

Université du Québec en Outaouais

# **L'IMPACT DE LA FINANCE NUMÉRIQUE SUR L'ÉCONOMIE RÉELLE AU CANADA**

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ COMME EXIGENCE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIE FINANCIÈRE

par  
ZINEDDINE OUARAS

Dirigé  
par  
Prof. Li YAN

Janvier 2026

## RÉSUMÉ

Ce mémoire étudie l'impact de la finance numérique sur l'économie réelle au Canada, à travers les ventes au détail en ligne. Notre analyse empirique repose sur les données mensuelles de 2017 à 2023 et utilise la méthode d'Engle-Granger à deux étapes pour tester la relation à long terme, incluant un modèle de correction d'erreur. Les résultats obtenus montrent qu'il existe une relation de cointégration entre le produit du secteur du commerce de détail, les ventes en ligne, le taux de chômage et le nombre de cas actifs de COVID-19. À court terme, l'effet du commerce électronique est non significatif, mais devient positif et significatif à long terme. Ces résultats suggèrent que la finance numérique peut soutenir durablement la croissance du secteur du détail, mais ne constitue pas, toute seule, un moteur durable du développement économique.

MOTS CLÉS : finance numérique, commerce électronique, COVID-19, PIB, cointégration, Canada.

## **ABSTRACT**

This thesis examines the impact of digital finance on Canada's real economy, with a focus on retail sales through e-commerce. The empirical study utilizes monthly data from 2017 to 2023 and employs the two-step Engle-Granger method, incorporating an error correction model, to investigate the long-term relationships. The results reveal a cointegration between retail sector output, online sales, the unemployment rate, and the number of active COVID-19 cases. While e-commerce does not have a significant short-term effect, its impact becomes positive and essential over the long term. These findings indicate that digital finance can support sustainable growth in the retail sector, but it cannot be considered a sole driver of long-term economic development.

**KEYWORDS:** digital finance, e-commerce, COVID-19, GDP, cointegration, Canada.

## REMERCIEMENTS

Tout d'abord, je tiens à remercier Dieu, le Tout-Puissant, pour m'avoir accordé la santé, la patience et la persévérance nécessaires pour réaliser ce mémoire.

Je tiens également à exprimer ma profonde gratitude à mon professeur encadrant, Li Yan, pour ses précieux conseils, son aide et sa disponibilité tout au long de ce projet.

Aux membres du jury qui ont consacré du temps à l'évaluation de ce mémoire, le professeur Tarcisio Barroso Da Graca et la professeure Salma Ben Amor.

Mes remerciements vont aussi aux professeurs dans le secteur d'économie et finance pour tous leurs efforts afin de nous transmettre leur savoir.

À mes camarades de classe, avec qui j'ai passé des moments inoubliables et qui ont toujours été là, dans les bons comme dans les moins bons moments.

À l'ensemble du corps administratif de l'Université du Québec en Outaouais pour leur travail dans l'ombre pour faciliter la vie des étudiants.

À ma chère mère, à mon père, à mon frère, à mon épouse et à tous les membres de ma famille qui ont cru en moi et sans qui tout ça ne serait pas possible.

À mes amis, mes anciens professeurs en Algérie et à toute personne qui m'a souhaité la réussite.

# TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ .....	ii
ABSTRACT .....	iii
REMERCIEMENTS .....	iv
TABLE DES MATIÈRES .....	v
LISTES DES FIGURES .....	viii
LISTES DES TABLEAUX .....	ix
LISTES DES ÉQUATIONS .....	x
LISTES DES ABRÉVIATIONS .....	xi
CHAPITRE 1 INTRODUCTION .....	1
1.1 L'évolution historique du secteur de la finance au Canada .....	4
1.2 Internet et le commerce électronique au Canada .....	5
1.3 L'émergence du commerce électronique durant la pandémie de Covid-19 au Canada ..	7
CHAPITRE 2 REVUE DE LITTÉRATURE .....	10
2.1 La finance numérique et ses répercussions sur l'économie réelle .....	10
<i>Chine</i> .....	10
2.2 L'influence de la finance numérique sur le secteur bancaire .....	11
<i>Nigeria</i> .....	11
2.3 L'impact des TIC sur le secteur financier .....	12
<i>Turquie</i> .....	12
2.4 L'impact de la digitalisation sur la productivité et l'emploi dans les économies avancées	13
2.4.1 L'impact de la digitalisation sur la productivité du travail .....	14
2.4.2 L'impact de la digitalisation sur la productivité totale des facteurs .....	15
2.4.3 L'impact de la digitalisation sur le temps de travail et la structure de l'emploi durant la	
pandémie .....	17
2.4.4 L'impact de la COVID-19 sur la croissance des offres d'emploi numériques .....	18
2.4.5 L'impact du télétravail sur l'offre d'emploi à long terme .....	19
2.5 L'impact de la digitalisation sur la gestion des crédits bancaires pendant la pandémie	
de COVID-19 .....	20
<i>Brésil</i> .....	20
2.6 La finance numérique pour une économie verte et durable .....	21
<i>Chine</i> .....	21
2.7 Cadre de l'étude actuelle .....	23

<b>CHAPITRE 3 MÉTHODOLOGIE</b> .....	25
<b>3.1 Les séries chronologiques</b> .....	25
<b>3.2 La stationnarité</b> .....	26
3.2.1 Qu'est-ce qu'une série stationnaire ?.....	26
3.2.2 Les types de stationnarité.....	27
3.2.2.1 <i>Stationnarité stricte</i> .....	27
3.2.2.2 <i>Stationnarité faible</i> .....	27
<b>3.3 Qu'implique l'utilisation d'une série temporelle non stationnaire ?</b> .....	28
<b>3.4 Tests de stationnarité</b> .....	28
3.4.1 Tests de Dickey-Fuller (DF) et de Dickey-Fuller augmenté (ADF).....	28
<b>3.5 La cointégration et les relations à long terme</b> .....	30
3.5.1 Différence entre la cointégration et la corrélation .....	32
<b>3.6 Quel modèle économétrique allons-nous utiliser pour notre étude de cointégration et pourquoi ?</b> .....	32
3.6.1 Modèle de correction d'erreur (méthode d'Engle-Granger à deux étapes) .....	32
3.6.1.1 <i>Première étape : vérification de la cointégration</i> .....	32
3.6.1.2 <i>Deuxième étape : construction du modèle ECM.</i> .....	33
<b>CHAPITRE 4 DONNÉES</b> .....	35
<b>4.1. Source des données</b> .....	35
4.1.1. Données du produit du secteur du commerce de détail .....	35
4.1.2. Données des ventes au détail via commerce électronique .....	35
4.1.3. Données du taux de chômage .....	35
4.1.4. Données du nombre de cas actifs de Covid-19 .....	35
<b>4.2. Définition des données</b> .....	36
4.2.1. Le produit du secteur du commerce de détail .....	36
4.2.2. Les ventes au détail via le commerce électronique.....	36
4.2.3. Le taux de chômage .....	36
4.2.4. Le nombre de cas actifs de Covid-19 .....	36
<b>4.3. Statistiques descriptives</b> .....	37
4.3.1. Nombre de cas actifs de Covid-19 (CAS_COVID) .....	37
4.3.2. Produit du secteur du commerce de détail.....	37
4.3.3. Taux de chômage .....	37
4.3.4. Les ventes au détail via le commerce électronique.....	37
<b>4.4. Visualisation des relations entre variables</b> .....	38
4.4.1. L'évolution des ventes via le commerce électronique avec les autres variables .....	38

4.4.2.	L'évolution du produit du commerce de détail avec le taux de chômage et les cas actifs de Covid-19 au Canada.....	39
<b>CHAPITRE 5 RÉSULTATS.....</b>		<b>41</b>
<b>5.1.</b>	<b>Résultats des tests de stationnarité.....</b>	<b>41</b>
<b>5.2.</b>	<b>Vérification de la cointégration.....</b>	<b>41</b>
5.2.1.	Estimation de l'équation de cointégration.....	41
5.2.2.	Résultats de la première étape de la méthode d'Engle-Granger.....	42
5.2.3.	Interprétation des résultats.....	42
5.2.3.1.	<i>Le nombre de cas actifs de la COVID-19.....</i>	<i>42</i>
5.2.3.2.	<i>Le taux de chômage.....</i>	<i>43</i>
5.2.3.3.	<i>Les ventes au détail via le commerce électronique.....</i>	<i>43</i>
<b>5.3.</b>	<b>Test de stationnarité des résidus de l'équation de cointégration.....</b>	<b>43</b>
<b>5.4.</b>	<b>Résultats du modèle de correction d'erreur (ECM).....</b>	<b>44</b>
5.4.1.	Interprétation des résultats.....	44
5.4.1.1.	<i>Terme de correction d'erreur (Resid_lag).....</i>	<i>44</i>
5.4.1.2.	<i>Le nombre de cas actifs de la COVID-19.....</i>	<i>44</i>
5.4.1.3.	<i>Les ventes au détail via le commerce électronique.....</i>	<i>45</i>
5.4.1.4.	<i>Le taux de chômage.....</i>	<i>45</i>
5.4.1.5.	<i>Coefficient de détermination <math>R^2</math>.....</i>	<i>46</i>
5.4.1.6.	<i>F-statistique.....</i>	<i>47</i>
<b>5.5.</b>	<b>Test de diagnostic des résidus.....</b>	<b>47</b>
5.5.1.	Test d'hétéroscédasticité de White.....	47
5.5.1.1.	<i>Résultats du test d'hétéroscédasticité de White.....</i>	<i>47</i>
5.5.2.	Test de normalité de Jarque-Bera.....	48
5.5.2.1.	<i>Résultats du test de normalité des résidus de Jarque-Bera.....</i>	<i>49</i>
5.5.3.	Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM test).....	49
5.5.3.1.	<i>Les résultats du test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM test).....</i>	<i>50</i>
<b>5.6.</b>	<b>Discussions des résultats des tests de significativité.....</b>	<b>50</b>
<b>5.7.</b>	<b>Discussion des résultats du modèle de correction d'erreur.....</b>	<b>51</b>
<b>CHAPITRE 6 CONCLUSION.....</b>		<b>53</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE.....</b>		<b>55</b>

