

Déterminants de l'inflation dans le secteur alimentaire au Canada



 **OPTION**
consommateurs

Élaboré par Carlos Castiblanco, économiste

RÉSUMÉ

La hausse des prix à la consommation au Canada, et plus spécifiquement pour le secteur alimentaire, constitue une préoccupation majeure dans les débats économiques actuels. Cette étude explore l'existence potentielle d'une relation entre l'inflation alimentaire et la concentration de marché des épiciers au Canada de 2008 à 2023. L'Indice des prix des services du commerce de détail (IPSCD) est employé en tant que variable proxy du pouvoir de marché, reflétant la dynamique concurrentielle dans le secteur de l'épicerie. Recourant à la méthode de régression distribuée autorégressive (ARDL), nous examinons les interactions à court et long terme entre la progression des prix alimentaires, la concentration du marché et une série de variables de contrôle. Le modèle souligne l'existence d'une relation entre le degré de concentration du secteur de l'épicerie et l'inflation alimentaire. Ce constat suggère que, même si la concentration du marché n'est pas le facteur dominant de l'inflation alimentaire, elle exerce néanmoins une influence tangible qui peut être atténuée par des interventions réglementaires qui favorisent la concurrence et établissent des termes concis sur le comportement des épiciers.

Mots-clés : Inflation alimentaire, marché du commerce de détail des aliments, concentration de marché, Canada, ARDL.

ABSTRACT

The increase in consumer prices in Canada, particularly in the food sector, has become a major concern in current economic debates. This study seeks to establish the potential relationship between food inflation and market concentration among grocery retailers in Canada from 2008 to 2023. We employ the Retail Services Price Index (RSPI) as a proxy for market power, thereby reflecting the competitive dynamics in the grocery sector. Using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) method, we analyze both short-term and long-term interactions between the evolution of food prices, market concentration, and a comprehensive set of control variables. Our model confirms the existence of a correlation between the degree of market concentration in the grocery sector and food inflation. These findings suggest that while market concentration is not the predominant factor driving food inflation, it does have a significant impact that could be mitigated through regulatory interventions promoting competition and establishing clear rules governing grocery retailers' behaviour.

Keywords: Food inflation, grocery market, market concentration, Canada, ARDL.

TABLE DES MATIÈRES

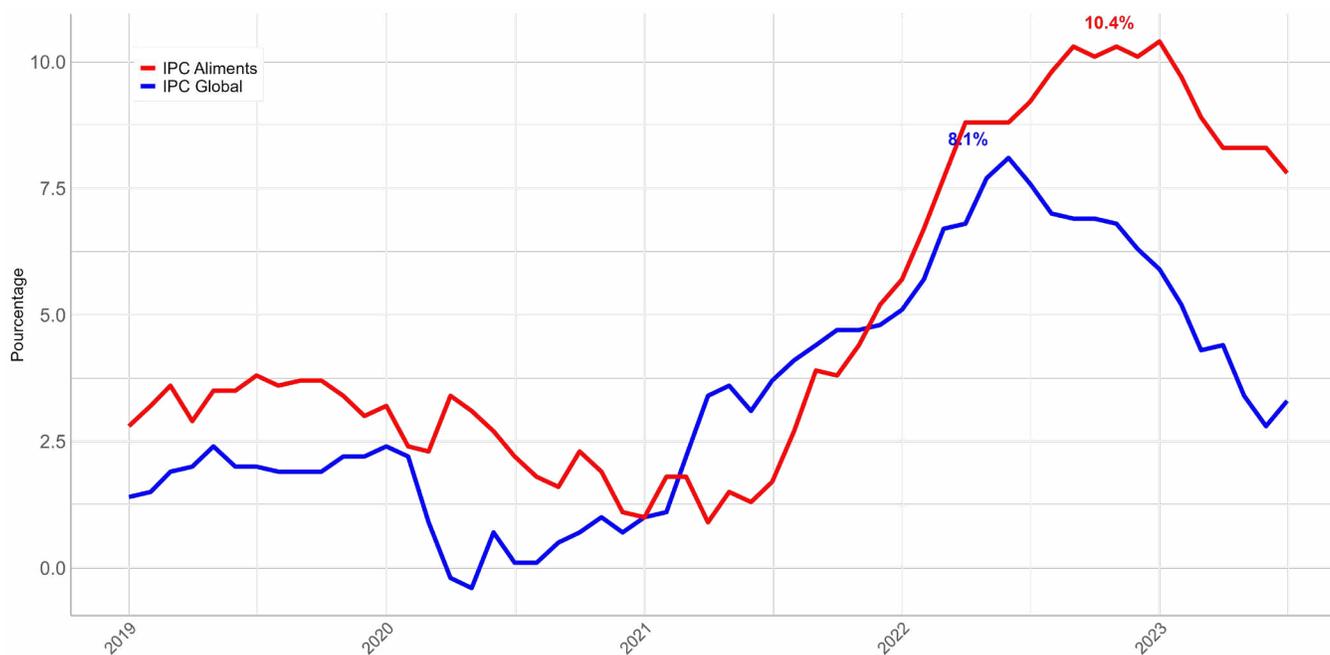
Introduction	4
Revue de la littérature	5
Données	7
Analyse empirique	8
Preuves de racine unitaire	8
Estimation de la relation à long terme	9
Estimation de la relation causale	9
Résultats	10
Conclusion	12
Annexes	13
Figures	16
Références	20



INTRODUCTION

L'augmentation considérable du coût de la vie est au cœur des discussions politiques au Canada depuis l'été 2021. Cette situation résulte de divers facteurs économiques liés tant à l'offre, avec notamment les goulots d'étranglement dans les chaînes d'approvisionnement et la pénurie de main-d'œuvre, qu'à la demande, marquée par une hausse des dépenses stimulée par des politiques fiscales expansionnistes. À cela s'ajoutent des facteurs externes tels que les événements météorologiques, les répercussions de la pandémie et les tensions géopolitiques, qui ont eu une incidence significative sur les prix des aliments. La figure 1 illustre l'évolution de l'indice des prix à la consommation (IPC) au Canada de janvier 2019 à juillet 2023. Nous observons une augmentation plus prononcée de l'inflation alimentaire, atteignant 10,4 % lors du pic de janvier 2023 (Statistique Canada, 2023a). Il est donc crucial de comprendre quels facteurs, en particulier ceux sous le contrôle des différents paliers de gouvernement, influencent la hausse des prix alimentaires.

