

2.2 Statistiques descriptives

Après le nettoyage de notre base de données, nous avons commencé l'analyse statistique en divisant la période de la pandémie en sous-périodes distinctes. Ainsi, nous disposons des trois catégories temporelles suivantes :

- Avant-COVID : 2017-2019,
- Pendant-COVID : 2020,
- Après-COVID : 2021-2024.

Ensuite, nous avons mesuré le taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$) et le taux de croissance mensuel des prix (g_{kpt}) à partir des calculs suivants :

$$g_{kpt} = \left(\frac{prix_{kpt} - prix_{kp(t-1)}}{prix_{kp(t-1)}} \right) \times 100 \quad (2.1)$$

$$g12_{kpt} = \left(\frac{prix_{kpt} - prix_{kp(t-12)}}{prix_{kp(t-12)}} \right) \times 100 \quad (2.2)$$

En effet, les prix des produits alimentaires varient selon la saison (effets saisonniers), et $g12_{kpt}$ permet de neutraliser ces variations transitoires en comparant le prix d'un bien à son prix observé le même mois un an auparavant.

De plus, les statistiques descriptives présentées dans cette section sont organisées en deux volets. D'une part, nous proposons des tableaux regroupant des indicateurs statistiques (moyenne, écart-type, percentiles) ventilés par période (avant, pendant et après la COVID-19) et par province. Ces tableaux permettent d'obtenir une vue d'ensemble de l'évolution moyenne des prix et de leur variabilité dans le temps et dans l'espace. D'autre part, nous effectuons un classement des observations (produit, date, province) selon leurs médianes les plus élevées afin de mettre en évidence les situations les plus marquées. Cette approche met en évidence l'hétérogénéité de notre base

de données et permet également d'identifier les observations extrêmes et particulièrement significatives. Par ailleurs, afin de limiter l'influence des valeurs extrêmes susceptibles d'affecter les taux de croissance annuels lorsque le prix observé 12 mois auparavant est particulièrement faible, les statistiques descriptives relatives à $g12_{kpt}$ sont calculées à partir d'une version winsorisée (les observations situées sous le 1er perceptible et au-dessus du 99e percentile sont remplacées respectivement par les valeurs de 1er et du 99e perceptible, afin de limiter l'influence des valeurs aberrantes sur les statistiques descriptives).

Table 2.1 Statistiques descriptives du taux de croissance annuel des prix des biens alimentaires au Canada ($g12_{kpt}$) selon la période COVID

Période COVID	Observations	Moyenne (%)	Écart-type (%)	Percentile (10) (%)	Percentile (90) (%)
Avant (Janv. 2017 - Déc. 2019)	26 400	4,99	26,04	-11,95	23,42
Pendant (Janv. 2020 - Déc. 2020)	13 200	2,52	21,69	-12,37	17,04
Après (Janv. 2021 - Août 2024)	48 400	6,58	29,46	-13,46	27,27

Note : $g12_{kpt}$ représente la croissance annuelle des prix par produit et province. Les percentiles indiquent les valeurs situées en dessous de 10 % et 90 % des observations. Les périodes sont définies comme suit : Avant (2017-2019), Pendant (2020), Après (2021-2024).

La table 2.1 présente les premières statistiques descriptives du taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$) observées avant, pendant et après la pandémie.

Avant la pandémie, la croissance annuelle moyenne des prix s'établissait à 4,99 %, avec une forte variabilité entre produits et provinces. Pendant la pandémie, la croissance a ralenti pour atteindre 2,52 % en moyenne, tandis que la dispersion des prix a diminué. Après la pandémie, la croissance annuelle moyenne a fortement augmenté pour atteindre 6,58 %, indiquant une inflation post-pandémique plus marquée et persistante.

Les percentiles révèlent également une hausse de la dispersion. Le 10^e percentile est passé de -11,95 % avant la pandémie à -13,46 % après celle-ci, tandis que le 90^e percentile est passé de 23,42 % à 27,27 %. Un élargissement de l'écart entre les percentiles 10 et 90 indique que les prix les plus bas et les prix les plus élevés s'éloignent davantage les uns des autres, traduisant ainsi une augmentation de l'hétérogénéité des prix et, par conséquent, une dispersion accrue.

Table 2.2 Statistiques descriptives des taux de croissance mensuels (g_{kpt}) et annuels ($g12_{kpt}$) des prix des biens alimentaires par province canadienne

Province	g_{kpt} (%)	$g12_{kpt}$ (%)	Percentile (10)	Percentile (90)	Écart-type
Alberta	5,3	5	-11,0	13,1	26,90
Colombie-Britannique	5,3	5	-10,6	12,7	26,1
Manitoba	5,5	5,2	-12,3	14,6	28,1
Nouveau-Brunswick	3,9	5,9	-11,3	13,4	26,7
Nouvelle-Écosse	4,5	6,2	-11,9	14,4	27,9
Ontario	4,4	6,1	-13,1	15,1	28
Québec	6,5	5,9	-14,7	18,2	31,5
Saskatchewan	3,5	4,6	-10,9	12,9	25
Terre-Neuve-et-Labrador	4,6	5,1	-11,5	13,5	26,2
Île-du-Prince-Édouard	4,5	6	-11,8	14,3	27,4
Moyenne	4,8	8,2	-11,9	14,2	53,0

Note : Les taux g_{kpt} et $g12_{kpt}$ correspondent aux croissances mensuelles et annuelles des prix, moyennées sur l'ensemble des produits de chaque province.

Comme le montre la table 2.2, toutes les provinces affichent des taux de croissance annuels et mensuels relativement proches. Le Québec présente le taux de croissance annuel le plus élevé (5,9 %) ainsi que la plus grande volatilité (écart-type = 31,5), tandis que la Saskatchewan apparaît comme la province la plus stable, avec $g12_{kpt} = 4,6$ % et un écart-type de 25.

Cette dynamique pourrait s'expliquer par la structure de l'économie québécoise, caractérisée par une dépendance relativement élevée aux importations pour certains biens de consommation et, par conséquent, par une sensibilité accrue aux chocs d'offre internationaux. Selon Banque du Canada (2023), la hausse des coûts des biens importés ainsi que les perturbations des chaînes d'approvisionnement mondiales ont joué un rôle central dans l'inflation récente. Il est ainsi plausible que les économies les plus exposées aux importations, comme le Québec, aient été plus fortement affectées par ces chocs.

L'Ontario et la Colombie-Britannique présentent des taux de croissance modérés et une volatilité intermédiaire. Ces résultats suggèrent que, malgré des dynamiques de croissance des prix relativement similaires entre provinces, les écarts de niveaux de prix demeurent hétérogènes d'une province à l'autre.

Table 2.3 Top 10 des dates avec les médianes du taux de croissance annuel les plus élevées ($g12_{kpt}$)

Rang	Date	Médiane (%)
1	Avril 2022	23,71
2	Mai 2022	13,13
3	Mars 2022	13,07
4	Août 2022	10,58
5	Janvier 2022	9,72
6	Janvier 2023	9,70
7	Février 2019	9,03
8	Octobre 2022	8,88
9	Novembre 2021	8,86
10	Juin 2019	8,60

Note : Les médianes sont calculées sur l'ensemble des prix, toutes provinces et produits confondus, et les valeurs sont classées par ordre décroissant. Pour chaque date, la médiane correspond à la valeur centrale des taux de croissance annuels des prix.

Table 2.4 Top 10 des produits avec les médianes du taux de croissance annuel des prix les plus élevées

Rang	Produit	Médiane (%)
1	Pommes de terre frites surgelées, 750 g	8,28
2	Laitue romaine, unité	6,83
3	Laitue iceberg, unité	6,74
4	Oignons, 1,36 kg	6,17
5	Maïs en conserve, 341 ml	5,97
6	Pommes de terre, par kg	5,94
7	Dentifrice, 100 ml	5,49
8	Sauce pour pâtes, 650 ml	5,29
9	Œufs, 1 douzaine	5,24
10	Tomates, par kg	5,23

Note : Les médianes sont calculées à partir des prix des produits toutes provinces et dates confondues. Les valeurs sont rangées par ordre décroissant et, pour chaque produit, la médiane correspond à la valeur centrale du taux de croissance annuel des prix.

Table 2.5 Top 10 des provinces avec les médianes du taux de croissance annuel des prix les plus élevées

Rang	Province	Médiane (%)
1	Ontario	2,53
2	Île-du-Prince-Édouard	2,49
3	Nouvelle-Écosse	2,43
4	Nouveau-Brunswick	2,34
5	Alberta	2,22
6	Terre-Neuve-et-Labrador	2,17
7	Colombie-Britannique	2,13
8	Québec	1,99
9	Manitoba	1,93
10	Saskatchewan	1,93

Note : Les médianes sont calculées sur l'ensemble des prix, tous produits et dates confondus, et les valeurs sont classées par ordre décroissant. Pour chaque province, la médiane correspond à la valeur centrale des taux de croissance annuels des prix.

Les tableaux 2.3, 2.4 et 2.5 présentent respectivement les dix médianes les plus élevées du taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$), ventilées par date, par produit et par province. Nous utilisons la médiane plutôt que la moyenne, car elle est plus robuste aux valeurs extrêmes, c'est-à-dire qu'elle n'est pas fortement influencée par des observations exceptionnellement élevées ou faibles.

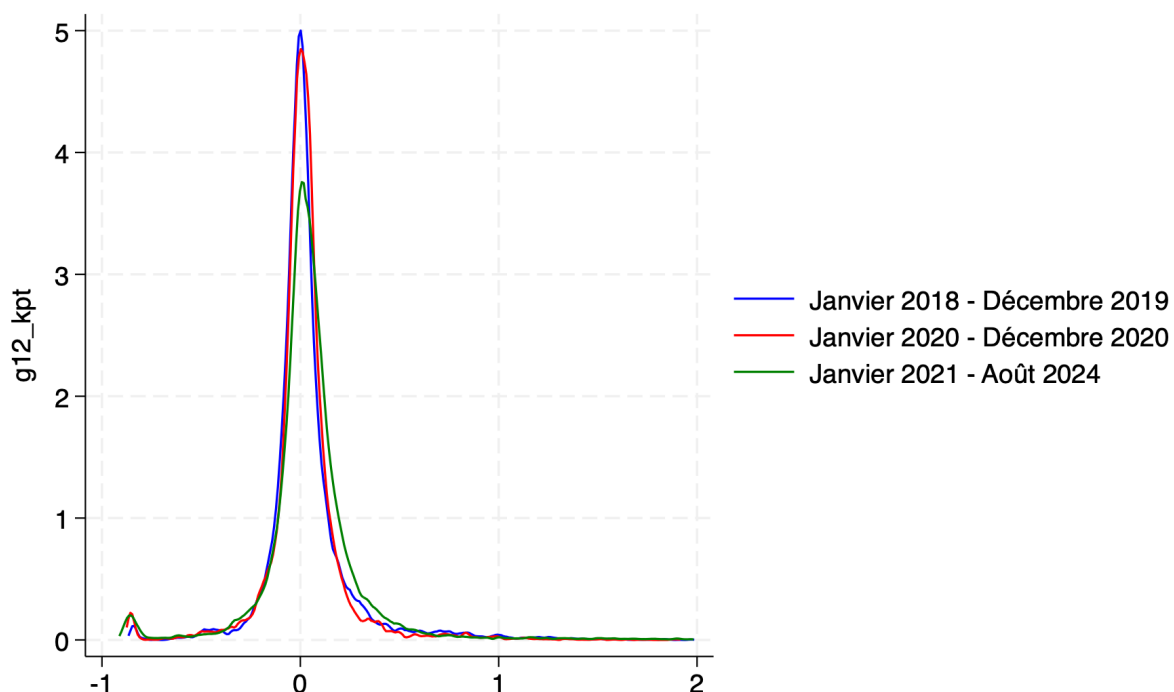
Tout d'abord, on observe que la période d'inflation la plus marquée correspond à l'année 2022, immédiatement après la pandémie. En effet, c'est au cours de cette année que l'inflation sur douze mois a atteint son maximum au Canada, avec le mois d'avril en tête (23,71 %). Ce résultat est cohérent avec la littérature existante, notamment di Giovanni *et al.* (2024), qui identifie 2022 comme

l'année du pic de l'inflation mondiale.