## LISTES DES FIGURES

Figure 1: Les réseaux du commerce électronique .....	5
Figure 2: Croissance explosive d'internet en millions d'ordinateurs recevant Internet. ....	6
Figure 3 : Le commerce électronique devrait connaître une expansion rapide (Estimations de la croissance mondiale du commerce électronique, 1998–2002, en milliards de dollars US) ...	7
Figure 4: Ventes au détail du commerce électronique par rapport aux ventes en magasin, données mensuelles indexées.....	8
Figure 5: Comparaison mensuelle des ventes au détail : Commerce électronique vs. ventes en magasin dans certains sous-secteurs (Indice T1 2019 = 100).....	9
Figure 6: Illustration des ventes au détail du commerce électronique .....	25
Figure 7: Cas actifs de Covid-19 au Canada.....	26
Figure 8: Exemple de série temporelle non-stationnaire .....	28
Figure 9 : Ventes via le commerce électronique (axe droit) et cas actifs de la Covid-19 (axe gauche).....	38
Figure 10: Ventes via le commerce électronique (axe droit) et taux de chômage (axe gauche) .....	38
Figure 11: Produit du commerce de détail (axe droit) et ventes via le commerce électronique (axe gauche) .....	39
Figure 12:Produit du commerce de détail (axe droit) et taux de chômage (axe gauche) .....	39
Figure 13:Produit du commerce de détail (axe droit) et cas actifs de la Covid-19 (axe gauche) .....	40
Figure 14: Les variations du taux d'emploi au Canada. ....	46
Figure 15: Graphique du test d'hétéroscédasticité de White .....	48
Figure 16: Graphique du test de Jarque-Bera.....	49

## LISTES DES TABLEAUX

Tableau 1: Statistiques descriptives .....	37
Tableau 2: Résultats de stationnarité des tests ADF. ....	41
Tableau 3: Résultats de l'estimation de l'équation de cointégration.....	42
Tableau 4: résultats du test ADF des résidus .....	43
Tableau 5: résultats du modèle de correction d'erreur .....	44
Tableau 6: test d'hétéroscédasticité de White des résidus de l'ECM.....	47
Tableau 7: Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM test).....	50

## LISTES DES ÉQUATIONS

Équation 1: Modèle autorégressif d'ordre 1 AR(1).....	29
Équation 2: Test de Dickey-Fuller .....	29
Équation 3: Test de Dickey-Fuller augmenté .....	30
Équation 4: Relation de cointégration .....	33
Équation 5: Modèle de correction d'erreur .....	33

## LISTES DES ABRÉVIATIONS

ATM : Automated Teller Machine (pouvant être traduit par « guichet automatique bancaire »).

WEB : Volume of Web Banking Transactions (pouvant être traduit par « Volume des Transactions Bancaires en Ligne »).

POS : The Volume of Point of Sales Technology Transactions (pouvant être traduit par « Le Volume des Transactions Réalisées via Les Technologies de Points de Vente »).

BTA : Commercial Banks Total Assets (pouvant être traduit par « Total des Actifs des Banques Commerciales »).

TIC : technologies de l'information et de la communication.

FSD : Efficiency Index of Financial institutions (pouvant être traduit par « Indice d'Efficacité des Institutions Financières »).

PIB: produit intérieur brut.

PAN: Number of Patent Applications (pouvant être traduit par « Nombre de Demandes de Brevets »).

FG: Financial Globalization Index (pouvant être traduit par « Indice de mondialisation financière »).

ARDL : AutoRegressive Distributed Lag (pouvant être traduit par « AutoRégressif à Retard Distribué »).

FMI : Fonds monétaire international.

JRS : Job Retention Scheme (pouvant être traduit par « Dispositif de maintien de l'emploi »).

PTF : Productivité totale des facteurs.

AIC : Akaike Information Criterion (pouvant être traduit par « Critère d'Information d' Akaike »).

BIC : Bayesian Information Criterion (pouvant être traduit par « Critère d'Information bayésien »).

ECM : Error Correction Model (traduisible par « Modèle de correction d'erreur »).

# CHAPITRE 1 INTRODUCTION

L'innovation des technologies numériques et l'expansion d'internet ont complètement modifié nos modes de vie ainsi que nos habitudes de consommation et d'interaction économiques. Notre ère a connu de nombreux progrès majeurs dans différents secteurs tels que la santé, l'éducation ou encore le secteur de la finance qui joue un rôle majeur dans le développement économique.

La digitalisation des services bancaires permet un accès à distance aux comptes bancaires via des applications mobiles, les méthodes de paiement innovantes remplacent progressivement l'argent liquide ainsi que le commerce électronique qui a pris de plus en plus d'ampleur dans nos vies depuis la pandémie du COVID-19. Cette crise sanitaire a profondément bouleversé les économies et les comportements des ménages à travers le monde, même si certains pays étaient plus développés que d'autres. L'adaptation face à cette situation a suscité la généralisation de la digitalisation, perçue comme un fidèle allié de cette conjoncture, afin de limiter les pertes économiques.

Les taux de chômage se sont aggravés à l'échelle mondiale. Au Canada, ce taux a atteint 14,3 % en mai 2020 (Statistique Canada). Et l'une des solutions numériques rapidement adoptées a été le télétravail, déjà présent dans les pays développés, il s'est encore plus démocratisé à l'échelle mondiale, permettant à de nombreux professionnels de continuer à exercer leurs activités même durant les périodes de confinements stricts.

Selon un rapport sur l'avancement et les tendances numériques de World Bank (2024), les applications de visioconférence comme Zoom ont facilité cette transition, contribuant à une hausse de 75 % des téléchargements d'applications professionnelles dans le monde au cours du deuxième trimestre de 2020 comparativement à janvier 2019. Cette transition rapide souligne l'importance de la digitalisation sur le marché du travail, tant sur la productivité que sur l'épanouissement des employés afin de soutenir l'économie face au choc de la COVID-19.

Pendant cette période de crise, les méthodes de paiement classiques ont également connu une transformation numérique, notamment au Moyen-Orient et en Afrique subsaharienne où l'argent comptant reste la méthode de paiement dominante et les services bancaires innovants peu répandus. Néanmoins, dans ces régions, certains pays en voie de développement comme l'Arabie saoudite et le Ghana ont enregistré une mutation durable vers les solutions de paiement

innovantes, accompagnée d'une forte croissance des téléchargements d'applications de services financiers.

En parallèle du télétravail et des méthodes de paiement innovantes, le commerce électronique a grandement bénéficié de ces transformations numériques. En Europe, des politiques encourageantes ont soutenu son expansion remarquable grâce à son rôle important dans la résilience du secteur du commerce de détail. En Asie et en Afrique, bien que l'usage des plateformes de commerce en ligne fût marginal avant la crise sanitaire, ce choc a brusquement inversé la tendance et changé les habitudes de consommation des ménages, ce qui s'est d'ailleurs traduit par une hausse des téléchargements d'applications de commerce électronique.

Bien que le choc de la pandémie ait été un lapsus révélateur de l'importance de la digitalisation et plus précisément de la finance numérique pour le maintien de la bonne santé de l'économie, dans les pays développés tels que le Canada, les résultats de ces transformations sont moins marqués.

Cela s'explique par une maturité numérique déjà bien ancrée dans la société canadienne, portée par un secteur financier plus sophistiqué que dans la majorité des autres pays, les méthodes de paiements innovantes ont largement remplacé l'argent liquide dans les transactions quotidiennes, ainsi que des habitudes de consommation telles que l'achat de biens et de services en ligne qui existaient bien avant la pandémie.

Pendant la pandémie de COVID-19, le commerce électronique au Canada a été perçu comme le substitut idéal au commerce traditionnel, surtout durant les périodes avec des restrictions sanitaires strictes en raison des déplacements limités, des passes sanitaires obligatoires dans les centres d'achat, ainsi que des confinements.

Les plateformes de commerce en ligne ont parfaitement répondu aux besoins des ménages en proposant divers biens et services, avec pour certains des livraisons à domicile. Elles ont non seulement permis de préserver la bonne santé des consommateurs, mais aussi de les servir convenablement dans des conditions particulièrement difficiles.

Selon Paiements Canada (2021), le rapport canadien sur les modes et les tendances de paiement montre que la pandémie a profondément transformé les comportements de consommation des

ménages canadiens. Durant le confinement, le temps passé devant les écrans a exposé les ménages à davantage de publicités commerciales, stimulant ainsi la consommation et parfois même la surconsommation en raison d'une routine un peu monotone. Cela a rendu le divertissement et les loisirs essentiels au bien-être des Canadiens.

Depuis, les modes de consommation et les styles de vie ont évolué en conséquence de la conjoncture, passant d'un mode plus actif à un mode de vie casanier, ce qui s'est traduit par une baisse des abonnements aux salles de sport et une diminution des voyages. Parallèlement, une forte croissance des transactions liées aux abonnements à des plateformes de loisirs comme Netflix et Spotify, ainsi qu'à l'achat de jeux vidéo dématérialisés sur des plateformes comme Steam, a été observée.

La forte pénétration d'internet et du numérique au Canada a facilité la transition des consommateurs traditionnels vers des modes de paiement en ligne durant la pandémie. En 2020, les achats en ligne ont doublé par rapport à l'année précédente, atteignant 477 millions de transactions, soit 56 milliards de dollars, un montant total inégalé auparavant. Les jeunes adultes ont grandement contribué à cette croissance, dotés d'une grande capacité d'adaptation aux nouvelles technologies, ils dépensent en moyenne pas loin de 200 \$ par mois en ligne, soit une augmentation de 63,3 % par rapport à avant la pandémie.

Le secteur vestimentaire s'est remarquablement distingué en représentant à lui seul plus de la moitié des ventes en ligne au Canada. Face à une baisse de la demande en magasin physique, la concurrence en ligne s'est intensifiée, incitant les entreprises à multiplier les offres promotionnelles, et plusieurs ont su tirer profit de cette situation pour réaliser des bénéfices. Cela montre que, pour ces entreprises, le commerce électronique ne représente plus qu'un simple canal de secours mais une alternative sérieuse aux ventes en magasin physique.