Figure 1 : Évolution de l'IPC global et l'IPC des aliments - 2019 à 2023



Source : Statistique Canada. Élaboration personnelle

La concentration du marché canadien de la vente au détail d'aliments est fréquemment soulignée comme étant un possible aggravant de l'inflation. Une étude, réalisée par Canadian Grocer, révèle que cinq grands épiciers contrôlaient 76 % du marché en 2021 (Canadian Grocer, 2021). Dans ce contexte, il est primordial de déterminer s'il existe un lien entre le degré de concentration des épiciers et l'augmentation significative des prix des aliments. Pour apporter une nouvelle perspective, nous avons opté pour utiliser l'Indice des prix des services du commerce de détail (IPSCD) plutôt que les indicateurs habituels de marge bénéficiaire. Cet indice, qui représente la différence entre le prix d'achat et le prix de vente d'un produit par le détaillant (Statistique Canada, 2023b), fluctue en fonction du degré de concurrence dans le secteur.

Dans le cadre de cette recherche, nous avons choisi de nous concentrer sur l'IPSCD des supermarchés et autres épiceries, en excluant les dépanneurs et les magasins spécialisés en alimentation, afin de cibler précisément le marché de la vente en détail d'aliments. Pour étudier la relation entre nos variables d'intérêt, nous employons la méthode de régression distribuée autorégressive (ARDL), proposée par Pesaran et Shin, 1999, et Pesaran et coll., 2001. Cette approche nous permet de discerner les relations à court et à long terme entre l'inflation alimentaire et diverses variables, y compris l'IPSCD, sur la période allant de janvier 2008 à juillet 2023. Notre analyse révèle qu'une augmentation de cet indicateur est associée à une hausse de l'indice des prix à la consommation des aliments, mettant ainsi en évidence un lien entre le degré de concurrence sur le marché des épiciers et l'inflation alimentaire.

La section suivante propose un aperçu de la littérature existante, détaillant les études menées sur l'inflation alimentaire dans d'autres pays ainsi qu'au Canada. Elle est suivie par une description des données sélectionnées et de la méthodologie statistique employée pour notre analyse économétrique. Enfin, nous présenterons les résultats et la conclusion de notre étude, accompagnés de recommandations découlant de notre analyse.



REVUE DE LA LITTÉRATURE

Avant l'épisode inflationniste de 2021, les recherches sur l'inflation alimentaire se concentraient principalement sur les économies en développement. En 2018, une étude menée par la banque centrale de l'Indonésie a identifié une série de variables influençant la hausse des prix des aliments, en utilisant la méthode statique des moments généralisés. Cette étude a mis en évidence les anticipations des ménages sur prix à court et à long terme comme déterminante clé de l'inflation alimentaire. Parmi les variables étudiées, la production agricole, les importations alimentaires, la masse monétaire, les prix des carburants et les programmes d'accès au crédit aux agriculteurs se sont révélés pertinents pour notre analyse (Ismaya et Anugrah, 2018).

Le Future Business Journal a réalisé une étude similaire en Inde, évaluant l'impact de divers facteurs macroéconomiques sur les prix alimentaires dans le pays entre 2006 et 2019. L'étude, employant la méthode ARDL, a examiné les interactions à long et

à court terme entre les variables considérées par les auteurs. Bien que les variables sélectionnées soient semblables à celles de l'étude indonésienne, c'est la méthodologie qui se distingue, notamment par l'usage des tests de cointégration et de l'application du vecteur ECM de Granger. Cette approche a révélé une causalité bidirectionnelle à long terme entre les prix alimentaires et le revenu par habitant, ainsi qu'une causalité unidirectionnelle à court terme du taux de change, des prix mondiaux des aliments et de la disponibilité alimentaire par habitant en Inde vers l'inflation alimentaire (Samal et coll., 2022).

Certaines études adoptent plutôt une approche comparative, regroupant les pays en fonction de leurs caractéristiques socioéconomiques pour identifier les facteurs d'inflation propres à chaque catégorie. Un article du *Journal of Economics, Business and Management* a suivi cette méthode en divisant les pays en deux groupes selon leur taux d'inflation bas ou élevé - afin d'analyser les données annuelles de 1970 à 2011 d'une trentaine de pays. Cette étude, utilisant encore la méthode ARDL, a mis en évidence que la croissance du PIB et les importations ont un rôle significatif à long terme sur l'inflation dans les pays à faible inflation. Pour les pays à inflation élevée, l'offre monétaire, les dépenses nationales et la croissance du PIB s'avèrent être des facteurs clés dans l'augmentation des prix alimentaires (Lim et Sek, 2015).

Dans le contexte canadien, l'intérêt pour les recherches sur l'inflation s'est intensifié en raison de l'épisode inflationniste que traverse le pays. Un rapport de Statistique Canada, publié en 2022, identifie diverses causes contribuant à l'inflation alimentaire, notamment la pandémie de COVID-19, les perturbations dans la chaîne d'approvisionnement, les conditions météorologiques défavorables, la hausse des coûts des intrants, ainsi que le conflit entre la Russie et l'Ukraine (Fradella, 2022). Cette étude met en lumière l'interaction entre les facteurs internes et externes dans la détermination de l'inflation. Elle illustre, par exemple, comment les goulots d'étranglement dans les chaînes d'approvisionnement, exacerbés par la pénurie de main-d'œuvre liée à la pandémie, ont engendré une augmentation des coûts de production et de transport (Kalish et Wolf, 2022). Parallèlement, une augmentation des dépenses des consommateurs, stimulée par des politiques fiscales et monétaires expansionnistes, a exercé une pression accrue sur les prix des biens durables (Cross, 2023).