Ensuite, on constate que les produits alimentaires de base (pommes de terre, laitue, oignons) dominent le classement. Toutefois, certains produits transformés, tels que la sauce pour pâtes, figurent également parmi les plus touchés, révélant une hétérogénéité au sein des catégories de produits ayant enregistré les hausses de prix les plus importantes.

Enfin, bien que les différences de médianes entre provinces soient relativement modestes en valeur absolue, elles peuvent néanmoins être économiquement significatives pour les consommateurs. En effet, même de faibles écarts de prix peuvent affecter le pouvoir d'achat, en particulier pour les biens de consommation courante. Par ailleurs, l'Ontario et l'Île-du-Prince-Édouard affichent les valeurs les plus élevées, ce qui suggère l'existence de différences structurelles entre provinces qui méritent d'être analysées plus en détail.

Figure 2.1 Distribution du taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$) par période



La figure 2.1 permet de visualiser les résultats du tableau 2.1. La courbe la plus pointue (bleue)

correspond à la période précédant la COVID-19 et indique une faible variabilité des prix durant cette période.

Pendant la pandémie, la courbe rouge apparaît légèrement plus étalée, suggérant une augmentation de la variabilité des taux de croissance des prix en lien avec les chocs d'offre et de demande induits par la crise sanitaire.

Enfin, la courbe verte correspondant à la période postérieure à la COVID-19 met en évidence une inflation persistante après la pandémie. Sa forme plus aplatie et asymétrique suggère une augmentation de la variabilité et donc de la dispersion des prix durant cette période. Cette configuration de la distribution indique en outre une probabilité non négligeable d'observer des valeurs extrêmes.

CHAPITRE 3

DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE

3.1 Méthodologie :

Les statistiques descriptives ont permis de découvrir les premiers faits stylisés de notre étude. À partir des résultats obtenus, nous utiliserons la décomposition de variance sur le logarithme du prix $\log(\text{prix}_{kpt})$ afin de mesurer la dispersion spatiale des prix en niveau et le taux de croissance annuel du prix ($g12_{kpt}$) pour analyser la dispersion des variations de prix entre provinces. Cette méthode économique consiste à mesurer la variance totale des prix, à isoler les contributions relatives des dimensions explicatives (produit, province, temps) et à attribuer la part résiduelle des différentes dimensions dans cette variance totale.

Pour pouvoir effectuer cette décomposition de la variance, nous avons constitué plusieurs groupes qui serviront à effectuer des régressions à effets fixes. Ce sont :

- Produit $\times$ Province,
- Produit $\times$ Temps,
- Province $\times$ Temps.

Ces effets fixes permettent de contrôler les caractéristiques fixes de ces différentes dimensions sur la variance totale observée, d'abord pour le logarithme du prix, puis pour le taux de croissance annuel des prix. En d'autres termes, les R^2 obtenus pour chaque régression montreront la contribution de chacune de ces dimensions à la dispersion des prix.

3.2 Résultats :

Les régressions à effets fixes permettent de contrôler l'hétérogénéité inobservable et d'identifier la part de la variation des prix attribuable aux différentes dimensions de l'analyse, telles que les produits, les provinces et le temps. Elles contribuent ainsi à mieux comprendre quels facteurs influencent les dynamiques de prix observées. Afin d'améliorer la précision des estimations, nous introduisons des effets fixes croisés, qui permettent de capter des effets combinés entre plusieurs dimensions. Par exemple, les effets fixes produit-temps ($k \times t$) absorbent l'impact d'un choc spé-

cifique affectant un produit donné à une date donnée, tandis que les effets fixes province-temps capturent les chocs communs à une province à une période donnée. Cette approche permet d'isoler plus finement l'effet propre des variables d'intérêt, en neutralisant les chocs communs et les facteurs confondants susceptibles de biaiser l'estimation des dynamiques interprovinciales des prix.

Table 3.1 Résultats des régressions à effets fixes sur le log du prix $\log(\text{prix}_{kpt})$

Variables	Logarithme du prix						
	(k)	(k+p)	(k+p+t)	(kt+p)	(kp+t)	(k+pt)	(kt+pt)
R^2	0,815	0,818	0,823	0,887	0,887	0,889	0,889
Erreur standard	0,001	0,001	0,001	0,0009	0,0009	0,0012	0,0009
(N)	101 200	101 200	101 200	101 200	101 200	101 200	101 200

Note : Le modèle est estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires et les spécifications incluent différentes combinaisons d'effets fixes : k (produits), p (provinces), t (temps).

Table 3.2 Résultats des régressions à effets fixes sur le taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$)

Variables	Taux de croissance des prix sur 12 mois						
	(k)	(k+p)	(k+p+t)	(kt+p)	(kp+t)	(k+pt)	(kt+pt)
R^2	0,035	0,035	0,045	0,056	0,066	0,399	0,399
Erreur standard	0,0017	0,0017	0,0017	0,0017	0,0017	0,0014	0,0018
(N)	88 000	88 000	88 000	88 000	88 000	88 000	88 000

Note : Le modèle est estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires et les spécifications incluent différentes combinaisons d'effets fixes : k (produits), p (provinces), t (temps).

Les tableaux 3.1 et 3.2 estiment des régressions à effets fixes sur le logarithme du prix et le taux de croissance annuel des prix à travers les équations suivantes :

$$\log(\text{prix}_{kpt}) = \sum_{d \in D} \text{fixed effect}_d + \varepsilon_{kpt} \quad (3.1)$$

$$g12_{kpt} = \sum_{d \in D} \text{fixed effect}_d + \varepsilon_{kpt} \quad (3.2)$$

Légende :

- $\log(\text{prix}_{kpt})$: Logarithme du prix du produit k , dans la province p , à la période t ;
- $g12_{kpt}$: Taux de croissance annuel du prix du produit k , dans la province p , à la période t ;
- fixed effect : Effets fixes considérés dans le modèle (province, produit, temps) ;
- D : dimension des effets fixes inclus dans la régression
- ε_{kpt} : Terme d'erreur.

La table 3.1 décrit les estimations à effets fixes du logarithme du prix. $R^2 = 81,5\%$ signifie que 81,5% des variations du log du prix sont expliquées par les différences entre produits. Le R^2 le plus élevé correspond à la régression $(kt + pt)$ et s'élève à 88,9%, ce qui indique qu'une grande partie de la variance du logarithme des prix $\log(\text{prix}_{kpt})$ est expliquée par des fluctuations spécifiques aux produits et aux provinces dans le temps. Plus précisément, l'ajout des effets fixes province $\times$ temps permet de capter les variations propres à chaque province à différents moments. Le fait que le R^2 associé à la spécification $(k + pt)$ soit identique à celui du modèle $(kt + pt)$ suggère d'ailleurs qu'une part importante de cette variance peut déjà être expliquée par les différences structurelles entre produits combinées à l'évolution spécifique des provinces au cours du temps. Néanmoins, $\log(\text{prix}_{kpt})$ est une variable stable qui mesure les prix logarithmiques en niveau (les prix en niveau varient peu mois à mois par rapport aux taux de croissance) ce qui pourrait expliquer les R^2 aussi élevés. En revanche, grâce à la variable $g12_{kpt}$, nous analysons désormais les prix en termes de taux de croissance, ce qui permet de neutraliser les différences de niveau de prix entre produits.

La table 3.2 montre les estimations à effets fixes pour le taux de croissance des prix sur 12 mois. La

variable $g12_{kpt}$ représente l'évolution des prix au fil du temps qui est sujette à de la variabilité, ce qui explique pourquoi les R^2 sont moins élevés que ceux des régressions de $\log(\text{prix}_{kpt})$. Malgré les valeurs relativement faibles du coefficient de détermination R^2 , environ 40 % de la variation ($R^2 = 39,90$) du taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$) est expliquée par les effets $k + pt$ et $(kt + pt)$. Ce résultat confirme les conclusions obtenues précédemment : une part importante de la variance est imputable à des caractéristiques spécifiques, non seulement aux produits, mais également aux provinces et à leur évolution dans le temps. Ces résultats suggèrent que 60 % de variance non expliquée pourrait refléter la présence de chocs idiosyncratiques ou de facteurs non observés.

Figure 3.1 Évolution du logarithme du prix ($\log_prix_{kpt}$) avec effets fixes produit et province (2018–2024)

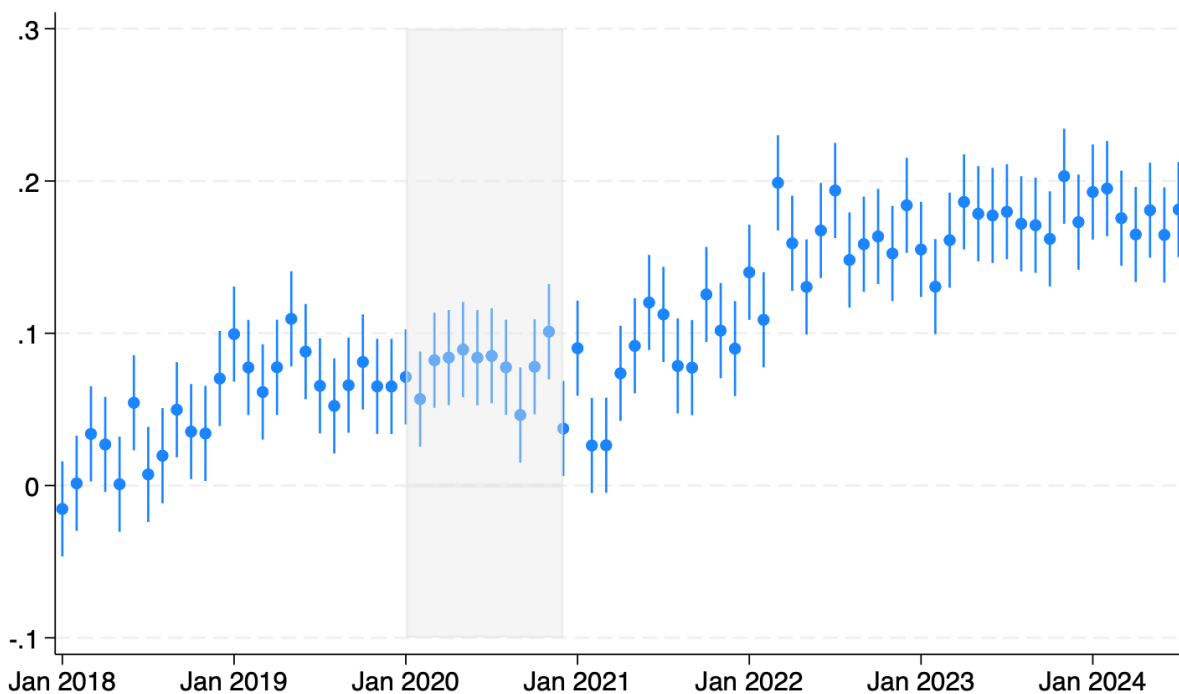
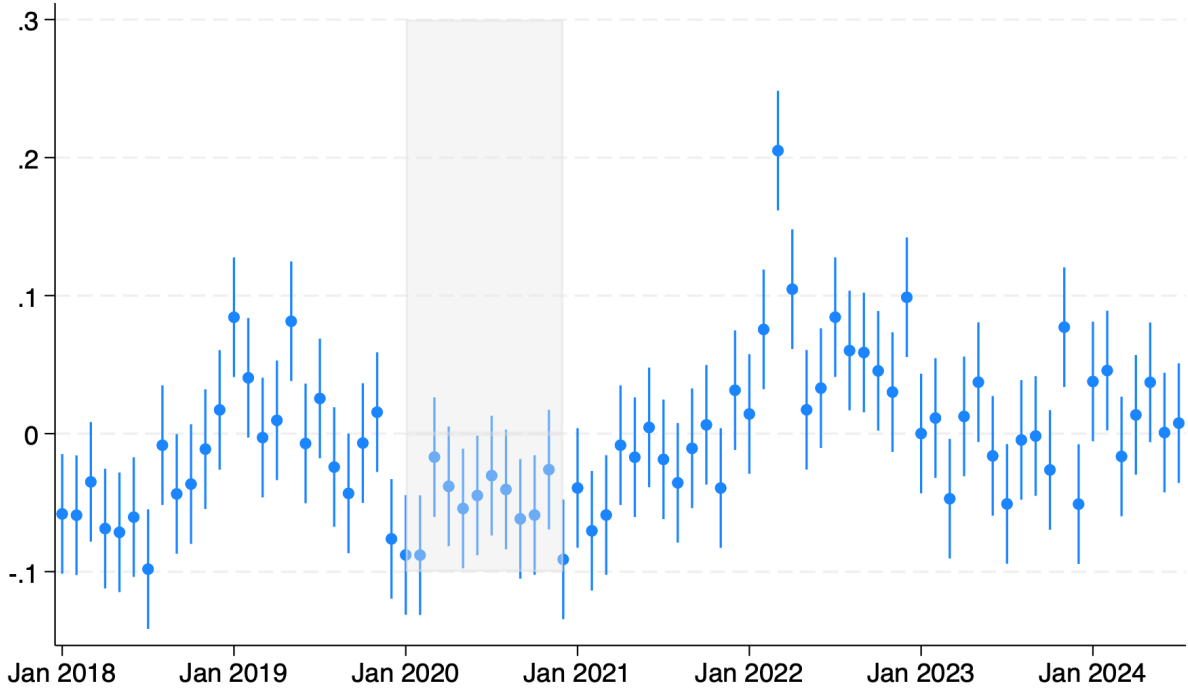