Ainsi, cette période a été marquée par l'essor du commerce électronique ; de nombreux magasins en ligne ont vu le jour, offrant une large panoplie de biens et de services aux consommateurs.

Dans notre étude nous avons choisi les ventes au détail via commerce électronique comme proxy de la finance numérique, car elles impliquent l'utilisation de méthodes de paiement digitales.

Maintenant, voici une question qui mérite réflexion : dans quelle mesure ces ventes au détail via le commerce électronique influencent-elles la croissance du secteur du commerce de détail ?

## **1.1 L'évolution historique du secteur de la finance au Canada**

La finance numérique désigne l'ensemble des instruments financiers ayant subi une transformation numérique facilitant les transactions quotidiennes grâce à des outils comme les applications bancaires, les paiements électroniques, les cryptomonnaies ou encore les fintechs.

Selon Wilkins (2014), dans son discours intitulé « L'argent à l'ère du numérique », elle explique que l'évolution des méthodes de paiement est liée aux innovations technologiques. Au Canada, les billets de banque émis par la banque centrale depuis 1935 représentaient historiquement le moyen de paiement principal, mais avec le temps, les consommateurs ont commencé à réclamer des moyens de paiement plus sophistiqués, leur permettant de faciliter leurs achats et les libérant de l'argent liquide.

C'est alors en 1970 que les cartes de crédit ont vu le jour, suivies vingt ans après des cartes de débit. Ces nouveaux moyens de paiement ont répondu aux attentes des consommateurs et ont introduit de nouvelles pratiques telles que les virements en ligne, la consultation à distance des comptes bancaires ou encore l'accès aux relevés électroniques.

Depuis, les innovations financières n'ont pas cessé, toujours à la recherche de faciliter les paiements et les investissements. Les portefeuilles numériques comme Google Pay ou Apple Pay s'inscrivent dans cette logique, permettant un stockage sécurisé des cartes bancaires sur mobiles, afin de réaliser des achats en magasin ou même en ligne en toute sécurité.

Au Canada, 98 % de la population possède un compte bancaire, plaçant le pays parmi les plus bancarisés au monde (Balu, 2024), ce qui a favorisé l'émergence des fintechs au Canada. Des entreprises indépendantes qui proposent des services financiers innovants comparativement aux banques traditionnelles. Elles ont gagné en popularité chez les consommateurs avec leurs solutions simplifiées et efficaces, ce qui a grandement contribué à la numérisation du secteur financier canadien.

Par ailleurs, l'évolution des technologies financières ne s'est pas arrêtée aux cartes bancaires ou aux portefeuilles numériques. Une forme de monnaie électronique a vu le jour en 2009 sous

le nom de « *Bitcoin* ». Une cryptomonnaie qui n'est émise par aucune banque centrale. Les transactions ne passent par aucune banque ni institution financière mais reposent sur des systèmes sécurisés basés sur la cryptographie. De nombreuses applications de trading des cryptomonnaies ont été développées par la suite pour faciliter l'achat et la revente ainsi que pour le suivi en temps réel des investissements.

Toutefois, bien que la cryptomonnaie suscite un grand intérêt, elle fait également l'objet de nombreuses controverses. Dans certains pays, comme l'Algérie, elle est complètement interdite, tandis que, dans d'autres pays, elle est encadrée par des politiques réglementaires strictes. En raison de leur nature moins contrôlée, les cryptomonnaies peuvent représenter un risque pour la sécurité nationale. Elles font parfois l'objet d'activités illicites telles que le financement du terrorisme ou le blanchiment d'argent.

Au fil du temps, ces innovations ont permis aux Canadiens d'adopter rapidement de nouveaux modes de consommation. Les différents moyens de paiement numériques ont facilité les achats et les transactions en ligne, contribuant de manière significative à l'émergence du commerce électronique.

## 1.2 Internet et le commerce électronique au Canada

Selon un rapport du Gouvernement du Canada (1998), intitulé stratégie canadienne sur le commerce électronique, le commerce électronique représente l'ensemble des opérations d'achat

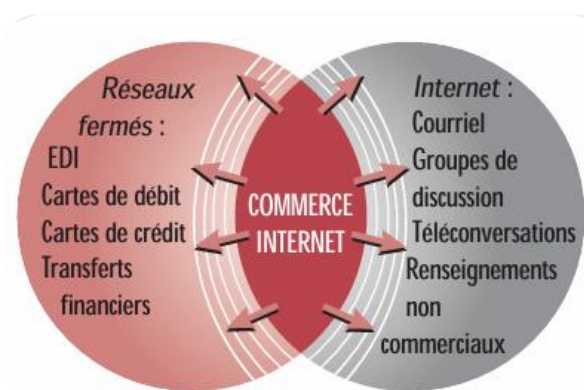


Figure 1: Les réseaux du commerce électronique

Source: Gouvernement du Canada. (1998). *Stratégie canadienne sur le commerce électronique*

et de vente de biens et de services entre tous les agents économiques réalisées sur internet, en utilisant des méthodes de paiement telles que les cartes bancaires et les applications de paiement électronique et s'appuie sur les réseaux ouverts comme internet mais aussi sur des réseaux fermés entre entreprises.

Au début des années 2000, on prévoyait déjà une expansion du commerce électronique. La croissance exponentielle de l'utilisation d'Internet, rendue accessible au grand public vers la fin des années 1990, était un fort indicateur de l'émergence du commerce électronique à l'échelle mondiale et les figures suivantes illustrent bien cette évolution dans la période de fin des années 1990 à début 2000.

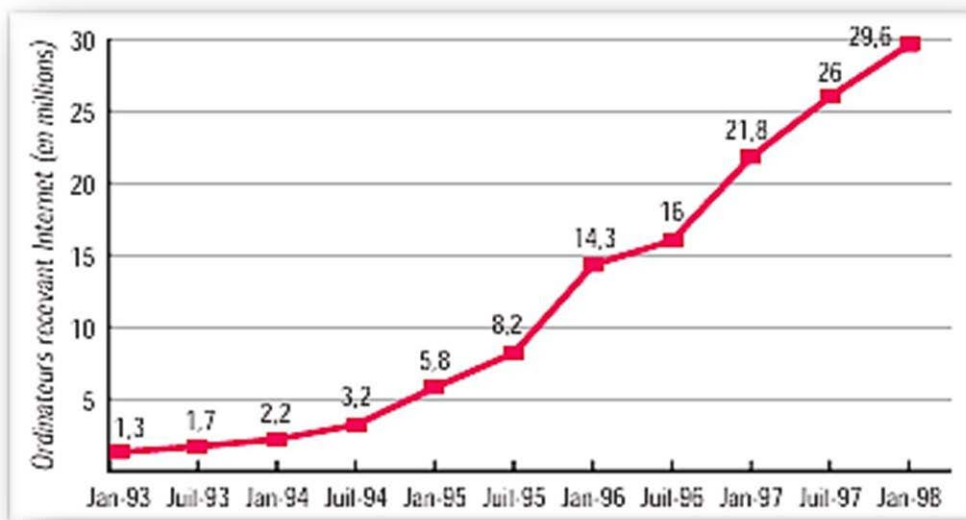


Figure 2: Croissance explosive d'internet en millions d'ordinateurs recevant Internet

Source : Gouvernement du Canada. (1998). *Stratégie canadienne sur le commerce électronique*

Avec toutes les innovations de la finance numérique et la généralisation d'internet, deux décennies plus tard, ces prévisions se sont concrétisées. Bien que le commerce électronique ait connu une évolution progressive au fil des années 2000, c'est à partir de 2017 que la croissance du commerce électronique a pris un tournant important au Canada.

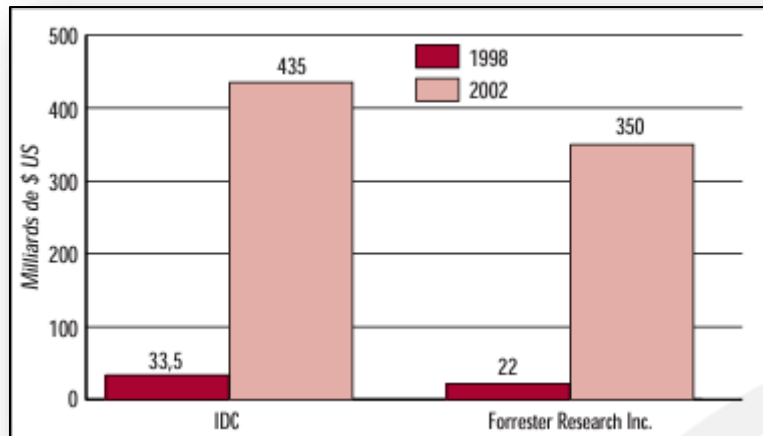


Figure 3 : Le commerce électronique devrait connaître une expansion rapide (Estimations de la croissance mondiale du commerce électronique, 1998–2002, en milliards de dollars US)

Source : Gouvernement du Canada. (1998). *Stratégie canadienne sur le commerce électronique.*

Dans un article publié sur le site Grenier aux nouvelles (2016), l'agence Absolunet, spécialisée dans le commerce électronique, a mené une enquête sur une sélection de détaillants réputés au Canada, tels que Structube, DavidsTea ou même Stokes. L'objectif était d'analyser les changements que la numérisation allait apporter au secteur du commerce de détail en 2017.

Ces changements ont mis en évidence l'importance croissante des réseaux sociaux dans l'e-marketing et le rôle des influenceurs dans la promotion de différents produits de consommation. L'émergence des publicités ciblées qui exploitent des algorithmes basés sur les comportements et les préférences des consommateurs sur Internet, ainsi que l'adoption des moyens de paiement innovants à l'aide de téléphones et de montres intelligentes, facilitent les opérations d'achat en ligne et en magasin.

### **1.3L'émergence du commerce électronique durant la pandémie de Covid-19 au Canada**

La pandémie a été un puissant tremplin propulsant le commerce électronique à des niveaux inégalés à l'échelle mondiale. Dans la littérature, l'année 2020 est souvent décrite comme le boom du commerce électronique.