Concernant l'impact de la concentration des marchés canadiens sur l'inflation, plusieurs études ont été menées depuis le début de l'épisode inflationniste. En 2022, une recherche de la Banque du Canada (BdC) a exploité des données de Statistique Canada pour mesurer les marges brutes de plusieurs compagnies, définies comme le ratio des ventes au coût des biens vendus, conformément à l'étude de Faryaar et coll., 2023, sur l'évolution des prix. La BdC conclut que l'impact des marges sur l'inflation est modeste, représentant moins de 10 % en 2021, et note une stabilisation des marges en 2022. Elle attribue l'augmentation des prix principalement à la hausse des coûts de production (Bouras et coll., 2023). Toutefois, l'étude regroupe les données de marges de plusieurs secteurs en une seule mesure globale et ne se concentre pas spécifiquement sur le secteur alimentaire.

En 2023, le Bureau de la concurrence a mené une enquête sur le secteur de l'épicerie, motivée par les bénéfices de 3,6 milliards de dollars déclarés par les trois principales compagnies canadiennes de vente au détail d'aliments, à savoir Loblaws, Sobeys et Metro.

Cette étude a mis en évidence un pouvoir de marché des épiciers, justifié par le coût élevé associé à l'ouverture de nouvelles succursales, un manque d'innovation dans le secteur, la consolidation des chaînes alimentaires et une hausse modeste, mais significative des marges brutes sur les produits alimentaires (Bureau de la concurrence, 2023). En outre, le Rapport annuel sur les prix alimentaires 2023, issu d'une collaboration entre plusieurs universités, a employé des modèles à vecteur autorégressif (VAR) pour prédire quatre variables endogènes liées à l'inflation alimentaire. Bien que le rapport n'aborde pas explicitement le degré de concentration du marché, il souligne l'influence modérée du secteur de la vente au détail et de la distribution de produits alimentaires sur l'augmentation des prix (Kody Blois, 2023).



DONNÉES

Cette étude se base sur l'analyse de séries temporelles pour sept variables, à une fréquence mensuelle, couvrant la période de janvier 2009 à juin 2023. La table 1 présente le nom, l'unité de mesure et la source de chaque variable utilisée. Les statistiques descriptives correspondantes sont présentées dans le tableau 3 de l'annexe, tandis que les figures 2 à 8 illustrent ces données sous forme de graphiques et se trouvent dans la même annexe.

Tableau 1 : Description des variables utilisées

VARIABLES	UNITÉ	SOURCE
IPC aliments	Indice, 2002=100	Statistique Canada
Importations d'aliments	CAD millions	Statistique Canada
PIB Agricole	CAD millions	Statistique Canada
IPSCD	Indice mensuel, 2007=100	Statistique Canada
M1+ (brut)	CAD millions	Banque du Canada
Prix du diesel	Moyenne mensuelle, CAD	Ressources naturelles Canada
Taux de change USD/CAD	Moyenne, CAD X 1 USD	Federal Reserve Bank of St. Louis

Notre variable d'intérêt est l'Indice des prix des services du commerce de détail (IPSCD). Celle-ci représentant le prix de marge — soit la différence entre le prix d'achat moyen et le prix de vente moyen d'un produit. Cette variable est une indicatrice de la performance de l'industrie, ses variations sont attribuées au degré de concurrence dans le secteur respectif (Statistique Canada, 2018). Il permet d'éviter le recours à des variables approximatives des bénéfices des épiciers, offrant ainsi une approche distincte de celle d'autres études. L'indice sélectionné pour notre modèle concerne exclusivement les établissements sous le code 44511 de la SCIAN, c'est-à-dire les supermarchés et autres épiceries dont la fonction principale est la vente au détail d'un assortiment général de produits alimentaires et de certains produits domestiques non alimentaires. Le code 44511 exclut les dépanneurs, les magasins d'alimentation spécialisés et les points de vente de bière et d'autres substances.

L'Indice des prix à la consommation (IPC) quantifie les variations de prix au fil du temps pour un ensemble standardisé de produits, ici axé sur les denrées alimentaires. Notre étude inclut à la fois les aliments achetés en magasin et ceux destinés à la restauration. Les importations, extraites de la balance des paiements internationaux, portent sur les acquisitions en dehors du Canada relevant du code C111 du Système de classification des produits de l'Amérique du Nord (SPAN), englobant notamment les « produits agricoles et de la pêche », incluant les animaux vivants, le blé, le canola, les fruits et légumes frais, et les produits issus de la pêche, entre autres.

Le PIB agricole se définit comme l'indicateur de l'activité économique nationale pour les biens classés sous le code 11A du SCIAN, comprenant les activités de culture et d'élevage. La masse monétaire M1+ désigne l'argent hors banques, les dépôts transférables par chèque des particuliers dans les banques, et les dépôts similaires dans d'autres établissements financiers. Quant au prix moyen mensuel du diesel, il reflète le prix de la vente en gros de ce carburant. Finalement, le taux de change « USD/CAD » représente la moyenne mensuelle du dollar canadien par rapport à un (1) dollar américain.



ANALYSE EMPIRIQUE

Cette section détaille l'application du modèle de régression distribuée autorégressive (ARDL), soulignant son utilité dans notre contexte d'analyse. Les différentes phases de l'étude, comprenant les tests statistiques effectués et les méthodes de validation employées, sont minutieusement détaillées, assurant la rigueur et la validité de nos résultats.