Figure 3.2 Évolution du taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$) avec effets fixes produit et province (2018-2024)



Les figures 3.1 et 3.2 permettent de visualiser l'évolution des prix selon le logarithme du prix et le taux de croissance annuel des prix à partir des équations suivantes :

$$\log(\text{prix}_{kpt}) = \sum_{t=2}^T \beta_t \cdot D_t + \alpha_k + \gamma_p + \varepsilon_{kpt} \quad (3.3)$$

$$g12_{kpt} = \sum_{t=2}^T \delta_t \cdot D_t + \alpha_k + \gamma_p + \varepsilon_{kpt} \quad (3.4)$$

Légende :

- $\log(\text{prix}_{kpt})$: logarithme du prix du produit k , dans la province p , à la période t ;
- β_t et δ_t : coefficients estimés pour la période t , mesurant l'écart au mois de référence ($t = 2$, le mois correspondant à $t = 1$ (janvier 2018) étant omis afin de servir de catégorie de référence);
- D_t : variable indicatrice (dummy) égale à 1 si l'observation correspond à la période t , 0 sinon;
- α_k : effet fixe propre au produit k ;
- γ_p : effet fixe propre à la province p ;
- ε_{kpt} : terme d'erreur.

La figure 3.1 montrent les coefficients estimés à partir des régressions à effets fixes du logarithme du prix sur la période de 2018 à 2024 en contrôlant pour les variations liées au produit et à la province. L'axe horizontal montre les dates (de janvier 2018 à janvier 2024) et l'axe vertical, la valeur des effets fixes par mois. Les niveaux des prix augmentent en tendance générale entre 2018 et 2024 même après avoir contrôlé pour les effets fixes produit et province. On observe un ralentissement temporaire (creux) en 2020 qui est l'année de la pandémie puis une remontée avant une stabilisation des prix entre 2023 et 2024.

La figure 3.2 présente les coefficients estimés issus des régressions à effets fixes du taux de croissance annuel des prix. Avant la pandémie, on observe déjà certaines fluctuations dans l'évolution des prix, mais les coefficients restent globalement proches de zéro, ce qui indique une dynamique relativement stable. À l'instar des résultats obtenus pour le logarithme de prix, les coefficients deviennent négatifs durant la période de la pandémie (2020-2021), traduisant une désinflation (ralentissement de l'inflation) pendant la COVID-19. En revanche, à partir de la période après-COVID, une phase d'inflation marquée est observée entre 2021 et 2023, avec des coefficients atteignant des valeurs proches de 0,20. Cette phase est suivie d'un ralentissement, voire d'une baisse des dynamiques de prix entre 2023 et 2024, avant une stabilisation progressive. L'ampleur de ces fluctuations suggère que les variations des prix se sont nettement accentuées après la pandémie, témoignant d'une plus grande instabilité des dynamiques de prix au cours de la période après-COVID.

CHAPITRE 4

DISPERSION DES PRIX

4.1 Méthodologie :

Pour analyser la dispersion spatiale des niveaux de prix ainsi que celle des taux de croissance des prix entre les provinces, nous avons procédé en plusieurs étapes. Tout d'abord, nous avons calculé les coefficients de variation du logarithme des prix $CV(\log(prix_{kpt}))$, pour chaque produit et à chaque date, à partir de l'écart-type et du prix moyen. Ensuite, nous avons mesuré les écarts-types des taux de croissance annuels des prix ($g12_{kpt}$) avant d'estimer des régressions à effets fixes produit afin d'évaluer l'impact de l'inflation sur l'évolution de ces deux indicateurs de dispersion. Enfin, nous avons étudié la corrélation entre la période considérée et les coefficients de variation ainsi que les écarts-types obtenus.

Soient θ_{kt} : le prix moyen, σ_{kt} : l'écart-type de $\log(\text{prix}_{kpt})$ et $CV(\log(prix_{kpt}))$: le coefficient de variation tels que :

$$\theta_{kt} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log(\text{prix}_{kpt,i}) \quad (4.1)$$

$$\sigma_{kt} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\log(\text{prix}_{kpt,i}) - \theta_{kt})^2} \quad (4.2)$$

$$CV(\log prix_{kpt}) = \frac{\sigma_{kt}}{\mu_{kt}} \times 100 \quad (4.3)$$

L'écart-type σ_{kt} est calculé à l'aide de l'estimateur biaisé (dénominateur égal à n) avec pour objectif de décrire la dispersion empirique des prix observés plutôt que d'estimer un paramètre de population (vraie variance des prix de tous les points de vente au Canada par exemple)

4.2 Résultats :

Figure 4.1 Évolution du coefficient de variation du logarithme du prix $\log(\text{prix}_{kpt})$ avec effets fixes produit (2018-2024)

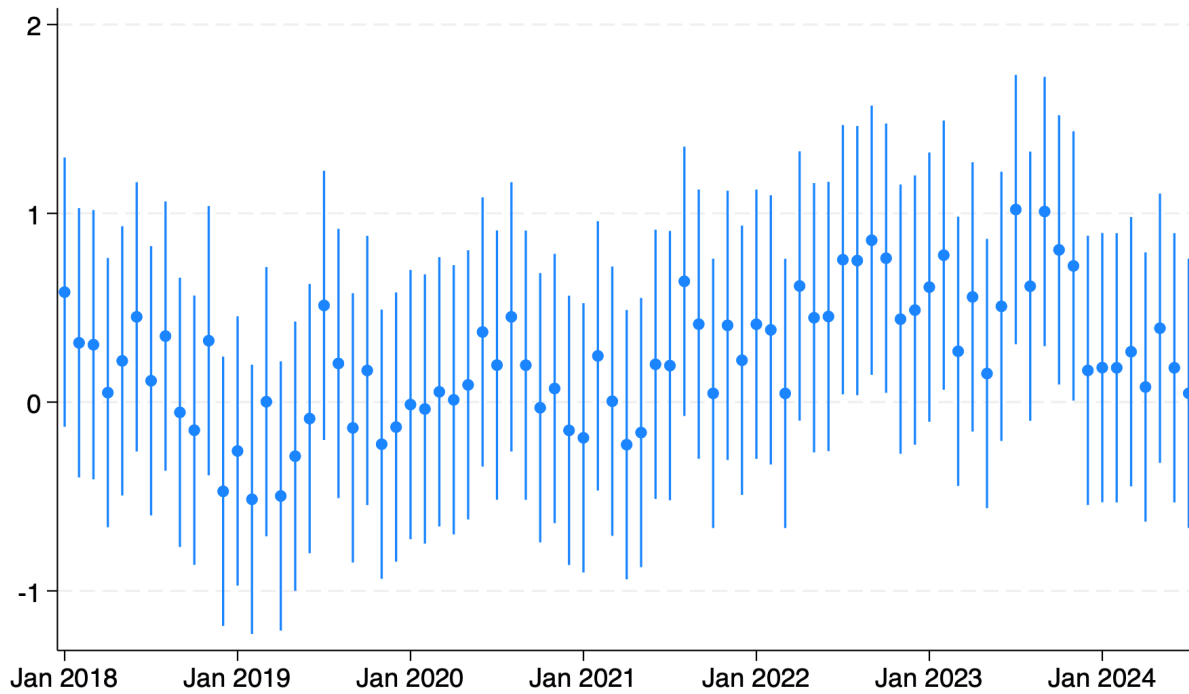
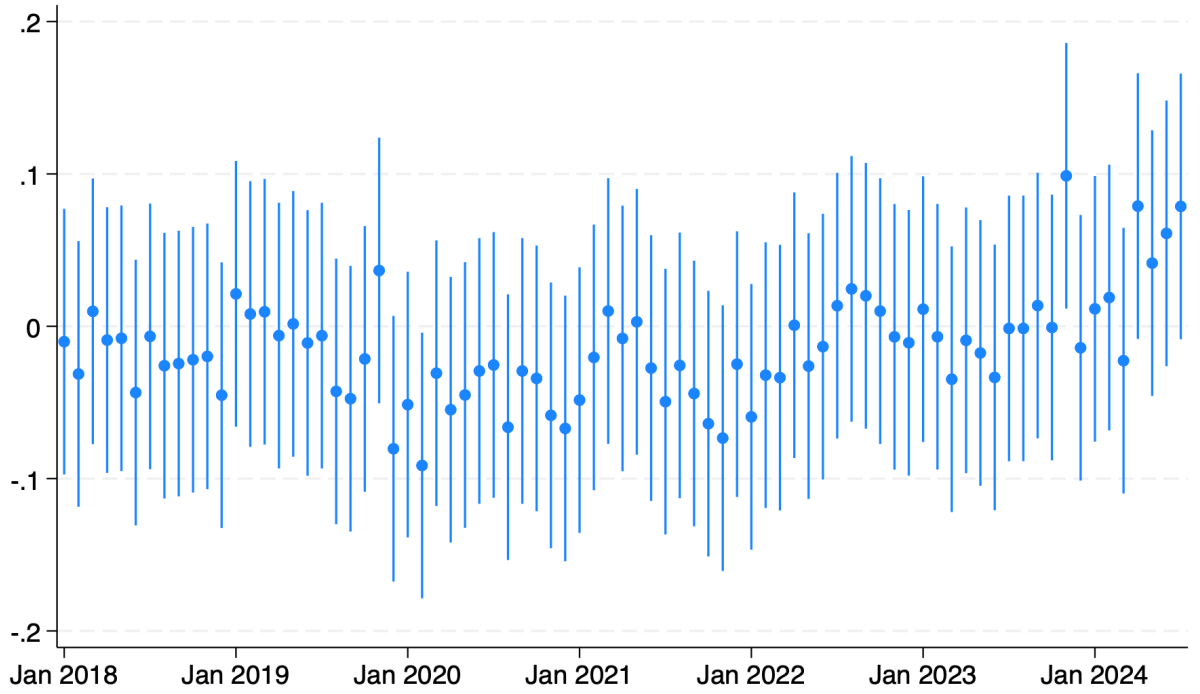