Zanzana et Martin (2023), ont trouvé que les ventes au détail en ligne ont connu une hausse d'environ 68 % en raison des changements importants dans les habitudes de consommation et du focus des entreprises sur le marketing en ligne, dus aux circonstances exceptionnelles de la pandémie. Ces résultats sont également discutés par (Wyman *et al.*, 2023)

Cependant, après avril 2021, les ventes en ligne ont commencé à baisser au fur et à mesure que les restrictions sanitaires étaient levées. La reprise progressive des achats en personne dans les magasins en était la principale raison. Malgré cette baisse, les statistiques montrent que les ventes au détail en ligne ont gardé des niveaux plus élevés que ceux d'avant 2020.

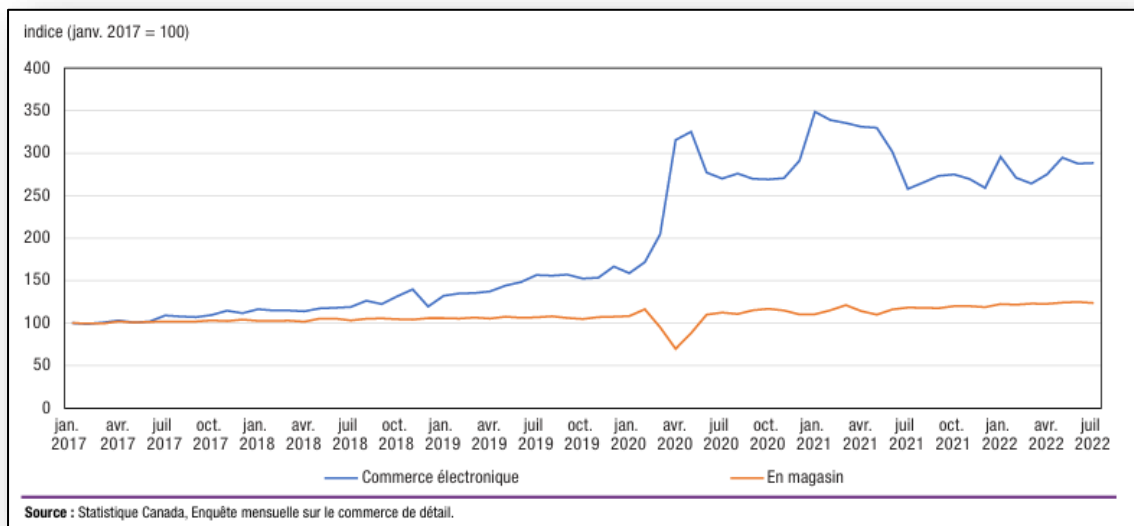


Figure 4: Ventes au détail du commerce électronique par rapport aux ventes en magasin, données mensuelles indexées.

Source : Statistique Canada (2023) Les enquêtes auprès des entreprises et la mesure du commerce numérique des services au Canada

La croissance rapide du commerce électronique ne s'est pas répercutée de manière équitable sur les différents secteurs du commerce de détail. Ce sont surtout les secteurs comme l'habillement, l'électronique, les articles ménagers ou encore les articles de sport et de loisirs qui en ont le plus bénéficié avec une forte hausse des ventes en ligne durant la pandémie, alors qu'en 2017, seulement une faible part de leurs profits provenait du commerce électronique, en 2021, cette proportion a plus que doublé.

Contrairement au secteur de l'automobile et de l'alimentation, les ventes se faisaient toujours en grande partie dans les magasins, ce qui a freiné les ventes au détail en ligne en général et, malgré cet effet de masque, elles ont atteint un pic impressionnant au deuxième trimestre de 2020.

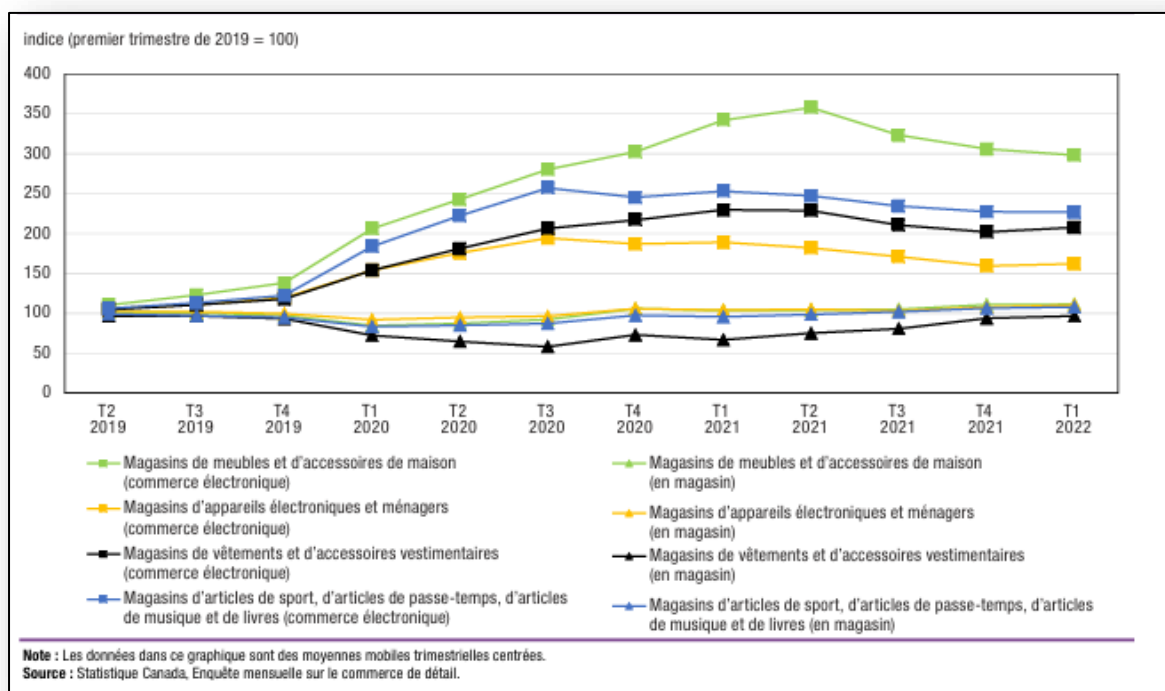


Figure 5: Comparaison mensuelle des ventes au détail : Commerce électronique vs. ventes en magasin dans certains sous-secteurs

(Indice T1 2019 = 100).

Source : Statistique Canada (2023)<sup>1</sup>

Ainsi, après avoir abordé le contexte historique du secteur de la finance et le développement du commerce électronique au Canada, nous allons poursuivre avec le chapitre 2 consacré à la revue de la littérature. Ce chapitre est une synthèse de plusieurs articles scientifiques pertinents dans lesquels nous présenterons leurs objectifs, les modèles statistiques utilisés, les variables prises en compte ainsi que leurs résultats.

<sup>1</sup> [Les enquêtes auprès des entreprises et la mesure du commerce numérique des services au Canada \(https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/13-605-x/2023001/article/00002-fra.pdf?st=RfrzKLN \)](https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/pub/13-605-x/2023001/article/00002-fra.pdf?st=RfrzKLN)

## CHAPITRE 2 REVUE DE LITTÉRATURE

Ce chapitre est consacré aux études qui mettent en lien la finance numérique et l'économie réelle, en mobilisant différentes approches méthodologiques et l'analyse de leurs résultats.

### 2.1 La finance numérique et ses répercussions sur l'économie réelle

#### *Chine*

Plusieurs chercheurs se sont intéressés à la manière dont la finance numérique influence l'économie réelle, parmi eux Liu *et al.* (2024), qui ont analysé des données en panel couvrant 31 régions chinoises entre 2011 et 2020, dans le but de démontrer s'il existe une relation à long terme entre la finance numérique et l'économie réelle chinoise.

Ils ont construit un indice de finance numérique basé sur plusieurs critères comme l'ampleur des services financiers numériques, leur fréquence d'utilisation, et la diversité des services proposés. Cet indice a été transformé en logarithme pour stabiliser les données. Pour mesurer l'économie réelle, ils ont utilisé le PIB en excluant les secteurs de l'immobilier et de la finance, afin de ne conserver que les secteurs producteurs de biens.

Leur démarche empirique commence par un test de dépendance intersectorielle, pour vérifier si les régions sont interdépendantes, c'est-à-dire si un choc dans une région a des répercussions sur une autre. Ensuite, le test de Dickey-Fuller augmenté est utilisé pour vérifier la stationnarité des variables. Une fois qu'elle a été confirmée, un test de cointégration en panel selon la méthode de Westerlund (2007) a été utilisé pour déterminer s'il existe un équilibre à long terme entre la finance numérique et l'économie réelle.

Enfin, l'approche PMG « Pooled Mean Group » a permis de distinguer les effets à court et à long terme, selon les régions orientales et non orientales. Les résultats montrent que la finance numérique et l'économie réelle partagent une relation de cointégration à long terme. Dans les régions orientales, la finance numérique n'a pas d'effet significatif à court terme sur l'économie réelle, mais montre un effet négatif à long terme. Cependant, dans les régions non orientales, un effet à court terme est observé, mais aucun à long terme.

Les auteurs concluent alors que l'impact de la finance numérique dépend du niveau de développement technologique de chaque région. *Globalement en Chine, elle stimule l'économie réelle à court terme, mais la ralentit sur le long terme.*

Cette étude met l'accent sur l'importance du contexte régional, avec une approche méthodologique solide combinant la cointégration à l'approche PMG pour modéliser l'effet à court et à long terme, bien qu'ils ne prennent pas explicitement en compte l'impact qu'aurait pu avoir la pandémie sur l'économie réelle. Cependant, l'effet négatif à long terme dans les régions orientales pourrait être lié à plusieurs facteurs comme des coûts élevés pour assurer la sécurité des systèmes numériques ou des déséquilibres dans l'infrastructure numérique selon les régions. Ce qui mérite d'être exploré en profondeur pour mieux comprendre ce résultat.

## **2.2 L'influence de la finance numérique sur le secteur bancaire**

### ***Nigeria***

Une étude récente menée par Iwedi (2024) analyse comment la finance numérique impacte le développement du secteur bancaire entre 2009 et 2022. L'infrastructure de la finance numérique a été mesurée par le volume des transactions effectuées aux distributeurs automatiques (ATM), sur les plateformes bancaires en ligne (WEB) et via les terminaux de paiement électroniques (POS). Le développement du secteur bancaire a été mesuré par le total des actifs des banques commerciales (BTA).