PREUVES DE RACINE UNITAIRE

La technique de cointégration autorégressive distribuée, proposée par Pesaran et Shin en 1999 et Pesaran et coll., en 2001, nous permet d'examiner les associations à long et à court terme entre les facteurs macroéconomiques choisis dans notre analyse et l'inflation des prix alimentaires. Cette méthode se distingue par sa flexibilité, autorisant

l'utilisation de données d'ordre d'intégration $I(0)$ et $I(1)$. Ceci est particulièrement utile pour analyser la première différence de l'IPC alimentaire, devenant ainsi un indicateur de l'inflation mensuelle. De plus, l'estimation des coefficients fournit des résultats cohérents et, grâce au test de cointégration de Johansen, nous pouvons contourner d'éventuels problèmes d'endogénéité, comme l'indiquent Pesaran et Shin (1999). La méthode ARDL est largement utilisée dans la recherche sur les déterminants de l'inflation, comme nous l'avons observé dans notre revue de littérature.

Il est crucial d'exécuter des tests de racines unitaires afin de confirmer que les variables sont intégrées d'ordre zéro ou un. Nous avons examiné les figures 2 à 8 en annexe et réalisé les tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) sur les variables, incluant un facteur de dérive et de tendance pour chacune. Une transformation logarithmique a été appliquée sur les données pour stabiliser la variance. Ces mêmes tests ont été effectués sur les variables après la différenciation. Ces vérifications sont essentielles, car elles permettent d'éviter des résultats fallacieux dans le cas où une variable serait intégrée d'ordre deux. Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau 4 de l'annexe, indiquant que toutes les variables sont intégrées d'ordre 1, à l'exception des importations qui sont déjà stationnaires sans nécessiter de première différence.

ESTIMATION DE LA RELATION À LONG TERME

Nous procédons d'abord à l'estimation du critère de cointégration selon la méthode ARDL afin d'examiner l'existence d'une relation de longue durée entre les variables. Il est essentiel de calculer la statistique F des bornes pour chaque variable traitée comme endogène, les autres étant présumées exogènes. Cette démarche est réitérée en désignant successivement chaque variable comme dépendante. Le choix du modèle optimal s'effectue sur la base du critère d'information d'Akaike (AIC), et les résultats sont consignés dans le tableau 5 de l'annexe. Nous observons une relation de long terme entre les variables étudiées, y compris entre l'IPC et l'IPSCD. La seule exception est la masse monétaire, qui ne semble pas avoir une relation à long terme avec les autres variables quand elle est utilisée comme variable endogène.

Les tests t-bounds et F-bounds confirment l'existence d'une relation à long terme entre les variables lorsque l'IPC alimentaire est la variable endogène. Finalement, le test de Johansen, employé pour vérifier la nécessité d'inclure un terme d'erreur afin d'ajuster la tendance stochastique commune, révèle une absence de cointégration spécifique entre l'IPC alimentaire et l'IPSCD. Par conséquent, les coefficients estimés dans l'élaboration du modèle causal seront cohérents et statistiquement significatifs, étant donné que les variables sont de type $I(0)$ et $I(1)$. La section suivante décrit les démarches à entreprendre pour distinguer les coefficients à long terme de ceux à court terme.

ESTIMATION DE LA RELATION CAUSALE

Le modèle ARDL nous permet de saisir à la fois les effets à court et à long terme. Grâce à la polyvalence de cette technique, nous utilisons la première différence de l'IPC alimentaire en tant qu'indicateur de l'inflation et de l'IPSCD comme représentant du changement dans le degré de concentration du marché des épiciers. Le modèle

de correction d'erreur non restreint (UECM), qui est une reparamétrisation du modèle ARDL, nous offre une distinction nette entre les impacts à court et à long terme. L'UECM est décrit dans l'équation (1).

Équation 1 : estimation du modèle UECM

Les coefficients α représentent les relations à long terme, tandis que les β capturent les dynamiques à court terme. Nous appliquons ensuite le modèle vectoriel de correction d'erreur (RECM) pour examiner les directions de causalité parmi les variables, tant à court terme qu'à long terme. Le terme de correction d'erreur ECT indique le degré de correction nécessaire pour revenir à l'équilibre à long terme. Nous avons déjà confirmé l'existence d'une relation causale à court terme, représentée par les statistiques F des variables explicatives, et une relation causale à long terme, représentée par les statistiques t sur les coefficients.



RÉSULTATS

La Table 2 présente les résultats du modèle. Un R-carré de 0,39 indique que les variables sélectionnées expliquent 39 % de la variation de l'inflation alimentaire sur la période 2009-2023. Cette observation n'est guère surprenante, compte tenu de l'exclusion de variables capturant les conditions météorologiques ou les événements géopolitiques. Toutefois, la statistique F s'avère significative avec un p-valeur extrêmement faible, confirmant ainsi la pertinence des variables retenues. En outre, le Tableau 8 en annexe fournit des preuves de robustesse, confirmant l'absence d'autocorrélation dans les résidus, de corrélation sérielle, de problématiques liées à des variables omises, et d'hétéroscédasticité.

Tableau 2 : Résultats du modèle ARDL

VARIABLES	COEFFICIENT	T-STATISTIQUE	P-VALEUR
(Intercept)	0.072	2.538	0.012**
L(diff_log_cpi, 1)	0.086	1.251	0.213
log_imp_food	0.015	3.493	<0.01***
log_gdp_agri	-0.013	-3.299	<0.01***
log_m11	0.062	2.018	0.045**
L(log_m11, 1)	-0.067	-2.138	0.034**
diff_log_usdcad	-0.014	-1.165	0.245
L(diff_log_usdcad, 1)	0.043	3.564	<0.01***
log_diesel	0.005	4.868	<0.01***
diff_log_retail_price	0.025	1.749	0.082*
L(diff_log_retail_price, 1)	0.043	3.018	<0.01***

Note : Les étoiles indiquent la significativité statistique : * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001.