Figure 4.2 Évolution de l'écart-type du taux de croissance annuel des prix ($g12_p$) avec effets fixes produit (2018-2024)



Nous estimons les régressions du coefficient de variation du logarithme du prix et de l'écart-type du taux de croissance annuel des prix à travers les équations suivantes :

$$CV(\log prix_{kpt}) = \sum_{t=2}^T \beta_t D_t + \alpha_k + \varepsilon_{k,t} \quad (4.4)$$

$$SDg12_{kpt} = \sum_{s=2}^T \beta_s D_s + \alpha_k + \varepsilon_{k,t} \quad (4.5)$$

Légende :

- $CV(\log \text{prix}_{kpt})$: coefficient de variation du logarithme du prix
- $SDg12_{kpt}$: écart-type du taux de croissance annuel des prix ($g12_p$) au mois t ;
- D_t : dummy qui vaut 1 si l'observation correspond au mois t , 0 sinon ;
- β_m : coefficient estimé pour le mois m ;
- T : dernier mois de l'échantillon (Août 2024) ;
- α_k : effet fixe produit
- ε_t : terme d'erreur.

La figure 4.1 présente l'évolution du coefficient de variation du logarithme du prix, qui mesure la dispersion relative des prix des produits entre les provinces. Avant la pandémie, on observe de légères fluctuations, mais les coefficients demeurent globalement proches de zéro, ce qui indique une dispersion faible, bien que non nulle, des prix avant la crise sanitaire. Pendant la pandémie, en 2020, la dispersion reste significative, avec des hausses et des baisses hétérogènes des prix selon les provinces et les produits, reflétant des chocs asymétriques. À partir de 2021, l'amplitude des variations s'accroît et le coefficient de variation augmente, suggérant une dispersion des prix plus élevée qu'avant la pandémie.

La figure 4.2 ci-dessus illustre les résultats de la régression de l'écart-type du taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$) sur le temps (2018 à 2024). Janvier 2018 (première date) correspond à la période de référence donc chaque coefficient estimé correspond à la variation moyenne de la dispersion des prix par rapport à janvier 2018. Bien que l'on constate certaines fluctuations mensuelles, la tendance générale du graphique est cohérente avec la figure 2 et indique une augmentation notable de l'écart-type sur le long terme. Entre janvier 2020 et octobre 2023, les écarts-types présentent peu de variations. Toutefois, on observe d'abord un pic marqué en novembre 2023, suivi de fortes fluctuations qui se poursuivent jusqu'à la mi-2024. Ces variations pourraient s'expliquer par la volatilité des prix de l'énergie mise en évidence dans le *World Energy Outlook* du International Energy Agency (2023), ainsi que par la transmission de ces hausses aux coûts de production.

Selon la figure, les quatre dernières bandes correspondent aux phases les plus longues présentant

les écarts-types les plus élevés et l'année 2024 s'inscrit dans la période post-pandémie.

Table 4.1 Résultats des régressions des périodes COVID sur le coefficient de variation (avec effet fixe produit)

Variables	Coefficient	Erreur standard
Pendant COVID	−0,130	0,087
Après COVID	0,144**	0,059
Constante	3,754***	0,044
R^2	0,7845	
Nombre d'observations (N)	10 120	
Effets fixes	Produit (110 catégories)	

Notes : ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Référence : période avant COVID.

Table 4.2 Résultats des régressions des périodes COVID sur l'écart-type du taux de croissance annuel des prix (avec effets fixes produit)

Variables	Coefficient	Erreur standard
Pendant COVID	−0,037***	0,011
Après COVID	0,006	0,008
Constante	0,180***	0,006
R^2	0,319	
Nombre d'observations (N)	8 800	
Effets fixes	Produit (110 catégories)	

Notes : *** $p < 0,01$. La période de référence : avant COVID.

Les régressions du coefficient de variation des prix et de l'écart-type du taux de croissance annuel des prix sur les périodes COVID sont effectuées sur la base des équations suivantes :

$$CV(\log prix_{kpt}) = \alpha + \beta_1 \cdot \text{pendant COVID} + \beta_2 \cdot \text{après COVID} + \gamma_k + \varepsilon_{kt} \quad (4.6)$$

$$SDg12_{kpt} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{pendant COVID} + \beta_2 \cdot \text{après COVID} + \gamma_k + \varepsilon_{kt} \quad (4.7)$$

Légende :

- α : constante représentant la moyenne pour la période de référence (avant la COVID) ;
- pendant COVID : dummy égale à 1 pendant la pandémie, 0 sinon ;
- après COVID : dummy après la pandémie, 0 sinon ;
- γ_k : effet fixe pour chaque produit k (110 catégories) ;
- ε_{kt} : terme d'erreur.

La période de référence est "avant-COVID", c'est-à-dire que les coefficients des variables pendant-COVID et après-COVID mesurent les écarts par rapport à cette période.

Le tableau 4.1 montre un coefficient estimé de -0,130 qui signifie que pendant la COVID, le coefficient de variation baisse de 0,130 points par rapport à avant la pandémie toutes choses égales par ailleurs (avec effet fixe produit). Cependant, cette baisse n'est pas statistiquement significative donc on ne peut pas affirmer avec certitude un réel changement du coefficient de variation durant cette phase. Cette absence de significativité peut s'expliquer par la présence de chocs hétérogènes entre produits et provinces, qui accroissent le bruit statistique et rendent l'identification d'un effet moyen plus difficile.

Concernant la période après la pandémie, le coefficient de variation a augmenté de 0,144 point par rapport à avant la COVID-19 et ce résultat est significatif au seuil de 5%. Cela signifie que la dispersion spatiale des niveaux de prix a augmenté de manière significative après la pandémie.

Le tableau 4.2 présente les résultats relatifs à l'écart-type du taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$, qui mesure la dispersion de la dynamique inflationniste pendant et après la pandémie. Pendant la période de la COVID-19, le coefficient estimé est négatif et égal à -0,037, indiquant une diminution de la dispersion des taux de croissance des prix. Contrairement aux résultats obtenus pour le coefficient de variation, cet effet est ici statistiquement significatif au seuil de 1%, ce qui apporte une plus grande certitude quant à l'évolution des dynamiques de prix durant cette période. Après la pandémie, la dispersion des taux de croissance augmente légèrement, avec un coefficient de 0,006, mais cet effet n'est pas statistiquement significatif. Cela suggère que malgré cette direction positive du coefficient, on ne peut pas affirmer avec certitude que la dispersion des taux de croissance des prix entre provinces a augmenté après la pandémie.

Après avoir étudié l'évolution temporelle de la dispersion des niveaux et variations de prix, nous analysons maintenant la manière dont celle-ci varie selon différents niveaux d'inflation.

Table 4.3 Effet des bandes d'inflation sur le coefficient de variation

Bande d'inflation	Coefficient	Erreur standard	Nombre d'observations
Très forte déflation (< -10%)	1.994***	0.141	902
Déflation modérée (-10% à -5%)	0.480***	0.142	755
Faible déflation (-5% à -1%)	0.127	0.127	1 210
Zone quasi stable (-1% à 1%) (réf.)			741
Inflation modérée (1% à 5%)	-0.030	0.122	1 504
Inflation forte (5% à 10%)	0.027	0.127	1 254
Très forte inflation (> 10%)	0.456***	0.112	3 754
Constante	3.409***	0.101	
Nombre d'observations		10 120	
Effets fixes absorbés (produit)		110 catégories	
R^2 ajusté		0.789	

Note : *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$. La bande de référence correspond à une zone quasi stable comprise entre -1% et 1%. Cette bande ne correspond pas à la cible officielle d'inflation de la Banque du Canada (1% à 3%), mais sert uniquement à isoler les périodes où la variation moyenne des prix est proche de zéro. Les bandes sont construites au niveau produit x mois du taux de croissance annuel moyen des prix, toutes provinces confondues.

Les effets des bandes d'inflation sur le coefficient de variation sont estimés à partir de l'équation suivante :

$$CV(\log \text{prix}_{kpt}) = \alpha + \beta_1 D_{1,kt} + \beta_2 D_{2,kt} + \beta_3 D_{3,kt} + \beta_5 D_{5,kt} + \beta_6 D_{6,kt} + \beta_7 D_{7,kt} + \gamma_k + \varepsilon_{kt} \quad (4.8)$$

Légende :

- $CV(\log \text{prix}_{kpt})$: coefficient de variation du logarithme du prix pour le produit k à la période t ,
- $D_{k,it}$: variable indicatrice qui vaut 1 si l'observation appartient à la bande d'inflation k (avec $k \in \{1, 2, 3, 5, 6, 7\}$),
- la bande $k = 4$ (soit l'intervalle $[-1\%, 1\%]$) est la catégorie de référence,
- γ_k : effet fixe spécifique à chaque produit,
- ε_{kt} : terme d'erreur.

Le tableau 4.3 montre les résultats de régressions de différents intervalles d'inflation sur le coefficient de variation. En effet, ces intervalles correspondent à des bandes de différentes dummies obtenues en divisant l'inflation en plusieurs catégories (de forte déflation à forte inflation). La bande de référence est "la bande 4" $[-1\%;1\%]$ qui correspond à une zone de faible variation des prix (croissance proche de zéro), utilisée comme situation de référence pour analyser la dispersion des niveaux de prix. De manière générale, le coefficient de variation qui mesure la dispersion des prix est significativement plus élevé autant en période de forte inflation ($>10\%$) que de forte déflation ($< -10\%$). En d'autres termes, le coefficient de variation augmente de manière significative lorsqu'il y a de grands changements au niveau des prix (forte inflation ou forte déflation). Ce résultat est intéressant car il suggère clairement que la politique monétaire est moins efficace en période de forte volatilité. À l'inverse, les régimes modérés d'inflation ou de légère déflation ne montrent pas de variation significative de la dispersion des prix. On peut ainsi conclure que, dans un contexte de forte inflation, la mise en œuvre d'une politique monétaire efficace devient plus complexe en raison de l'hétérogénéité des dynamiques de prix entre les provinces.

CHAPITRE 5

RATIOS D'IMPORTATIONS

Après avoir étudié la dispersion des prix entre provinces, nous cherchons à déterminer pour quelle catégorie de biens cette dispersion est la plus marquée. Dans ce cadre, nous analysons le rôle des importations afin de vérifier si les biens les plus importés présentent une dispersion des prix plus élevée que les autres.

Notre étude s'inscrit dans le contexte de la pandémie de COVID-19, une période marquée par des fermetures de frontières et de fortes perturbations du commerce international. Dans ce cadre, il est essentiel d'analyser spécifiquement les biens importés, car ce sont eux qui ont été les plus exposés aux interruptions des échanges commerciaux internationaux. Cela permet d'évaluer dans quelle mesure la pandémie a influencé la dispersion des prix pour ces biens particulièrement vulnérables et ainsi de déterminer si cette dispersion s'est effectivement accrue ou non pour cette catégorie de biens.