L'auteur a d'abord analysé les tendances des variables, montrant une croissance stable des actifs bancaires depuis 2009, avec une baisse en 2020 suivie d'un rebond en 2021. Concernant les (ATM), la tendance à la hausse est très modeste malgré les fluctuations persistantes jusqu'en 2021, où une forte augmentation a été enregistrée. Tandis que pour les (POS) et (WEB) la croissance devient conséquente à partir de 2013 et surtout pendant la pandémie.

Une analyse économétrique a ensuite été réalisée avec un test de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté, qui révèle que les variables sont intégrées d'ordre 1, et les tests de cointégration Trace et maximum Eigenvalue indiquent l'existence d'une relation de long terme entre l'infrastructure numérique et le développement bancaire. Un résultat qui s'aligne avec la conclusion de Liu *et al.* (2024) qui prouvent qu'une relation stable à long terme existe entre la finance numérique et l'économie réelle.

Les résultats de la régression montrent qu'une augmentation des POS a un effet positif significatif sur les actifs bancaires, alors que les ATM ont un effet légèrement négatif sur les actifs des banques commerciales. Quant aux comptes en ligne (WEB), l'impact demeure faible et non significatif. Enfin, un test de causalité de Granger montre que les actifs bancaires influencent l'évolution des ATM et des POS.

Cette étude montre que les différents outils de la finance numérique n'ont pas tous le même effet sur l'économie réelle ; certains ont une influence plus importante que d'autres, comme les POS, comparativement aux ATM et aux comptes en ligne (WEB) dans cette analyse. Cela peut dépendre de la situation conjoncturelle, donc le choix de l'indice qui représente la finance numérique doit être réfléchi selon la situation économique et extra-économique.

## **2.3 L'impact des TIC sur le secteur financier**

### ***Turquie***

Une étude menée par Shahbaz *et al.* (2023) analyse la relation entre les technologies de l'information et de la communication (TIC) et l'évolution du secteur financier en Turquie. Bien que les données de cette étude s'arrêtent en 2018, elle couvre une longue période de 32 ans. Le développement du secteur financier a été mesuré par l'indice de l'efficacité des institutions financières (FSD) utilisé comme variable dépendante.

Quatre variables explicatives ont été intégrées dont les abonnements des téléphones mobiles (TIC), le PIB réel par habitant (PIB) pour la croissance économique, le nombre de demandes de brevets (PAN) pour l'innovation technologique, et l'indice de mondialisation financière (FG). Une transformation logarithmique a été appliquée à ces variables pour stabiliser les résultats.

La stationnarité des séries temporelles a été vérifiée avec deux tests, le test de Phillips-Perron et de Vogelsang-Perron qui tient compte des ruptures structurelles dues aux chocs exogènes. Les résultats obtenus indiquent que toutes les variables sont intégrées d'ordre  $I(1)$ .

Ensuite, les relations à long terme ont été testées avec le test des bornes ARDL et le test de Hatemi-J, qui détecte jusqu'à deux ruptures structurelles. Ces tests ont confirmé une relation stable à long terme et ont identifié notamment des changements majeurs en 1990 et 1992. Durant ces années, plusieurs réformes gouvernementales ont été adoptées en Turquie. Ces mesures ont permis de libéraliser le commerce international et de favoriser l'expansion du marché financier, marquant ainsi un tournant significatif dans l'économie turque.

Les estimations à long terme impliquant le modèle ARDL montrent que le PIB par habitant et la mondialisation financière ont un effet positif sur le développement du secteur financier, tandis qu'une hausse des TIC et des innovations technologiques semble avoir un effet négatif à long terme. Ce résultat rejoint les conclusions de Liu *et al.* (2024) sur la finance numérique en Chine, où un impact négatif à long terme est observé dans les régions moins développées

probablement à cause d'une infrastructure numérique moins avancée comparativement aux pays développés.

Pour confirmer la robustesse de leurs résultats, les auteurs ont utilisé trois méthodes supplémentaires :

- ✦ Les moindres carrés ordinaires entièrement modifiés (FMOLS) ;
- ✦ Les moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS) ;
- ✦ Les régressions canoniques de cointégration (CCR).

Les résultats obtenus par ces méthodes s'alignent avec les prévisions par le modèle ARDL.

Ensuite, un modèle de correction d'erreur vectoriel (VECM), combiné au test de causalité de Granger, a permis d'examiner les effets à court terme et la vitesse de retour à l'équilibre après un choc. Les résultats indiquent que les TIC influencent significativement le développement du secteur financier à court et à long terme, et que la croissance économique, les TIC, la mondialisation financière et les innovations technologiques partagent une relation causale unidirectionnelle vers le développement du secteur financier.

Pour conclure, les auteurs estiment que l'effet négatif des TIC et des innovations technologiques à long terme sur le développement du secteur financier peut s'expliquer par le manque de réglementations qui favorisent la mise en œuvre des nouvelles technologies, et des insuffisances dans les infrastructures numériques en Turquie et comme solutions. Cela souligne que l'intégration des technologies numériques sans réel encadrement réglementaire limite grandement leurs effets sur l'économie. Un équilibre doit être respecté afin d'en tirer des bénéfices durables et de stimuler l'économie.

## **2.4 L'impact de la digitalisation sur la productivité et l'emploi dans les économies avancées**

### ***Internationale***

Une étude menée par (Shahbaz *et al.*, 2023) a été réalisée pour le Fonds monétaire international (FMI). Elle inclut deux années de données couvrant la période 2019-2021 et examine plusieurs aspects liés à la digitalisation, à la productivité et à l'emploi pendant la pandémie.

### 2.4.1 L'impact de la digitalisation sur la productivité du travail

Les auteurs ont remarqué que les effets de la COVID-19 étaient variés selon les pays. Ceux qui disposaient d'un niveau de digitalisation élevé, comme l'Irlande, ont enregistré une augmentation de leur production grâce à des infrastructures numériques développées. Cependant cette augmentation n'est pas uniquement due à un niveau élevé de développement numérique mais également à la concentration des efforts vers les secteurs stratégiques pendant la crise pour maintenir une efficacité maximale.

Pour évaluer l'effet de la digitalisation sur la productivité sectorielle du travail durant la pandémie, les auteurs ont réalisé une analyse sectorielle transnationale, en appliquant une régression en coupe transversale sectorielle avec des erreurs standard regroupées au niveau pays-année de 2020 à 2021.

La productivité du travail sectorielle annuelle constitue la variable dépendante, avec comme variables explicatives : la proportion des travailleurs utilisant un ordinateur connecté à internet comme mesure de l'intensité digitale, un indicateur de mobilité reflétant la sévérité des confinements, la proportion des travailleurs couverts par des dispositifs de protection de l'emploi (JRS) ainsi que les interactions entre ces variables (intensité digitale x mobilité) et (mobilité x JRS). Des variables démographiques de contrôle et des effets fixes sectoriels sont également ajoutés.

Les résultats montrent que les secteurs les plus digitalisés ont vu leur productivité baisser d'environ 20 % pendant la pandémie, témoignant du rôle amortisseur des technologies numériques face à la crise sanitaire.

Pour vérifier la robustesse de ces résultats, les auteurs ont utilisé les valeurs retardées de la variable de digitalisation pour écarter une possible causalité inversée. Les résultats confirment la solidité des estimations.

Une analyse complémentaire a ensuite été menée en remplaçant la variable principale de digitalisation par la part des entreprises qui possèdent des services de « *Cloud Computing* ». Ils ont aussi ajouté une variable muette qui mesure l'intensité du contact physique de chaque secteur (hôtellerie, restauration, construction, transport, entreposage, commerce de gros et de détail).

Les résultats montrent que la digitalisation a eu un effet plus marqué sur les secteurs à faible contact physique. Grâce à leur degré de digitalisation élevé, ces derniers ont mieux résisté au

choc de la pandémie. Ces secteurs ont subi 40 % de pertes en moins. D'ailleurs, même dans les secteurs à fort contact physique, la digitalisation a permis de limiter les pertes, ce qui confirme que la productivité est fortement liée au niveau de digitalisation.

Un exercice de simulation contrefactuelle a été mené pour estimer la productivité dans les pays les moins digitalisés comme le Luxembourg, la Grèce, le Portugal, la Slovaquie, la Lettonie, la Slovénie, la République tchèque, l'Estonie, la Lituanie, l'Italie et l'Espagne, dans le cas où ils bénéficiaient d'un niveau de digitalisation comparable à celui des pays avancés. Les résultats de cette simulation indiquent que ces pays auraient enregistré une croissance de productivité supérieure d'environ 0,6 point de pourcentage en 2020, ce qui montre l'importance de la digitalisation lors des périodes de crise.

En général, cette première analyse montre le rôle protecteur que peut avoir la digitalisation pendant une période de crise. Cela dit, la période étudiée reste très courte, donc les effets à long terme ne sont pas observables. En plus, les indicateurs du niveau de digitalisation utilisés ne captent pas forcément l'efficacité réelle de ces outils.

#### 2.4.2 L'impact de la digitalisation sur la productivité totale des facteurs

Les auteurs ont ensuite analysé l'évolution de la productivité totale des facteurs (PTF) avant et après la pandémie, dans les économies européennes avancées ainsi qu'aux États-Unis.

Deux régressions avec effets fixes ont été estimées. Pour l'échantillon européen, l'intensité digitale est mesurée par la part des travailleurs ayant accès à internet selon le secteur et le pays. Pour les États-Unis, ils utilisent le logarithme de l'équipement et des logiciels informatiques possédés par rapport au nombre de travailleurs.

Dans le cadre européen, la variable dépendante correspond à la variation de la PTF d'une entreprise avant et après la pandémie. L'intensité digitale constitue la variable explicative principale, tandis que l'âge, la taille et la rentabilité des entreprises sont regroupés sous forme de vecteur de variables de contrôle. Des effets fixes par pays et par secteurs sont aussi inclus pour tenir compte des déséquilibres structurels.