Erreur standard résiduelle	0.003	R-carré ajusté	0.360
Degrés de liberté	173	Statistiques F	11.27
R-carré multiple	0.395	p-Valeur (Statistiques F)	<0.01

En ce qui concerne les coefficients individuels, l'analyse souligne une influence significative des importations alimentaires, du taux de change et du prix du diesel sur la hausse de l'inflation alimentaire. Par ailleurs, le PIB agricole exerce un impact décroissant sur le niveau des prix des aliments. Cette observation confirme l'importance cruciale des chaînes d'approvisionnement, de la production agricole et des coûts de transport dans la détermination des prix alimentaires. La masse monétaire présente un effet positif sur l'inflation alimentaire, qui tend toutefois à s'atténuer avec le temps. Cette tendance est en accord avec les conclusions de la littérature économique, qui suggère que l'impact de l'expansion monétaire sur les prix est moindre dans une économie avancée.

Quant à l'impact spécifique de l'indice des prix de vente au détail sur l'inflation alimentaire, le modèle ARDL révèle qu'une augmentation de 1 % de cet indice entraîne une hausse immédiate de 0,03 % de l'inflation alimentaire. De plus, une augmentation identique de l'indice dans la période précédente provoque une hausse de 0,04 % de l'inflation dans la période actuelle. La concentration du marché a donc un impact positif et persistant sur l'inflation.

Afin d'évaluer de manière distincte les effets à long et à court terme de nos variables sur l'inflation alimentaire, nous utilisons le modèle UECEM, présenté dans le tableau 7 de l'annexe. Ce modèle montre que l'effet à court terme de l'IPSCD sur l'IPC alimentaire, représenté par le coefficient « D(diff_log_retail_price) », est notable et statistiquement significatif. Cependant, le coefficient reflétant l'impact à long terme, « L(diff_log_retail_price, 1) », est d'une magnitude supérieure à celui de court terme. En résumé, la concentration du marché des épiciers semble exercer un effet inflationniste sur les prix alimentaires, un effet qui tend à s'intensifier avec le temps.



CONCLUSION

En conclusion, cette étude révèle une relation modérée, mais significative, entre l'inflation alimentaire et le degré de concentration du marché de l'épicerie, illustrée par l'indice des prix de vente au détail. Cette relation se caractérise par des ajustements dynamiques à court et à long terme. L'analyse met également en lumière le rôle des importations alimentaires, du PIB agricole, du taux de change et du prix du diesel comme facteurs déterminants de l'inflation alimentaire au Canada durant la période étudiée.

La concentration du marché peut se manifester de diverses manières, allant de la hausse des prix pour les consommateurs aux augmentations des marges bénéficiaires des entreprises. Toutefois, d'autres aspects tels que les pratiques potentiellement anticoncurrentielles, incluant les ententes asymétriques avec les fournisseurs, les collusions sur les prix de certains biens ou encore l'intégration verticale, bien que plus difficiles à quantifier, peuvent également exister dans un marché fortement concentré.

L'IPSCD a été choisi comme indicateur de la concentration du marché, car il offre une perspective plus globale, éloignée de la seule considération des bénéfices des entreprises. Il est crucial de promouvoir la concurrence dans le secteur de l'épicerie, notamment en soutenant les épiceries indépendantes et en favorisant l'entrée de nouveaux acteurs internationaux sur le marché.

Cependant, la concurrence seule ne suffit pas à résoudre ce problème. Il est nécessaire de mettre en place des règles de marché plus claires et transparentes pour empêcher les grands acteurs de dominer abusivement le marché. Le Bureau de la concurrence doit jouer un rôle plus actif, en particulier concernant l'intégration verticale. L'établissement d'un code de conduite couvrant toute la chaîne d'approvisionnement pourrait également limiter les comportements anticoncurrentiels des épiciers et accroître la transparence du secteur.



ANNEXES

Tableau 3 : Statistiques descriptives des variables

VARIABLES	MIN	1 ^{ER} QUART.	MÉDIANE	MOYENNE	3 ^E QUART.	MAX
IPC aliments	112,5	129,7	140,9	140,9	151,0	184,5
Importations de nourriture	930,2	1 131,9	1 545,9	1 518,4	1 758,1	2 430,1
PIB Agricole	25 203	26 567	32 215	31 182	33 978	39 722
IPSCD	79,1	95,9	100,4	101,6	104,5	133,8
M1+ (brut)	408 334	596 155	809 158	893 548	104 9382	1 625 566
Prix du diesel	42,5	63,9	80,3	80,55	88,3	163,1
Taux de change	0,9553	1,0403	1,2499	1,1918	1,3147	1,4208

Source : Statistique Canada et Federal Reserve, Bank of St. Louis.

Tableau 4 : Résultats des tests de racine unitaire pour les variables

VARIABLES	AUGMENTED DICKEY-FULLER (ADF)		PHILLIPS-PERRON (PP)	
	BASE	1 ^{ÈRE} DIFFÉRENCE	BASE	1 ^{ÈRE} DIFFÉRENCE
IPC aliments	1,8829 (0,99)	-9,152*** (<0,01)	1,54 (0,99)	-143*** (<0,01)
Importations de nourriture	-3,26 (0,079)*	-22,47*** (<0,01)	-0,851 (0,89)	-256*** (<0,01)
PIB Agricole	-1,49 (0,78)	-6,10*** (<0,01)	-14,4 (0,25)	-60,8*** (<0,01)
IPSCD	-0,622 (0,97)	-7,82*** (<0,01)	-5,14 (0,79)	-97,7*** (<0,01)
M1+ (brut)	-2,32 (0,44)	-11,21*** (<0,01)	-14,5 (0,24)	-148*** (<0,01)
Prix du diesel	-1,70 (0,70)	-10,32*** (<0,01)	-8,7 (0,52)	-131*** (<0,01)
Taux de change	-1,963 (0,58)	-16,46*** (<0,01)	-6,73 (0,67)	-215*** (<0,01)

Note : Les étoiles indiquent la significativité statistique : * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001.