5.1 Méthodologie :

Pour analyser la dispersion des niveaux et variations des prix des biens importés, nous combinons la base initiale des prix de produits alimentaires et non alimentaires par produit et province, avec une base sur le commerce international de marchandises du Canada de Statistique Canada¹ qui reporte, par code SH à 6 chiffres (SH6), les valeurs d'importations et d'exportations (en dollars canadiens) entre le Canada et le reste du monde. Pour assurer une correspondance optimale entre les deux bases, nous avons d'abord utilisé un modèle de langage de grande taille (large language model, LLM)² pour proposer un appariement entre les produits de notre base et les codes de Système harmonisé à 6 chiffres (SH6). Bien que les taux d'erreur ne soit pas estimé à priori, une

1. le lien de la base <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/71-607-x/2021004/imp-fra.htm>.

2. Le LLM utilisé est ChatGPT-5.5. Le prompt exact était : « Voici ma base de 110 produits alimentaires, pour chaque produit fais correspondre le code et le label SH6 correspondant, en utilisant les codes SH6 de la base à intégrer à notre base initiale. »

validation manuelle systématique a eu lieu. En effet, ces correspondances ont ensuite été revues et corrigées manuellement avant le fusionnement des deux bases. Par exemple, le produit « Avocat, unité 4 » a été associé au code SH6 « 080440 - Avocats frais ».

À partir de ces données, nous construisons d'abord un indicateur d'intensité d'importation représentant le degré d'importation du produit. Pour ce faire, nous avons commencé par extraire les données relatives aux importations du reste du monde vers le Canada et aux exportations du Canada vers le reste du monde. Puis, nous avons calculé le ratio d'importation (*ratio_imp*) pour chaque produit, défini comme suit :

$$ratio_imp = \frac{Valeurs_imp}{Valeurs_imp + Valeurs_exp}$$

où *Valeurs_imp* représente la valeur totale des importations d'un bien, et *Valeurs_exp* celle des exportations correspondantes. Toutes les valeurs se rapportent à l'année 2023, en supposant que la classification d'un bien comme importé ou exporté en 2023 demeure valable pour les autres années.

Pour poursuivre l'analyse, il est essentiel de disposer d'informations sur les seuils statistiques de la distribution du ratio d'importation (médiane et quartiles), afin de classer les biens de manière cohérente. L'examen de la base de données fait apparaître une médiane de 0,71 et une valeur de 0,85 pour le quatrième quartile.

Ensuite, nous retenons donc deux grandes catégories de biens définies comme suit et dont les listes sont disponibles dans l'annexe B et l'annexe C :

- **Biens importés** : *ratio_imp* > 0,71³ Ex : riz blanc, laitue romaine
- **Biens très importés** : *ratio_imp* > 0,85⁴ Ex : beurre, thé

3. 0,71 correspond à la médiane.

4. 0,85 correspond à la valeur du quatrième quartile.

Enfin, nous construisons un terme d'interaction (μ) correspondant au niveau de prix supplémentaire relatif à la catégorie de biens (importé ou très importé).

À l'aide de régressions, nous obtiendrons des résultats sur le lien entre la dispersion des prix et le degré d'importation des produits.

5.2 Résultats :

5.2.1 Analyse du logarithme du prix :

Figure 5.1 Évolution mensuelle du terme d'interaction (μ) de 2018 à 2024 : biens importés ($ratio_imp > 0,71$)

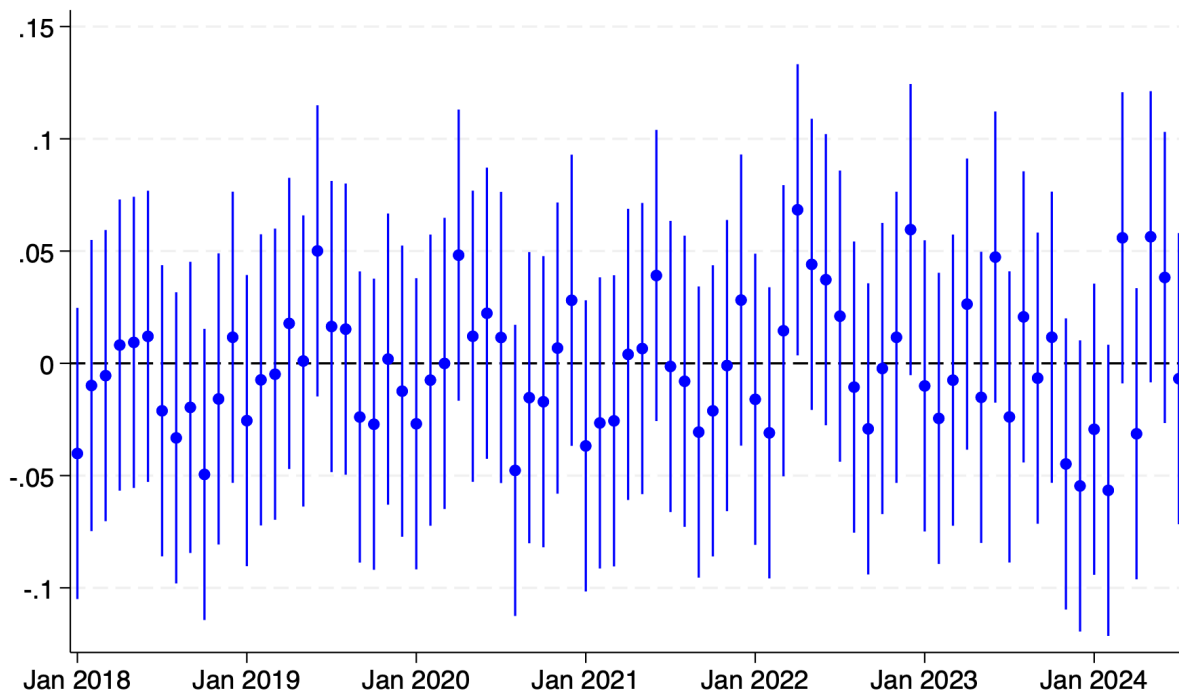
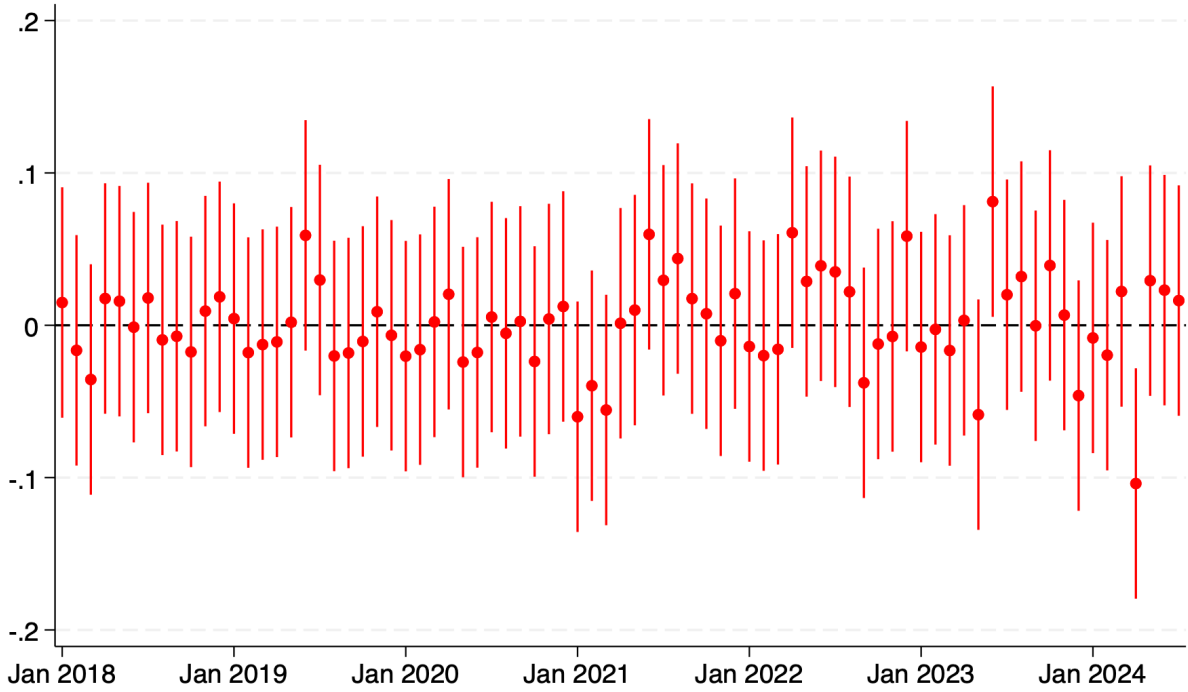


Figure 5.2 Évolution mensuelle du terme d'interaction (μ) de 2018 à 2024 : biens très importés ($ratio_imp > 0,85$)



Nous estimons les régressions du logarithme du prix et du terme d'interaction des biens importés et très importés dans le temps à partir des équations suivantes :

$$\log(\text{prix}_{kpt,x}) = \sum_{m=1}^{79} \beta_{m,x} \mathbf{1}\{t = m\} + \sum_{m=1}^{79} \mu_{m,x} \mathbf{1}\{t = m\} \mathbf{1}\{ratio_imp_k > x\} + \alpha_{k,x} + \gamma_{p,x} + \varepsilon_{kpt,x} \quad (5.1)$$

où $x \in \{0,71; 0,85\}$.

Légende :

- $\log(\text{prix}_{kpt})$: logarithme du prix du produit k dans la province p au mois t .
- $\beta_{m,x}$: coefficient associé au mois m ,
- $\mathbf{1}\{t = m\}$: variable indicatrice valant 1 si l'observation correspond au mois m , et 0 sinon
- $\alpha_{k,x}$: effet fixe produit k

- $\gamma_{p,x}$: effet fixe province p
- $\mu_{m,x}$: terme d'interaction entre le mois m et le ratio d'importation ($ratio_imp$),
- ε_{kpt}, x : terme d'erreur.

La figure 5.1 illustre l'évolution mensuelle du terme d'interaction des prix (μ) pour les biens importés ($(ratio_imp > 0.71)$) en tenant compte des effets fixes produit (k) et province (p) sur la période 2018-2024. Les points bleus représentent les coefficients estimés et les barres verticales leurs intervalles de confiance.

De manière générale, les coefficients, bien que parfois légèrement positifs ou négatifs, demeurent proches de zéro, ce qui suggère une faible variabilité du niveau des prix des biens importés relativement aux autres biens au cours de la période. Les intervalles de confiance recouvrent très souvent zéro, indiquant un faible degré de significativité statistique des effets mensuels.

On observe néanmoins certaines tendances : entre 2018-2019 (avant la pandémie), les effets estimés sont principalement négatifs ou proches de zéro, traduisant une dispersion relativement faible. En 2020, au moment du choc pandémique, la variabilité augmente légèrement, bien que les coefficients restent centrés autour de zéro. En 2023, l'évolution demeure globalement stable, suivie d'une baisse en début d'année 2024 puis d'une nouvelle hausse entre novembre 2023 et février 2024, avant de revenir plus proche de zéro en juillet 2024. On peut donc observer une dispersion plus accrue mais faiblement significative car les intervalles de confiance restent larges.

Dans l'ensemble, pour les biens importés, on observe pas de hausse ou de baisse significative et persistante de la dispersion des prix entre 2018 et 2024. Malgré quelques fluctuations ponctuelles, aucune évolution claire ne permet de conclure que la pandémie a eu un effet marqué ou durable sur la dispersion interprovinciale des prix pour cette catégorie de biens.