Le même modèle est reproduit pour les États-Unis avec les mêmes variables mais avec la mesure américaine de l'intensité digitale.

Les résultats montrent que dans les deux zones étudiées, les entreprises déjà fortement numérisées n'ont pas connu de gains immédiats de productivité en 2020. Ce n'est qu'en 2021

que des effets positifs significatifs apparaissent. Ces entreprises bien numérisées au préalable ont mieux amorti le choc et ont retrouvé rapidement un haut niveau d'activité.

Ce constat est contre-intuitif car les bénéficiaires de la digitalisation n'ont pas été observés immédiatement pendant le choc mais plutôt dans la période de reprise.

Les auteurs soulignent que l'impact de la digitalisation est plus marquant sur la productivité totale des facteurs des entreprises que sur la productivité du travail, ce qui en fait un meilleur indicateur des effets du numérique. Pour les grandes entreprises, le retour sur investissement dans le numérique s'est avéré plus rentable pendant et après la pandémie, leur permettant de profiter pleinement des avantages de la digitalisation. Cet effet est moins perceptible sur la productivité du travail, qui peut être affectée à court terme par des facteurs comme les licenciements ou la réduction des effectifs.

En conclusion de cette deuxième analyse, les chercheurs explorent les liens historiques entre la digitalisation et la productivité totale des facteurs. Des données en panel non équilibré d'entreprises américaines cotées sont utilisées de 2011 à 2019, où elles sont réparties en deux groupes :

- ✦ les plus performantes et
- ✦ les moins performantes.

Une régression linéaire sur ces données en panel est estimée, avec la croissance annuelle de la PTF des entreprises moins performantes comme variable dépendante et comme variables explicatives :

- ✦ la croissance annuelle de la PTF des entreprises performantes,
- ✦ l'écart de productivité avec les entreprises leaders et
- ✦ l'intensité digitale retardée au niveau des entreprises, mesurée par le logarithme du capital informatique par rapport au nombre de travailleurs.

Des variables de contrôle (âge, taille, rentabilité) et des effets fixes sectoriels et temporels ont également été inclus.

Les résultats indiquent que la digitalisation a un impact significatif sur la productivité des entreprises, plus marqué à long terme, ce qui en fait un levier durable plutôt qu'une solution immédiate.

### 2.4.3 L'impact de la digitalisation sur le temps de travail et la structure de l'emploi durant la pandémie

Cette partie analyse comment la digitalisation a influencé le volume d'heures travaillées et la structure de l'emploi dans différents pays et secteurs. Le modèle économétrique appliqué est similaire à celui utilisé dans la partie 2.4.1 pour l'Europe à l'exception de la variable dépendante qui devient ici le taux de croissance des heures travaillées.

En Europe, les résultats montrent que la digitalisation a atténué le choc négatif de la pandémie sur le nombre total d'heures travaillées et a largement contribué à préserver l'emploi en 2020.

Dans les secteurs à faibles contacts physiques, une forte digitalisation a permis d'amortir le choc et de réduire les pertes, notamment grâce au télétravail qui a assuré la continuité des activités en toute sécurité même durant les phases les plus critiques de la crise sanitaire. Tandis que dans les secteurs intensifs en contacts physiques les pertes ont aussi été réduites, dans une proportion moins importante.

Ces effets ont aidé les économies avancées à limiter leurs pertes durant la crise, tandis que dans les pays moins digitalisés, un niveau plus élevé de digitalisation leur aurait aussi profité afin de réduire les pertes et de sécuriser davantage d'emplois.

L'étude montre que durant la pandémie, les pays les moins digitalisés ont eu tendance à rattraper leur retard, en adoptant rapidement les technologies numériques, avec un taux de croissance des emplois numériques supérieur à celui observé avant la crise. Dans les pays très digitalisés, aucun changement majeur n'a été relevé par rapport aux années précédant la crise sanitaire, bien que la digitalisation ait protégé l'emploi durant cette période.

Aux États-Unis, les auteurs ont estimé un modèle sur des données en panel où la variable dépendante mesure le changement de l'emploi numérique ou non numérique, mesuré par la différence du logarithme entre un trimestre donné et le même trimestre de 2019. La variable explicative principale capture la propagation régionale du COVID-19 (Bartik Shock) et le modèle inclut également des effets fixes sectoriels.

Les résultats indiquent qu'aux états les plus touchés, la part des emplois non numériques a fortement baissé, contrairement aux emplois numériques qui ont bénéficié d'un effet protecteur. Mais lorsque l'économie a redémarré, la part des emplois non numériques a de nouveau augmenté tandis que celle des emplois numériques est revenue à son niveau de l'avant-crise. Cela montre qu'il s'agissait d'une tendance passagère et que cet effet bouclier était temporaire.

Aux Royaume-Unis, la méthode d'estimation est similaire à celle utilisée pour les États-Unis, mais avec des variables adaptées au contexte britannique. La variable dépendante reste la même, mais en fréquence annuelle. Pour mesurer la propagation du COVID-19, les auteurs utilisent comme indicateur la baisse en pourcentage de l'indice de mobilité de Google.

Les résultats montrent que les politiques de protection de l'emploi ont largement couvert les travailleurs non numériques. Pourtant, dans les zones les plus touchées par la pandémie, l'emploi non numérique a grandement reculé à cause des restrictions sanitaires. L'expansion de l'emploi numérique, qui avait fortement augmenté, a été freinée par ces politiques empêchant une plus grande conversion des travailleurs vers le télétravail.

#### 2.4.4 L'impact de la COVID-19 sur la croissance des offres d'emploi numériques

Les auteurs ont mené une autre analyse afin de déterminer si les pays les plus touchés par la COVID-19 présentent une augmentation des offres d'emploi numériques par rapport aux offres non numériques.

Une régression sur données en panel est estimée sur plusieurs trimestres, avec la croissance cumulée des offres d'emploi entre un trimestre et le même en 2019 comme variable dépendante. Une variable explicative qui mesure l'intensité du choc COVID-19 dans chaque pays ainsi qu'un vecteur regroupant des caractéristiques démographiques comme variable de contrôle.

En Europe, les résultats concernant les offres d'emploi en télétravail sont hétérogènes. En Espagne, par exemple, les auteurs observent une forte hausse temporaire, tandis qu'en France ou au Royaume-Uni, elles reculent. Ce résultat s'explique par plusieurs facteurs, tels que les politiques de protection de l'emploi physique qui freinent la migration vers les emplois numériques, la présence de secteurs déjà largement numérisés limitant le besoin immédiat d'emploi numérique.

Contrairement à un pays comme l'Espagne, où les offres ont augmenté pendant la crise sanitaire, grâce à des politiques favorisant la conversion vers le numérique et à la présence d'entreprises moins digitalisées, le fait que ces pays rattrapent leur retard a créé un effet temporaire d'adoption du numérique, mais après la relance de l'économie, ces offres d'emploi ont de nouveau diminué.

Aux États-Unis et au Royaume-Uni, le même modèle que dans la partie 2.4.3 est estimé séparément. La variable dépendante est représentée par la variation de la part des offres d'emploi numériques.

Les résultats mettent l'accent sur le fait que plus une région ou un État est exposé au COVID-19, plus on y observe une hausse temporaire des offres d'emploi numériques. Plus précisément durant le deuxième trimestre de 2020 qui correspond à la phase la plus critique de la pandémie.

#### 2.4.5 L'impact du télétravail sur l'offre d'emploi à long terme

Dans cette dernière partie, les auteurs ont construit un modèle où le ménage est composé de deux conjoints, l'homme et la femme. Ces derniers maximisent une fonction d'utilité conjointe basée sur leur consommation et leur temps de loisirs, afin de réaliser des simulations.

Durant la pandémie, la part des télétravailleurs a augmenté dans tous les pays européens avec des écarts marqués entre les pays très numérisés et ceux qui le sont moins. Le télétravail a augmenté le bien-être des ménages en offrant plus de flexibilité entre vie personnelle et professionnelle, et en faisant gagner du temps grâce à la suppression des déplacements vers les bureaux.

Chez les hommes, ils observent une baisse des heures travaillées durant la pandémie, liée à une préférence pour les loisirs. Contrairement chez les femmes, les heures travaillées ont augmenté.

Aux États-Unis, les auteurs notent que les télétravailleurs hautement qualifiés bénéficient rarement d'augmentations salariales. Cependant, les pays où le télétravail est plus répandu ont connu des taux de chômage plus faibles pendant la pandémie, et les télétravailleurs étaient moins nombreux à perdre leur emploi en raison des effets positifs qu'apporte le télétravail aux employeurs.

Enfin, les auteurs ont conclu que la pandémie a accéléré le processus de digitalisation des différents secteurs, notamment dans les pays qui affichent un retard. Des mesures gouvernementales encourageant l'investissement dans les infrastructures numériques ainsi que la formation des jeunes cadres peuvent aider à construire une base solide pour une économie numérisée et développée.

Des résultats positifs ont été observés durant la pandémie. Les pays avec un niveau de digitalisation élevé ont mieux survécu au choc, et malgré ces résultats positifs, les auteurs pensent que la digitalisation n'a pas atteint son plein potentiel et qu'elle peut améliorer encore davantage la productivité à long terme avec la démocratisation du télétravail.

## 2.5 L'impact de la digitalisation sur la gestion des crédits bancaires pendant la pandémie de COVID-19

### *Brésil*

Une étude menée par Silva *et al.* (2023), explore la réactivité des agences d'une même banque commerciale pendant la pandémie. Elle analyse la gestion des crédits bancaires ainsi que l'apport de la digitalisation du secteur bancaire concernant les prêts accordés dans différentes localités brésiliennes.

L'approche empirique suit la méthode des doubles différences pour mener une comparaison au sein du même type de crédit au sein des agences commerciales d'une même banque. L'étude concerne différentes zones géographiques avec des caractéristiques similaires, affectées par la pandémie à différentes échelles, tout en employant des données couvrant une période de 5 ans, de 2015 à 2020, et 74 agences en décembre 2020 dans 508 localités à travers le pays.