Tableau 5 : Approche de test des bornes pour la cointégration, version détaillée

VARIABLE ENDOGÈNE	LONGUEUR DE RETARD OPTIMALE	STATISTIQUES F
IPC aliments	(1, 0, 0, 1, 1, 1, 1)	11.27***
Importations de nourriture	(3, 1, 2, 0, 0, 3, 0)	> 49.99***
PIB Agricole	(2, 1, 0, 2, 0, 0, 0)	> 49.99***
M1+ (brut)	(2, 0, 1, 0, 0, 0, 0)	< 1.00
USD/CAD	(1, 0, 0, 0, 1, 1, 0)	6.273***
Prix du diesel, vente en gros	(3, 3, 2, 3, 3, 4, 3)	> 49.99***
IPSCD	(1, 0, 0, 0, 0, 0, 0)	3.418*

Niveau de significativité	Borne inférieure I(0)	Borne supérieure I(1)
10%	2,12	3,23
5%	2,45	3,61
1%	3,15	4,43

Note : Les étoiles indiquent la significativité statistique : * p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001.

Tableau 6 : Résultats des tests de cointégration
Bounds F-test et Bounds t-test

TEST	STATISTIQUE	VALEUR CRITIQUE	P-VALUE
Bounds F-test	23,811	4,43	< 0,01
Bounds t-test	-13,33	I(0) : -3,43 I(1) : -4,98	< 0,01

Note : Les valeurs critiques pour le t-test indiquent les bornes inférieure I(0) et supérieure I(1).

Tableau 7 : Résultats des modèles UECM et RECM

VARIABLES	COEFFICIENT	T-STATISTIQUE	P-VALEUR
UECM : RÉSULTATS À LONG TERME			
Constante	0,0715	2,538	0,0120**
L(diff_log_cpi, 1)	-0,9142	-13,326	<0.01***
log_imp_food	0.0146	3.493	<0.01***
log_gdp_agri	-0.0125	-3.299	0.0012***
L(log_m11, 1)	-0.0051	-2.123	0.0351**
L(diff_log_usdcad, 1)	0.0286	1.814	0.0715*
log_diesel	0.0053	4.868	<0.01***
L(diff_log_retail_price, 1)	0.0680	3.056	0.0026***
RECM : RÉSULTATS À COURT TERME			
d(log_m11)	0.0617	2.018	0.0451**
d(diff_log_usdcad)	-0.0143	-1.165	0.2455
d(diff_log_retail_price)	0,0250	1,749	0,0820*
RECM : AJUSTEMENT VERS L'ÉQUILIBRE			
ECT(-1)	-0,9142	-14,078	<0,01***

Note : Les étoiles indiquent la significativité statistique : * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01.

Tableau 8 : tests de robustesse du modèle

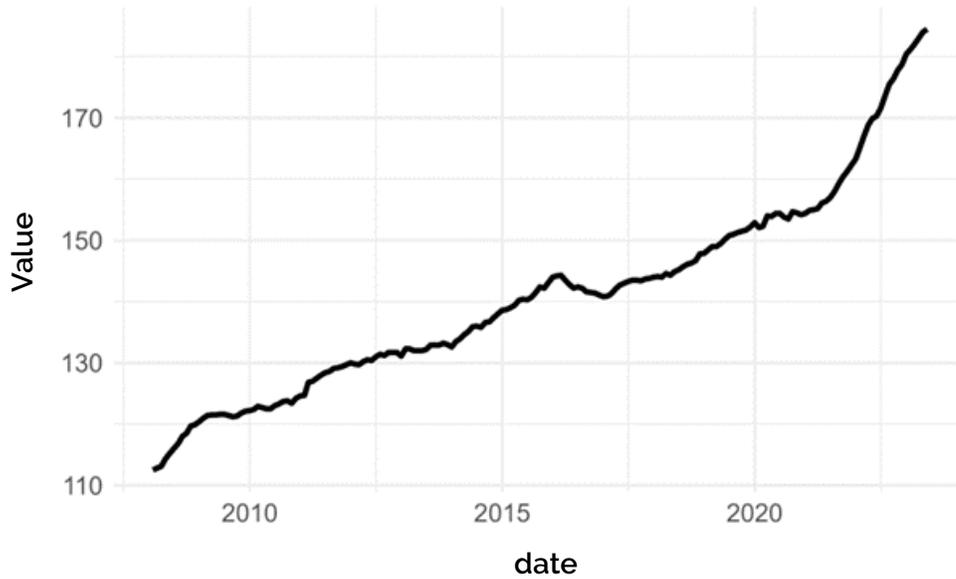
TEST	STATISTIQUE	P-VALUE
Durbin-Watson (DW)	2,086	0,607
Breusch-Godfrey (BG)	1,944	0,163
RESET	0,493	0,611
ARCH LM	0,0001	0,989

Note : Les valeurs critiques pour le t-test indiquent les bornes inférieure (l(0)) et supérieure (l(1)).