La figure 5.2 présente l'évolution mensuelle du terme d'interaction pour les biens très importés ($ratio_imp > 0,85$), en tenant compte des effets fixes produit et province sur la période 2018-2024. Pour cette catégorie de biens, les intervalles de confiance sont visiblement plus courts que ceux des biens importés, ce qui reflète un degré de significativité plus élevé et une estimation plus précise des effets mensuels.

Malgré cette meilleure précision, les coefficients demeurent globalement proches de zéro. Toutefois, une dynamique temporelle apparaît : entre 2018 et 2021, les coefficients sont majoritairement négatifs, tandis qu'à partir de 2021 et jusqu'en 2024, plusieurs coefficients deviennent positifs, suggérant une hausse relative de certains prix après la pandémie.

En résumé, les biens très importés semblent présenter une plus grande dispersion des niveaux de prix après la pandémie, ce qui se traduit par une significativité légèrement supérieure et des coefficients plus élevés après la pandémie qu'avant celle-ci. Toutefois, même si la dispersion apparaît plus marquée pour cette catégorie de biens, l'écart avec les biens importés demeure relativement limité. Cette limite peut signifier que le degré d'importation n'explique pas toute la dispersion des prix.

5.2.2 Analyse du taux de croissance annuel des prix :

L'analyse du logarithme du prix a permis de distinguer les tendances propres aux deux catégories de biens et d'identifier celles qui semblent les plus sensibles à la dispersion. Les résultats indiquent une dispersion légèrement plus marquée pour les biens importés ; toutefois, les intervalles de confiance demeuraient larges, ce qui limitait la significativité statistique des estimations. Afin de compléter l'analyse de la dispersion des niveaux de prix, nous étudions désormais la dispersion des taux de croissance annuels des prix, qui permet d'analyser les différences dans la dynamiques de prix entre provinces.

Figure 5.3 Évolution mensuelle du terme d'interaction μ du taux de croissance annuel des prix (μ) : biens importés ($ratio_imp > 0,71$)

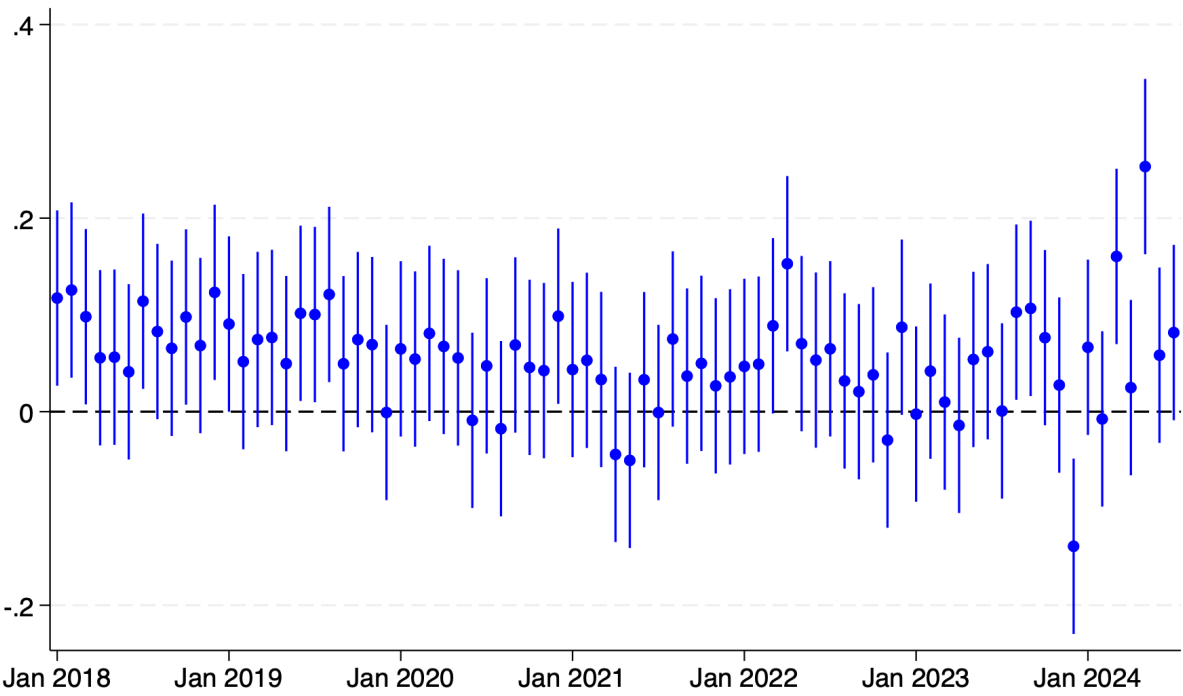
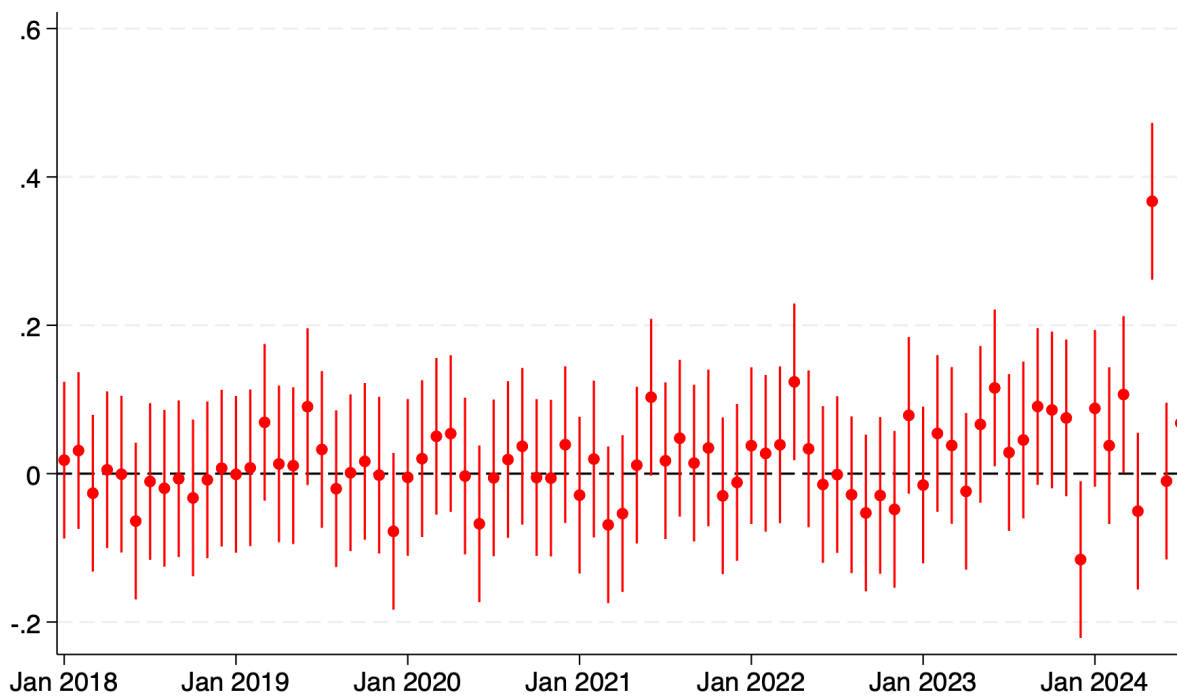


Figure 5.4 Évolution mensuelle du terme d'interaction du taux de croissance annuel des prix (μ) : biens très importés ($ratio_imp > 0,85$)



Nous estimons les régressions du taux de croissance annuel des prix et de μ des biens importés et très importés dans le temps à partir de l'équation suivante :

$$g12_{kpt,x} = \sum_{m=1}^{79} \beta_{m,x} \mathbf{1}\{t = m\} + \sum_{m=1}^{79} \mu_{m,x} \mathbf{1}\{t = m\} \mathbf{1}\{ratio_imp_k > x\} + \alpha_{k,x} + \gamma_{p,x} + \varepsilon_{kpt,x} \quad (5.2)$$

où $x \in \{0,71; 0,85\}$.

Légendes :

- $g12_{kpt}$: taux de croissance annuel des prix du produit k dans la province p au temps t tel que défini précédemment
- $\mathbf{1}\{t = m\}$: indicatrice valant 1 si l'observation correspond au mois m
- $\mu_{m,x}$: terme d'interaction entre les mois (m) et le ratio d'importation ($ratio_imp$)

La figure 5.3 présente les dynamiques de (μ) , qui représente l'évolution supplémentaire des biens importés ($ratio_imp > 0,71$) dans le taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$) relativement aux autres biens entre 2018 et 2024. Contrairement au logarithme du prix, $(g12_{kpt})$ mesure directement l'inflation annuelle, ce qui permet d'évaluer l'évolution des prix par rapport à l'année précédente tout en lissant les fluctuations mensuelles irrégulières. Sur l'ensemble de la période, la majorité des coefficients estimés sont positifs ou proches de zéro.

Avant la pandémie (2018-2019), les coefficients estimés sont globalement proches de zéro, ce qui indique qu'avant la COVID-19, les biens importés ne présentent pas une dynamique de prix significativement différente de celle des autres biens. Pendant la pandémie, on observe une baisse progressive des coefficients, dont certains deviennent négatifs ou proches de zéro. Début 2021, une chute plus marquée apparaît, suivie d'une remontée, bien que celle-ci demeure inférieure aux niveaux observés avant la COVID-19. Ces résultats suggèrent que, pendant la pandémie, les taux de croissance des prix des biens importés ont été plus faibles que ceux des autres biens durant les périodes associées à des perturbations des chaînes d'approvisionnement.

C'est à partir de la période après-COVID (2022) que l'on observe les hausses les plus importantes,

avec des coefficients pouvant atteindre des valeurs proches de 0,20. La période allant de janvier à août 2024 se distingue par une hétérogénéité accrue, les coefficients devenant tour à tour négatifs, proches de zéro ou fortement positifs, ce qui révèle une plus grande variabilité des dynamiques de prix. Cette dynamique pourrait être liée au maintien d'une politique monétaire restrictive durant l'année 2024, dont les effets différés peuvent se manifester de manière hétérogène selon les provinces et les catégories de biens.

Enfin, les intervalles de confiance, plus étroits que ceux obtenus à partir du logarithme du prix, indiquent des estimations statistiquement plus précises.

Sur la figure 5.4, on remarque que les taux de croissance sont les plus faibles mais peu de coefficients sont significatifs. Pendant la pandémie, les coefficients estimés des biens très importés sont plus négatifs que ceux des biens importés, ce qui indique que la baisse de l'inflation a été plus marquée que pour les biens très importés par rapport aux autres biens.

Après la pandémie, comme pour les biens importés, on observe une augmentation des variations du taux de croissance, mais celle-ci est plus prononcée pour les biens très importés. En effet, les taux de croissance après la pandémie sont nettement plus élevés qu'avant celle-ci, en particulier en 2024. À titre comparatif, le coefficient est proche de zéro en juin 2018, alors qu'il atteint près de 0,40 en juin 2024.

Cela suggère que les biens très importés sont associés à une dispersion des prix plus élevée que les autres biens. Toutefois, le faible nombre de coefficients statistiquement significatifs indique que cette relation demeure limitée et doit être interprétée avec prudence.

5.2.3 Coefficient de variation et écart-type :

Après l'analyse du taux de croissance annuel des prix ($g12_{kpt}$), nous avons pu quantifier les tendances post-pandémiques et montrer que les biens très importés ont connu des pics d'inflation plus élevés que les biens importés, ainsi que des baisses plus prononcées. Cela suggère une dispersion plus importante pour cette catégorie de biens. Cependant, les intervalles de confiance

restent relativement larges, ce qui limite la précision de l'interprétation. Afin d'évaluer plus rigoureusement le degré de significativité et la variabilité des prix entre provinces, nous poursuivons l'analyse en estimant le coefficient de variation du log du prix et l'écart-type du taux de croissance annuel des prix.