Les données principales proviennent des données comptables des banques, données d'opération de crédit, des informations sur les entités financières, des informations géographiques concernant les banques commerciales et les emprunteurs, les caractéristiques socioéconomiques des différentes municipalités, des statistiques bancaires dans différentes municipalités, des bulletins épidémiologiques sur la COVID-19 et des données sur l'emploi formel ainsi que la population active et le chômage dans chaque zone géographique.

Les variables dépendantes clés qui dictent le comportement des agences bancaires durant cette période sont :

- ✦ le prix effectif du crédit,
- ✦ le coût marginal,
- ✦ les revenus issus des prêts,
- ✦ le montant total des crédits accordés et
- ✦ les provisions pour pertes sur prêts mesurant le risque de défaut de paiement.

Pour les variables explicatives, les auteurs désignent :

- ✦ les cas actifs de COVID-19 par municipalité comme mesure de l'intensité de la pandémie et
- ✦ les dépenses en technologies de l'information comme mesure de la digitalisation des banques.

La pandémie a affaibli l'économie à l'échelle mondiale. Au Brésil, les résultats montrent que dans les zones les plus touchées par la pandémie, l'économie a reculé et les taux de chômage ont augmenté, ce qui a impacté négativement les revenus des ménages. Cela a conduit les banques commerciales à contracter de moins en moins de crédits à cause d'un risque de défaut de paiement important et des coûts marginaux fixes élevés, ce qui réduit les profits des banques par la suite.

Cependant, la digitalisation a joué un rôle majeur durant la première année de la pandémie. Les banques les plus numérisées ont subi moins de pertes, car elles étaient en mesure d'attirer des clients provenant d'autres localités et de bénéficier d'avantages de dépôt et de réduire leur coût de financement. Elle a permis à ces banques de s'exporter dans les différentes régions brésiliennes, ce qui leur a permis de se connecter avec des clients moins risqués, afin de contracter des crédits à des prix plus abordables durant cette période de crise, ainsi que de numériser plusieurs services habituellement proposés de manière traditionnelle, tels que certains types de crédits plus complexes.

En conclusion, à l'image des entreprises européennes dans l'étude précédente, les banques les plus digitalisées ont mieux survécu au choc de la crise sanitaire en réduisant leurs pertes, ce qui met encore une fois l'accent sur l'importance de la digitalisation et son potentiel pour dynamiser l'économie.

## **2.6 La finance numérique pour une économie verte et durable**

### ***Chine***

Bien que cette étude mette en avant l'effet non linéaire de la finance numérique sur les émissions de carbone, elle peut être liée indirectement à la production industrielle et avoir un impact sur l'économie réelle. Zhou *et al.* (2024), ont mené une étude pour explorer cette piste dans le contexte chinois, un pays où les enjeux environnementaux sont cruciaux, afin de vérifier cette hypothèse.

Pour l'analyse empirique, les auteurs utilisent des données de 30 provinces chinoises de 2011 à 2021. La performance carbone régionale, qui mesure les émissions de gaz CO<sub>2</sub>, est utilisée comme variable dépendante. Elle est calculée en prenant le ratio entre la production et les émissions de CO<sub>2</sub> de chaque région.

Un indice de finance numérique qui englobe la couverture, l'utilisation et la pénétration numérique dans les différentes régions est utilisé comme variable explicative, associé à un terme quadratique pour étudier l'effet non linéaire.

D'autres variables de contrôle viennent s'ajouter à leur modèle bidimensionnel à effets fixes dont le PIB par habitant, l'urbanisation, la recherche et le développement, le développement financier, les dépenses publiques et le niveau de développement du marché.

Les résultats indiquent qu'à court terme, la finance numérique a un effet négatif sur la performance carbone, puis positif à long terme. Ces résultats sont cohérents car les entreprises bénéficient d'une plus grande inclusion financière et génèrent plus de CO<sub>2</sub> par unité produite. Sur le long terme, l'amélioration de la performance carbone est liée au développement de la finance numérique ainsi qu'aux politiques qui favorisent une économie verte avec des financements dédiés pour la modernisation industrielle afin de contribuer à la mission écologique du pays.

Les auteurs ont examiné les coefficients des trois composants de l'indice de la finance numérique pour comprendre l'effet de chacun sur la performance carbone, et les résultats indiquent que la couverture et l'ampleur d'utilisation de la finance numérique ont d'abord un impact non linéaire, négatif à court terme puis positif à long terme sur la performance carbone. Cependant, concernant le degré de pénétration des technologies numériques, son impact n'est ni direct ni significatif sur la performance carbone.

Ensuite, les auteurs ont appliqué un test médiateur selon la méthode à trois étapes de Baron et Kenny (1986), afin de comprendre par quel moyen la finance numérique améliore la performance carbone. Les résultats indiquent que l'amélioration de la performance carbone à long terme est due à des changements structurels dans les secteurs industriels et énergétiques ainsi qu'à des innovations durables.

En dernier, les auteurs ont remplacé la variable dépendante par la performance énergétique avec un échantillon réduit pour tester la robustesse des résultats; au final, les résultats restent inchangés.

En conclusion, cette recherche met en évidence l'impact de la finance numérique sur l'amélioration de la performance carbone en Chine. Son effet est non linéaire et inobservable immédiatement, mais avec les améliorations et la refonte structurelle des signes positifs se manifestent à long terme. Ils mettent en évidence l'importance de l'expansion de la finance

numérique ainsi que son accessibilité dans les différentes régions comme facteurs principaux de l'amélioration de la performance carbone. Ainsi, on constate que la finance numérique joue un rôle important dans la modernisation des différentes infrastructures industrielles et agit sur l'économie réelle tout en soutenant une économie verte.

## 2.7 Cadre de l'étude actuelle

Étant donné la problématique posée par le sujet de notre mémoire et la disponibilité d'information, nous avons colligé les données mensuelles dans la période de 2017 à 2023. L'ajout des cas actifs de COVID-19 pour mesurer l'ampleur de la pandémie sur l'économie réelle au Canada est inspiré de l'étude de Silva *et al.* (2023). Suivi du taux de chômage, toutes deux utilisées comme variables de contrôle, est extrêmement important compte tenu de la situation économique difficile que le Canada a traversée pendant la crise sanitaire entre 2020 et 2021.

Bien que les études précédentes se concentrent sur les effets de la digitalisation et de la finance numérique sur l'économie réelle dans différents contextes géographiques et sectoriels, il existe très peu d'études rigoureuses sur le cas du Canada et c'est ce constat qui nous a motivés à orienter notre analyse vers ce pays.

Notre étude se distingue par son originalité en prenant comme indice de la finance numérique les ventes au détail via le commerce électronique. Cet indice reflète implicitement l'utilisation des différentes méthodes de paiement en ligne, des plateformes numériques et des divers services bancaires en ligne. Par ailleurs, le produit du secteur du commerce de détail est utilisé comme proxy de l'économie réelle, car il reflète directement la consommation des ménages.

Afin de répondre à notre problématique, nous avons effectué une analyse de cointégration basée sur un modèle de correction d'erreur selon la méthode d'Engle-Granger à deux étapes, développée en 1987, suivie de quelques tests de robustesse que nous développerons dans la partie de discussion des résultats.

Ainsi, cette approche vient mettre en lumière l'objectif de notre recherche et la problématique à laquelle nous tenterons de répondre à travers les hypothèses suivantes :

**H<sub>1</sub>** : Les ventes au détail via le commerce électronique ont un impact significatif à court terme sur le secteur du commerce de détail mais pas à long terme au Canada ;

**H<sub>2</sub>** : Les ventes au détail via le commerce électronique ont un impact significatif à long terme sur le secteur du commerce de détail mais pas à court terme au Canada ;

**H<sub>3</sub>** : Une relation de cointégration existe entre le produit du secteur du commerce de détail et les ventes au détail via le commerce électronique, le taux de chômage et le nombre de cas actifs de COVID-19 ;

**H<sub>4</sub>** : Aucune relation de cointégration n'existe entre le produit du secteur du commerce de détail, les ventes au détail via le commerce électronique, le taux de chômage et le nombre de cas actifs de COVID-19.

## CHAPITRE 3 MÉTHODOLOGIE

Dans ce chapitre, nous détaillerons la méthodologie de notre étude. Nous commencerons par l'introduction des notions de séries chronologiques, de stationnarité et de cointégration, avant de décrire le modèle de correction d'erreur utilisé pour analyser les relations à court et à long terme entre nos variables.

### 3.1 Les séries chronologiques

Dans notre étude, nous utilisons pour nos quatre variables des séries de données temporelles univariées. Il s'agit de séries regroupant pour chaque variable des données individuelles observées sur une période donnée, avec différentes fréquences (quotidienne, hebdomadaire, trimestrielle ou annuelle). Contrairement aux données transversales, les observations dans les séries temporelles présentent une certaine dépendance dans le temps, car les valeurs passées peuvent influencer les valeurs futures.

En observant ces séries chronologiques, on réalise en réalité un seul scénario historique parmi une infinité d'autres qui auraient pu se produire. Par exemple, les graphiques ci-dessous illustrent l'évolution dans le temps des ventes au détail via le commerce électronique ainsi que celle des cas actifs de Covid-19.