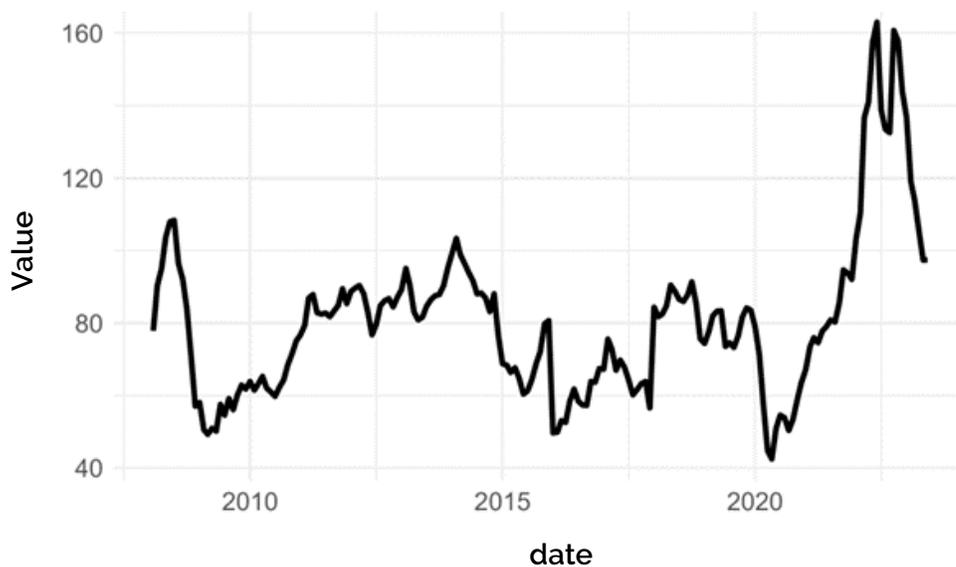
FIGURES

Figure 2 : Évolution de l'IPC aliments - 2009-2023



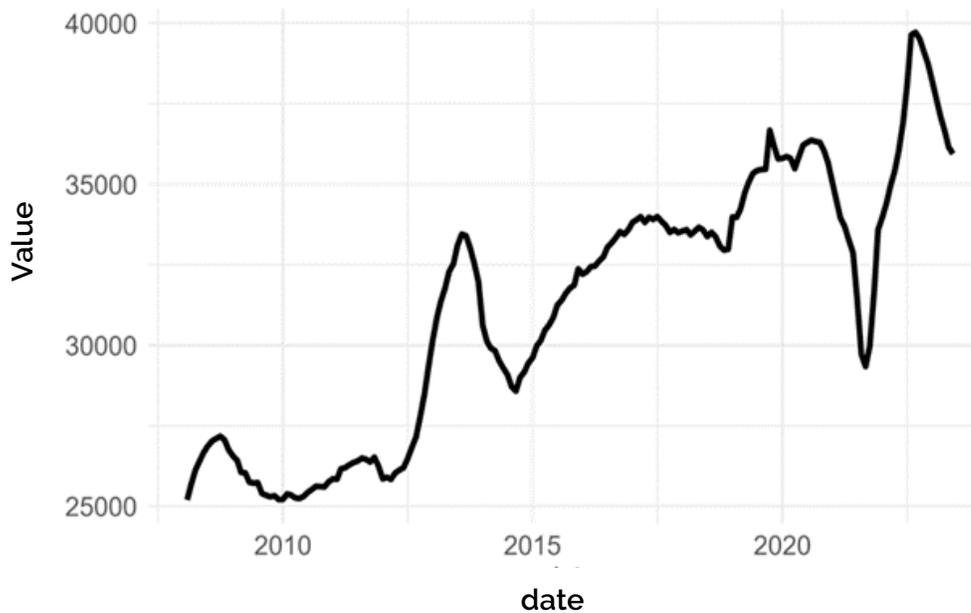
Source : Ressources naturelles Canada. Élaboration personnelle

Figure 3 : Évolution du prix du diesel, vente en gros - 2009-2023



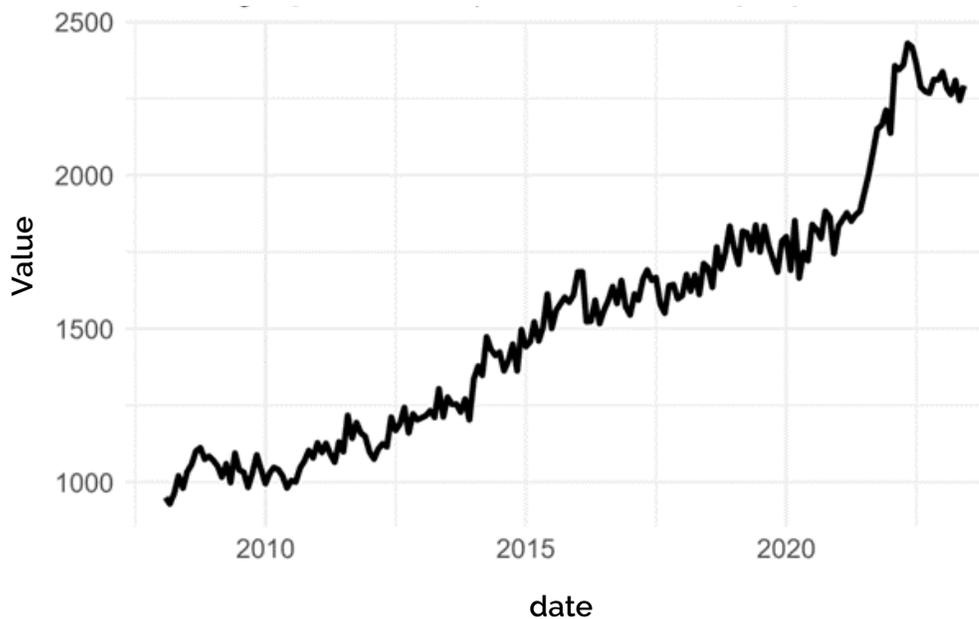
Source : Ressources naturelles Canada. Élaboration personnelle