Table 5.1 Régressions du coefficient de variation des prix (cv_{lp}) sur la période COVID par la catégorie de biens (importés/très importés) avec terme d'interaction (μ)

	Importés (> 0.71)	Très importés (> 0.85)
Pendant COVID	−0.0112 (0.2851)	−0.0877 (0.1933)
Après COVID	−0.0496 (0.2887)	−0.0834 (0.2122)
Importés / Très importés (niveau)	0.7586 (1.0069)	0.9490 (1.3761)
Pendant COVID $\times \mu$	0.2603 (0.3747)	0.8566* (0.4979)
Après COVID $\times \mu$	0.8493* (0.5001)	1.9055** (0.7706)
Constante	3.2776*** (0.4687)	3.4302*** (0.5299)
Observations	8 240	8 240
R^2	0.0127	0.0270
Clusters (produits)	103	103

Notes : erreurs standards, entre parenthèses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. La période de référence est avant COVID. La ligne "importés/très importés" mesure les coefficients estimés indépendamment de la période et sans interaction. μ représente le terme d'interaction désignant la part supplémentaire des biens importés dans l'évolution du logarithme du prix.

Table 5.2 Régressions de l'écart-type du taux de croissance annuel des prix (sd_g12) sur la période COVID par catégorie de bien (importés ou très importés) avec terme d'interaction (μ)

	Importés (> 0.71)	Très importés (> 0.85)
Pendant COVID	−0.0289 (0.0204)	−0.0412** (0.0180)
Après COVID	0.0106 (0.0318)	−0.0029 (0.0218)
Importés / Très importés (niveau)	−0.0550 (0.0443)	−0.0357 (0.0364)
Pendant COVID $\times \mu$	−0.0018 (0.0291)	0.0469* (0.0260)
Après COVID $\times \mu$	0.0102 (0.0424)	0.0767 (0.0572)
Constante	0.2045*** (0.0379)	0.1854*** (0.0283)
Observations	8 240	8 240
R^2	0.0055	0.0031
Clusters (produits)	103	103

Notes : erreurs standards, entre parenthèses. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. La période « avant COVID » est la période de référence. μ représente le terme d'interaction désignant la part supplémentaire des biens importés dans l'évolution du taux de croissance annuel des prix.

Les régressions du coefficient de variation du log du prix et de l'écart-type du taux de croissance annuel avec le terme d'interaction (μ) sur la période COVID sont effectuées à partir des équations suivantes :

$$\begin{aligned}
 CV(\log prix_{kpt}) = & \alpha + \beta_1 \mathbf{1}\{t = \text{Pendant COVID}\} + \beta_2 \mathbf{1}\{t = \text{Après COVID}\} \\
 & + \delta \mathbf{1}\{y\} + \mu_1 [\mathbf{1}\{t = \text{Pendant COVID}\} \times \mathbf{1}\{y\}] \\
 & + \mu_2 [\mathbf{1}\{t = \text{Après COVID}\} \times \mathbf{1}\{y\}] \\
 & + \gamma_p + \varepsilon_{kpt}.
 \end{aligned} \tag{5.3}$$

$$\begin{aligned}
 SDg12_{kpt} = & \alpha + \beta_1 \mathbf{1}\{t = \text{Pendant COVID}\} + \beta_2 \mathbf{1}\{t = \text{Après COVID}\} \\
 & + \delta \mathbf{1}\{y\} + \mu_1 [\mathbf{1}\{t = \text{Pendant COVID}\} \times \mathbf{1}\{y\}] \\
 & + \mu_2 [\mathbf{1}\{t = \text{Après COVID}\} \times \mathbf{1}\{y\}] \\
 & + \gamma_p + \varepsilon_{kpt}.
 \end{aligned} \tag{5.4}$$

avec $y \in \{ratio_imp_k > 0.71, ratio_imp_k > 0.85\}$

Les régressions permettent d'examiner séparément l'effet de la période COVID et celui du degré d'importation, ainsi que leur interaction. En d'autres termes, les coefficients « Pendant COVID » et « Après COVID » captent l'effet de la pandémie pour les catégories de biens par rapport à la période avant la pandémie. Quant au terme d'interaction (μ), il mesure l'évolution ou la baisse supplémentaire des catégories de biens par rapport aux autres biens.

Le tableau 5.1 présente les résultats des régressions portant sur le coefficient de variation du logarithme du prix. Dans un premier temps, en l'absence de termes d'interaction, les coefficients estimés associés aux périodes pendant et après la COVID-19 sont négatifs mais non statistiquement significatifs. Cela indique que la pandémie correspond à un choc commun observé dans les données, mais dont les effets sur la dispersion des prix demeurent hétérogènes selon les produits.

Ensuite, les coefficients estimés associés aux biens importés et très importés en niveau, respectivement égaux à +0,76 et +0,95, indiquent que ces biens présentent, en moyenne et indépen-

damment des périodes considérées, une dispersion des prix légèrement plus élevée que celle des autres biens. Toutefois, ces effets ne sont pas statistiquement significatifs, ce qui suggère que cette différence n'est pas systématique sur l'ensemble de la période étudiée.

Enfin, lorsque l'on introduit les termes d'interaction, les résultats deviennent plus révélateurs. En effet, pendant la pandémie, le coefficient de variation des biens très importés augmente de façon significative (+0,86) au seuil de 10%. Après la pandémie, l'effet devient plus marqué : la dispersion augmente de +0,019 pour les biens très importés (significatif à 5%), mais aussi de +0,85 pour les biens très importés (significatif à 10%). Autrement dit, les biens importés sont associés à une dispersion des prix plus élevée que les biens moins importés ou domestiques après la pandémie. Cet effet peut s'expliquer par la forte exposition des biens importés aux restrictions commerciales et à l'augmentation des coûts logistiques pendant la pandémie. Ces périodes associées à des chocs transmis de manière inégale selon les provinces coïncident avec une augmentation des écarts de prix pour les produits fortement dépendants des importations.

Le tableau 5.2 décrit les résultats des régressions portant sur l'écart-type de $g12_{kpt}$, qui constitue une mesure de la dispersion de l'inflation entre les provinces canadiennes. D'emblée, on remarque que les coefficients affichés dans le tableau sont globalement proches de zéro et que les biens très importés présentent les coefficients les plus souvent statistiquement significatifs.

La première ligne affiche les coefficients estimés sans terme d'interaction pour les deux catégories de biens par rapport à l'ensemble des autres biens de la base. On observe des coefficients négatifs dans les deux cas, mais celui associé aux biens très importés (-0,0412) est statistiquement significatif au seuil de 5%. L'obtention de ce coefficient signifie que, pendant la pandémie, la dispersion des dynamiques de prix des biens très importés a diminué par rapport à la dispersion des autres biens.

Lorsque l'on considère les coefficients estimés en niveau, ceux-ci restent non statistiquement significatifs pour les deux catégories de biens. Néanmoins, contrairement aux résultats présentés dans la tableau 5.1, ces coefficients sont négatifs. Toutefois, leur non-significativité indique que le degré d'importation, pris isolément et sans tenir compte des périodes ou des termes d'interac-

tion ne suffit pas à expliquer la dispersion des prix. Bien que le coefficient associé à l'interaction « après COVID-19 $\times \mu$ » soit positif (+0,0767) et non significatif, ce signe positif suggère une tendance à la hausse de la dispersion des prix des produits très importés après la pandémie, sans que cette évolution puisse être considérée comme robuste.

CONCLUSION

Notre analyse visait à étudier les dynamiques interprovinciales des prix en déterminant si les prix et leurs variations évoluent différemment entre les provinces canadiennes et, le cas échéant, à en comprendre les causes. Pour ce faire, nous avons mobilisé des statistiques descriptives, des analyses de variance, des modèles de régression à effets fixes ainsi que plusieurs indicateurs de dispersion des prix. De l'ensemble de ces analyses, plusieurs constats se dégagent.

Premièrement, les statistiques descriptives montrent que, durant la pandémie, les prix ont diminué, entraînant une légère réduction de la dispersion spatiale des niveaux de prix entre provinces. Cette évolution suggère que les provinces ont été affectées de manière relativement homogène par le choc pandémique. En revanche, après la crise, le Canada a connu de fortes hausses de prix, atteignant près de 10 %. Cette période s'est accompagnée d'une augmentation de la dispersion spatiale des niveaux de prix entre provinces. Les résultats concernant la dispersion des taux de croissance des prix apparaissent toutefois moins significatifs.

Deuxièmement, les régressions à effets fixes indiquent qu'une part importante de la variation des prix est associée à des facteurs propres à chaque produit et à chaque province, notamment lorsqu'ils sont observés dans le temps, comme en témoignent les effets fixes croisés produit-temps et province-temps.

Troisièmement, l'analyse du coefficient de variation montre que, bien qu'une inflation modérée tende à réduire la dispersion des niveaux de prix entre provinces, les périodes de forte inflation sont corrélées à une augmentation de cette dispersion.

L'inflation engendrée par la pandémie a donc eu des effets hétérogènes entre les provinces canadiennes, en particulier pour les biens très importés. Dans ce contexte, ces disparités pourraient contribuer à des effets différenciés entre provinces dans un contexte de politique monétaire uniforme.

Par ailleurs, l'augmentation de la dispersion des prix observée pour les biens très importés suggère

que les contraintes commerciales et les perturbations des chaînes d'approvisionnement constituent des mécanismes potentiellement importants. les résultats sont cohérents avec l'idée que certains épisodes inflationnistes post-pandémiques relèvent en partie de chocs d'offre, pour lesquels les instruments traditionnels de politique monétaire peuvent présenter certaines limites.

ANNEXE A

LISTE EXHAUSTIVE DES PRODUITS

Table A.1: Liste exhaustive des produits utilisés dans la recherche

N°	Produit	N°	Produit
1	Aliments pour bébés, 128 millilitres 5	56	Lait, 1 litre
2	Amandes, 200 grammes 5	57	Lait, 2 litres
3	Arachides, 450 grammes 5	58	Lait, 4 litres
4	Avocat, unité 4	59	Laitue iceberg, unité
5	Bacon, 500 grammes 5	60	Laitue romaine, unité
6	Bananes, par kilogramme 4	61	Lentilles séchées, 900 grammes
7	Beurre d'arachide, 1 kilogramme 5	62	Limes, unité
8	Beurre, 454 grammes 4	63	Longes de porc, par kilogramme
9	Biscuits et biscuits sucrés, 300 grammes 5	64	Légumes-feuilles, 142 grammes
10	Boeuf haché, par kilogramme 4	65	Margarine, 907 grammes
11	Bœuf à ragoût, par kilogramme	66	Mayonnaise, 890 millilitres
12	Brocoli surgelé, 500 grammes	67	Maïs en conserve, 341 millilitres
13	Brocoli, unité	68	Maïs surgelé, 750 grammes
14	Burgers sans viande, 226 grammes	69	Mélange de légumes surgelés, 750 grammes
15	Café torréfié ou moulu, 340 grammes	70	Œufs, 1 douzaine
16	Cantaloup, unité	71	Oignons, 1,36 kilogrammes
17	Carottes, 1,36 kilogrammes	72	Oignons, par kilogramme
18	Champignons, 227 grammes	73	Oranges, 1,36 kilogrammes
19	Chou, par kilogramme	74	Oranges, par kilogramme
20	Citrons, unité	75	Pain blanc, 675 grammes
21	Concombre, unité	76	Pain sans levain et pita, 500 grammes
22	Contrefilets de bœuf, par kilogramme	77	Patates douces, par kilogramme
23	Courge, par kilogramme	78	Petits pois surgelés, 750 grammes
24	Craquelins et pain croustillant, 200 grammes	79	Pilons de poulet, par kilogramme
25	Crevette, 300 grammes	80	Pizza surgelée, 390 grammes
26	Crème, 1 litre	81	Poire en conserve, 398 millilitres
27	Céleri, unité	82	Poires, par kilogramme