Figure 4 : Évolution du PIB agricole - 2009-2023



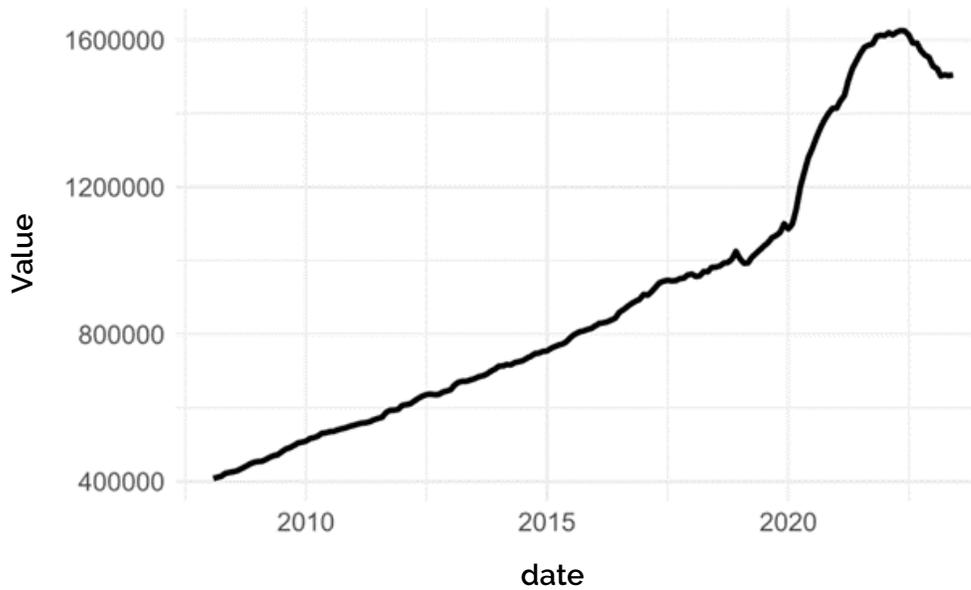
Source : Statistique Canada. Élaboration personnelle

Figure 5 : Évolution des importations d'aliments - 2009-2023



Source : Ressources naturelles Canada. Élaboration personnelle

Figure 6 : Évolution de la masse monétaire M1+ - 2009-2023



Source : Statistique Canada. Élaboration personnelle

Figure 7 : Évolution de L'IPSCD - 2009-2023



Source : Ressources naturelles Canada. Élaboration personnelle

Figure 8 : Évolution du taux de change USD/CAD - 2009-2023



Source : Federal Reserve, Bank of St. Louis. Élaboration personnelle

RÉFÉRENCES

- Bouras, P., Bustamante, C., Guo, X., & Short, J. (2023). The contribution of firm profits to the recent rise in inflation. <https://www.bankofcanada.ca/2023/08/staffanalytical-note-2023-12/>
- Bureau de la concurrence. (2023, juin). Le Canada a besoin de plus de concurrence dans le secteur de l'épicerie : rapport de l'étude de marché sur l'épicerie de détail du Bureau de la concurrence. <https://ised-isde.canada.ca/site/bureau-concurrence-canada/fr/comment-nous-favorisons-l...lation/canada-besoin-plus-concurrence-dans-secteur-lepicerie>
- Canadian Grocer. (2021). Who's Who Report 2021. https://issuu.com/ensembleiq/docs/cg08_2021
- Charlebois, S., & Somogyi, S. (2023). Rapport Annuel Sur Les Prix Alimentaires 2024. <https://conseiltaq.com/publications/dalhousie-14e-edition-du-rapport-sur-les-prix-alimentaires-2024>
- Cottarelli, C. (1998, mars). The Nonmonetary Determinants of Inflation : A Panel Data Study (Working Paper No WPIEA0231998). International Monetary Fund.
- Cross, P. (2023, avril). Canada's Fiscal Policy Has Undermined Efforts to Tackle Inflation. Fraser Institute. <https://www.fraserinstitute.org/studies/canadas-fiscal-policy-hasundermined-efforts-to-tackle-inflation>
- Faryaar, H., Leung, D., & Fortier-Labonté, A. (2023). Markups and Inflation : Evidence from Firm-Level Data. Statistics Canada Economic and Social Reports, 3(6), 1-11.
- Food Policy for Canada. (2023). Corporate Concentration [Accessed : 2023-04-10]. York University.
- Fradella, A. (2022). Derrière les chiffres : ce qui cause la hausse des prix des aliments. Statistique Canada. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/62f0014m/62f0014m2022014fra.htm>
- Huh, H.-S., & Park, C. -Y. (2013). Examining the Determinants of Food Prices in Developing Asia [Available at SSRN : <https://ssrn.com/abstract=2323202>]. Asian Development Bank Economics Working Paper Series, (370). <https://doi.org/10.2139/ssrn.2323202>
- Ismaya, B. I., & Anugrah, D. F. (2018). Determinant of Food Inflation : The Case of Indonesia. Bulletin of Monetary Economics and Banking, 21(1), 81-94. <https://doi.org/10.21098/bemp.v21i1.926>
- Kalish, I., & Wolf, M. (2022). Global Surge in Inflation. Deloitte. <https://www2.deloitte.com/xe/en/insights/economy/is-the-global-surge-in-inflation-here-to-stay.html>
- Kody Blois, C. (2023). Grocery Affordability : Examining Rising Food Costs in Canada. <https://www.ourcommons.ca/DocumentViewer/en/44-1/AGRI/report-10>

RÉFÉRENCES

- Lim, Y. C., & Sek, S. K. (2015). An Examination on the Determinants of Inflation. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(7), 678-682.
- Loecker, J. D., Eeckhout, J., & Unger, G. (2020). The Rise of Market Power and the
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strøm (Éd.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century : The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (p. 371-413). Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Smith, R., & Shin, Y. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Roberts, M. (2022). Food inflation and higher input costs for farms and food processors : Is there a link? *Farm Credit Canada*. <https://www.fcc-fac.ca/en/knowledge/economics/food-inflation-input-costs>
- Samal, A., Ummalla, M., & Goyari, P. (2022). The impact of macroeconomic factors on food price inflation : an evidence from India. *Future Business Journal*, 8, 15.
<https://doi.org/10.1186/s43093-022-00127-7>
- Statistique Canada. (2018, juillet). Indice des prix des services du commerce de détail
- Statistique Canada. (2023 a, février 21). Indice des prix à la consommation, janvier 2023. *Le Quotidien*. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/230221/dq230221a-fra.htm>
- Statistique Canada. (2023 b, décembre 15). Indice des prix des services du commerce de détail. *Le Quotidien*. https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=5135