28	Céréales, 400 grammes	83	Poitrines de poulet, par kilogramme
29	Côtes de bœuf, par kilogramme	84	Poivrons, par kilogramme
30	Côtes de porc, par kilogramme	85	Pommes de terre frites surgelées, 750 grammes
31	Dentifrice, 100 millilitres	86	Pommes de terre, 4,54 kilogrammes
32	Déodorant, 85 grammes	87	Pommes de terre, par kilogramme
33	Détergent à lessive, 4,43 litres	88	Pommes, par kilogramme
34	Épaule de porc, par kilogramme	89	Poulet entier, par kilogramme
35	Épinards surgelés, 300 grammes	90	Préparation pour nourrissons, 900 grammes
36	Farine de blé, 2,5 kilogrammes	91	Pâtes sèches ou fraîches, 500 grammes
37	Fraises surgelées, 600 grammes	92	Pêches en conserve, 398 millilitres
38	Fraises, 454 grammes	93	Raisins, par kilogramme
39	Fromage en bloc, 500 grammes	94	Riz blanc, 2 kilogrammes
40	Fèves au lard en conserve, 398 millilitres	95	Riz complet, 900 grammes
41	Graines de tournesol, 400 grammes	96	Salsa, 418 millilitres
42	Haricots et lentilles en conserve, 540 millilitres	97	Sauce pour pâtes, 650 millilitres
43	Haricots et légumineuses secs, 900 grammes	98	Saucisses fumées, 400 grammes
44	Haricots verts surgelés, 750 grammes	99	Saumon en conserve, 213 grammes
45	Hauts de cuisse de poulet, par kilogramme	100	Saumon, par kilogramme
46	Hauts de surlonge de bœuf, par kilogramme	101	Shampooing, 400 millilitres
47	Houmous, 227 grammes	102	Soupe en conserve, 284 millilitres
48	Huile d'olive, 1 litre	103	Sucre blanc, 2 kilogrammes
49	Huile de canola, 3 litres	104	Thon en conserve, 170 grammes
50	Huile végétale, 3 litres	105	Thé (20 sachets)
51	Jus de pomme, 2 litres	106	Tofu, 350 grammes
52	Jus d'orange, 2 litres	107	Tomates en conserve, 796 millilitres
53	Ketchup, 1 litre	108	Tomates, par kilogramme
54	Lait de noix, 1,89 litres	109	Vinaigrette, 475 millilitres
55	Lait de soja, 1,89 litres	110	Yogourt, 500 grammes

ANNEXE B

LISTE DES PRODUITS IMPORTÉS

Table B.1: Liste des produits importés (Ratio > 0.71) et valeurs des ratios

Produit	Libellé HS6	Ratio
Bacon, 500 grammes 5	Viandes de porcins salées, fumées ou séchées	0.79133228
Chou, par kilogramme 4	Choux frais	0.74598851
Courge, par kilogramme 4	Courges/citrouilles fraîches	0.76650670
Fraises surgelé, 600 grammes 4	Fraises, congelées	0.80831243
Fromage en bloc, 500 grammes 5	Fromages, autres	0.84839997
Fèves au lard en conserve, 398 millilitres 5	Autres légumes en conserve	0.78853944
Houmous, 227 grammes 5	Autres légumes en conserve	0.78853944
Huile végétale, 3 litres 5	Autres huiles végétales	0.78629734
Jus de pomme, 2 litres 5	Pommes fraîches	0.81040992
Ketchup, 1 litre 5	Sauces tomates/ketchup	0.82848725
Lait de noix, 1,89 litres 5	Lait non concentré	0.75262665
Lait de soja, 1,89 litres 5	Lait non concentré	0.75262665
Lait, 1 litre 4	Lait non concentré	0.75262665
Lait, 2 litres 4	Lait non concentré	0.75262665
Lait, 4 litres 4	Lait non concentré	0.75262665
Laitue iceberg, unité 4	Laitues fraîches	0.79843946
Laitue romaine, unité 4	Laitues fraîches	0.79843946
Oignons, 1,36 kilogrammes 5	Oignons/échalotes frais	0.78665534
Oignons, par kilogramme 4	Oignons/échalotes frais	0.78665534
Patates douces, par kilogramme 4	Patates douces	0.70712995
Pilons de poulet, par kilogramme 4	Morceaux de volaille frais	0.83747621
Poitrines de poulet, par kilogramme 4	Morceaux de volaille frais	0.83747621
Pommes de terre, 4,54 kilogrammes 4	Pommes fraîches	0.81040992
Pommes de terre, par kilogramme 4	Pommes fraîches	0.81040992

Pommes, par kilogramme 4	Pommes fraîches	0.81040992
Pâtes sèches ou fraîches, 500 grammes 5	Pâtes alimentaires non farcies	0.73680809
Saucisses fumées, 400 grammes 5	Saucisses et produits similaires	0.77216620

ANNEXE C

LISTE DES PRODUITS TRÈS IMPORTÉS

Table C.1: Liste des produits très importés (Ratio > 0,85) et valeurs des ratios

Produit	Libellé HS6	Ratio
Aliments pour bébés, 128 millilitres 5	Préparations alimentaires pour bébés	0.98591480
Amandes, 200 grammes 5	Amandes, fraîches ou sèches	0.99048369
Arachides, 450 grammes 5	Arachides décortiquées	0.99983637
Avocat, unité 4	Avocats frais	0.99983918
Bananes, par kilogramme 4	Bananes fraîches	0.99923981
Beurre, 454 grammes 4	Beurre	0.99163724
Brocoli, unité 4	Brocoli frais	0.91879243
Cantaloup, unité 4	Melons frais	0.97895364
Citrons, unité 4	Citrons/limes frais	0.99942100
Crème, 1 litre 4	Crème non concentrée	0.99994663
Céleri, unité 4	Céleri frais	0.92299318
Dentifrice, 100 millilitres 5	Dentifrices	0.99075089
Épinard surgelé, 300 grammes 5	Épinards congelés	0.97950784
Fraises, 454 grammes 5	Fraises fraîches	0.93269278
Limes, unité 4	Citrons/limes frais	0.99942100
Poire en conserve, 398 millilitres 5	Poires préparées (non surgelées)	0.91405686
Poires, par kilogramme 4	Poires autrement préparées ou conservées	0.99732018
Pêche en conserve, 398 millilitres 5	Pêches non surgelées	0.96702752
Raisins, par kilogramme 4	Raisins frais	0.99841794
Riz blanc, 2 kilogrammes 5	Riz blanchi/semi-blanchi	0.92872867
Riz complet, 900 grammes 5	Riz blanchi/semi-blanchi	0.92872867
Thon en conserve, 170 grammes 4	Thon préparé ou en conserve	0.99238713
Thé (20 sachets) 4	Thé noir (en paquets)	0.89656566
Tomates en conserve, 796 millilitres 5	Tomates entières, en morceaux ou en conserve	0.95929892

BIBLIOGRAPHIE

- Allington, N. F. B., Kattuman, P. A. et Waldmann, F. A. (2005). One market, one money, one price ? price dispersion in the european union. *International Review of Economics and Finance*.
- Auer, R., Borio, C., Claessens, S. et Rungcharoenkitkul, P. (2024). The inflationary consequences of the war in ukraine. *Journal of International Economics*, 150, 103805.
- Banque du Canada (2022). La réaction de la banque du canada à l'inflation élevée. Récupéré de <https://www.banqueducanada.ca>
- Banque du Canada (2023). Understanding the reasons for high inflation. Récupéré de <https://www.bankofcanada.ca>
- Bernard, N. et Duhaime, G. (2006). Indices comparatifs des prix du nunavik 2006. *Bibliothèque nationale du Québec*.
- Charlebois, S., Gone, K. P., Saxena, S., Colombo, S. et Sarker, B. (2024). Assessing consumer implications of reduced salmon supply and environmental impact in north america. *Sustainability*, 16(9), 3629.
- Chen, Y. et Tombe, T. (2023). The rise (and fall ?) of inflation in canada : A detailed analysis of its post-pandemic experience. *Canadian Public Policy*.
- Clarida, R. (2024). A global perspective on post-pandemic inflation and its retreat. *Journal of Monetary Economics*.
- Comin, D., Johnson, S. et Jones, B. F. (2023). *Supply Chain Constraints and Inflation*. NBER Working Paper 31179, National Bureau of Economic Research.
- Comin, D., Johnson, S. et Jones, B. F. (2024). *Import Constraints*. NBER Working Paper 32081, National Bureau of Economic Research.
- Crucini, M. J., Shintani, M. et Tsuruga, T. (2010). Accounting for persistence and volatility of good-level real exchange rates. *Journal of International Economics*, 81(1), 48–60.
- del Rio-Chanona, R., Mealy, P., Pichler, A., Lafond, F. et Farmer, J. D. (2020). Supply and demand shocks in the covid-19 pandemic : An industry and occupation perspective. *Oxford Review of Economic Policy*, 36(Supplement_1), S94–S137.
- di Giovanni, J., Kalemli-Ozcan, S., Silva, A. et Yildirim, M. A. (2024). *Pandemic-Era Inflation Drivers and Global Spillovers*. Staff Report 1080, Federal Reserve Bank of New York.
- Engel, C. M. et Rogers, J. H. (1996). How wide is the border ? *American Economic Review*, 86(5), 1112–1125.

- Gagnon, J. E. (2022). The inflation story differs across major economies. *Peterson Institute for International Economics, Realtime Economics Blog*.
- Gopinath, G., Gourinchas, P.-O., Hsieh, C.-T. et Li, N. (2011). International prices, costs, and markup differences. *American Economic Review*, 101(6), 2450–2486.
<http://dx.doi.org/10.1257/aer.101.6.2450>
- International Energy Agency (2023). World energy outlook 2023. Récupéré de
<https://www.iea.org/reports/world-energy-outlook-2023>
- Kaplan, G. et Menzio, G. (2014). The morphology of price dispersion. *NBER Working Paper Series*.
- Ludovic, J., Bourdin, S., Nadou, F. et Noiret, G. (2023). Economic globalization and the covid-19 pandemic : Global spread and inequalities. *GeoJournal*, 88(4), 1181–1188.
- Matthew, E., Liebenehm, S., Natcher, D. et Lloyd-Smith, P. (2025). Food prices before and during the covid-19 pandemic : Evidence from a remote indigenous community in northern alberta. *Canadian Journal of Agricultural Economics*.
- Méjean, I. et Martin, J. (2013). Price dispersion and the euro : Micro heterogeneity and macro implications. *International Review of Economics and Finance*, 26, 70–86.
- Nuño-Ledesma, J. G. et von Massow, M. (2023). Canadian food inflation : International dynamics and local agency. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 71(3–4), 393–406.
- Parsley, D. C. et Wei, S.-J. (1996). Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(4), 1211–1236.
<http://dx.doi.org/10.2307/2946713>
- Statistique Canada (2022). Supplément méthodologique pour le tableau des prix de détail moyens mensuels. Récupéré de <https://www150.statcan.gc.ca>
- Stigler, G. J. (1961). The economics of information. *Journal of Political Economy*, 69(3), 213–225.
- Xu, J. (2024). The role of carbon pricing in food inflation : Evidence from canadian provinces. *arXiv preprint, arXiv :2404.09467*.