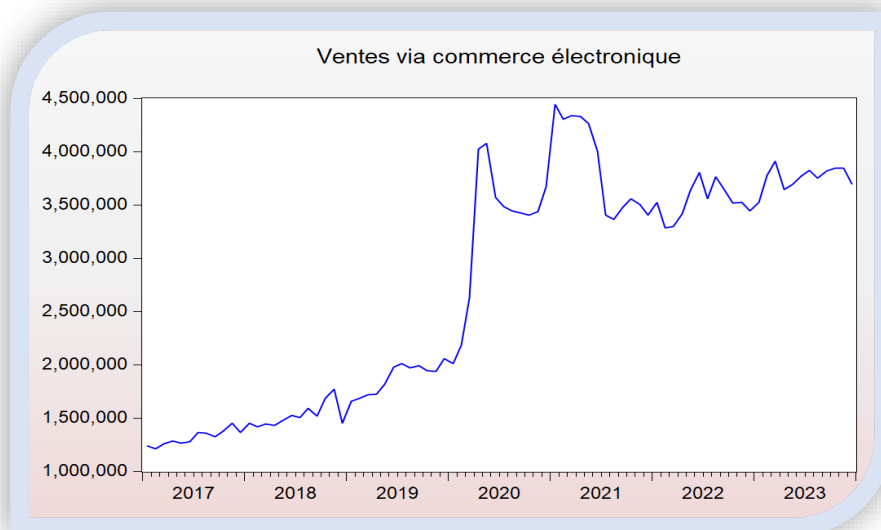


Figure 6: Illustration des ventes au détail du commerce électronique

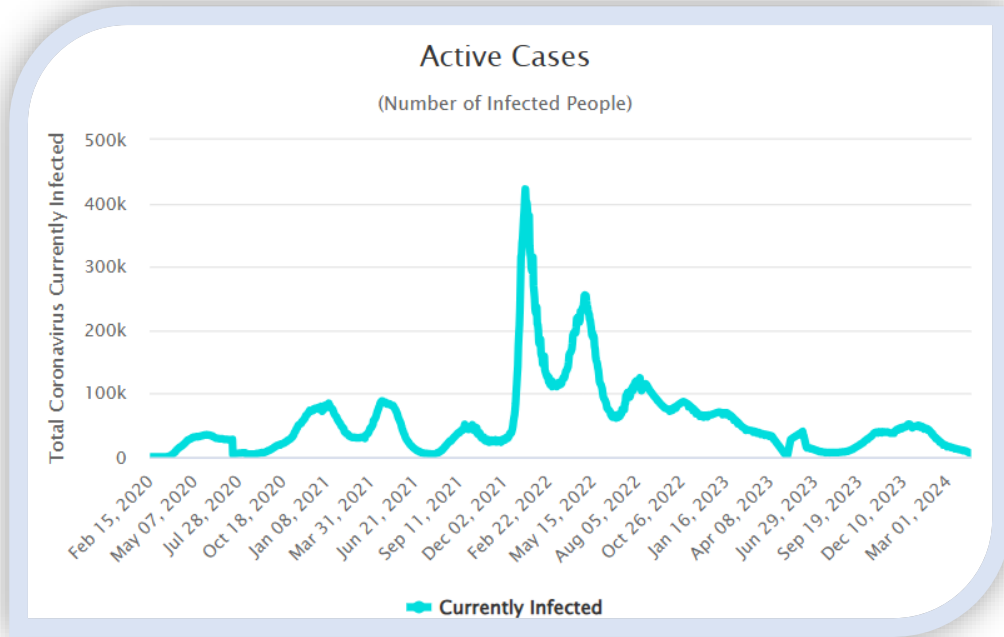


Figure 7: Cas actifs de Covid-19 au Canada.

Source : Worldometers

## 3.2 La stationnarité

Avant de présenter la modélisation des séries chronologiques, il est essentiel de comprendre quelques concepts importants en économétrie. Dans un premier temps, la stationnarité.

### 3.2.1 Qu'est-ce qu'une série stationnaire ?

Soit  $Y_t$  une série chronologique.  $Y_t$  est dite stationnaire ou faiblement stationnaire ou stationnaire en covariance ou encore stationnaire au second ordre, si elle se caractérise par trois propriétés fondamentales :

- ✓ la moyenne constante, ce qui signifie que les données sont centrées autour d'une même valeur au fil du temps. Mathématiquement,

$$E(Y_t) = \mu, \text{ ce qui ne change pas avec } t.$$

- ✓ la variance constante, indiquant que les données varient d'une manière homogène autour de la moyenne. Mathématiquement,

$$\text{Var}(Y_t) = \sigma^2 < +\infty, \text{ ce qui ne change pas avec } t.$$

- ✓ la covariance constante signifie que chaque observation dépend uniquement de la valeur de l'observation précédente. Mathématiquement, la fonction de covariance  $Cov(Y_t, Y_{t-h})$ , avec  $h$  nombre naturel quelconque, dépend du décalage du temps  $h$  seulement, mais pas de  $t$ .

La validation de ces propriétés nous assure que les séries chronologiques sont stationnaires et la relation des variables obtenue à partir des données historiques ne sont pas fallacieuse.

### 3.2.2 Les types de stationnarité

La stationnarité ou son absence peut avoir un impact important sur le comportement d'une variable. Comme le souligne Brooks (2019), dans son ouvrage, on distingue principalement deux sortes de stationnarité, soit la stationnarité stricte et la stationnarité faible.

#### 3.2.2.1 Stationnarité stricte

Un processus  $Y_t$  est dit strictement stationnaire si, pour tout entier  $n \geq 1$  et pour tous instants

$$t_1, t_2, \dots, t_n \in T, \text{ où } T \text{ représente l'ensemble des indices de temps,}$$

et pour tout décalage  $h \in T$ , on a que

$$(Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n}) \stackrel{\text{en loi}}{=} (Y_{t_1+h}, Y_{t_2+h}, \dots, Y_{t_n+h}).$$

Ici, «  $\stackrel{\text{en loi}}{=}$  » signifie « égalité en loi ». Autrement dit,  $(Y_{t_1}, Y_{t_2}, \dots, Y_{t_n})$  et  $(Y_{t_1+h}, Y_{t_2+h}, \dots, Y_{t_n+h})$  ont la même loi, *i.e.* leur fonction de répartition jointe est la même.

#### 3.2.2.2 Stationnarité faible

La stationnarité faible est plus couramment rencontrée dans les études empiriques. Comme la définie dans Section 3.2.1, elle implique uniquement la constance de la moyenne, de la variance et de la covariance.

Souvent pour les études empiriques, ce type de stationnarité est suffisant. Figure 8 suivant montre un exemple de série temporelle non-stationnaire.

Il convient de noter que la stationnarité stricte implique la stationnarité faible, mais que la réciproque n'est pas vraie.

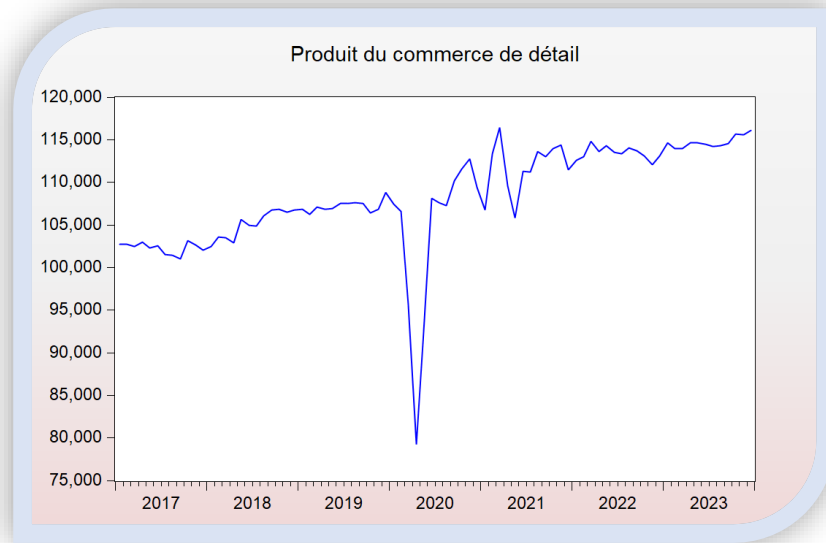


Figure 8: Exemple de série temporelle non-stationnaire

### 3.3 Qu'implique l'utilisation d'une série temporelle non stationnaire ?

En économie, la pandémie de la Covid-19 est considérée comme un choc, qui est défini comme tout événement soudain qui déstabilise un système pendant une période donnée. Par exemple, le secteur économique fait partie des secteurs fortement impactés par la COVID-19, ce qui a pu entraîner des variations dans nos variables pendant une période donnée.

Dans le cas d'une série temporelle stationnaire, l'effet d'un choc se dissipe progressivement au fil du temps. Contrairement à une série non stationnaire, où l'effet du choc est continu et ne s'atténue pas avec le temps.

L'utilisation de séries non stationnaires peut fausser les résultats, en donnant lieu à des régressions fallacieuses. Il est aussi possible d'obtenir des résultats statistiquement significatifs entre deux variables indépendantes qui partagent une même tendance au fil du temps. Dans ce cas, les résultats peuvent montrer un coefficient de détermination  $R^2$  élevé sans pour autant refléter une relation causale ou une interprétation économique pertinente (Brooks, 2019).

### 3.4 Tests de stationnarité

#### 3.4.1 Tests de Dickey-Fuller (DF) et de Dickey-Fuller augmenté (ADF)

Dans les études empiriques, on teste d'abord la présence d'une racine unitaire à l'aide du test de Dickey et Fuller afin de déterminer pratiquement la stationnarité d'une série temporelle.

Le test DF est fondé sur le modèle autorégressif d'ordre un, soit AR(1). Voir l'ouvrage de Porter et Gujarati (2008).

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t^2$$

*Équation 1: Modèle autorégressif AR(1)*

où

$y_t$  : la série temporelle au temps  $t$  ;

$y_{t-1}$  : la série temporelle au temps  $t-1$  ;

$\phi$  : coefficient autorégressif ;

$\varepsilon_t$  : terme d'erreur.

Les hypothèses nulle et alternative du test DF sont respectivement,

$H_0$  : Le coefficient  $\phi = 1$ , *i.e.* la série possède une racine unitaire.

$H_1$  : Le coefficient  $\phi < 1$ , *i.e.* la série n'a pas de racine unitaire.

En soustrayant  $y_{t-1}$  des deux côtés dans l'équation 1, on a :

$$y_t - y_{t-1} = \phi y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t$$

On factorise ensuite le terme  $y_{t-1}$  dans le côté droit de l'équation, et on obtient :

$$\Delta y_t = (1 - \phi) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

*Équation 2: Test de Dickey-Fuller*

où  $\Delta y_t$  est la différence première de  $y_t$ . Si  $\phi = 1$ , alors  $\Delta y_t = \varepsilon_t$ . L'hypothèse nulle  $H_0$  ne peut pas être rejetée parce que la série  $y_t$  est *probablement* (non sûrement) une marche aléatoire et donc non-stationnaire.

Cependant, ce test n'est valable que si les erreurs ne sont pas corrélées dans le temps, ce qui est rarement le cas en pratique. C'est pourquoi le test de Dickey et Fuller augmentée (ADF) est développé. De plus, le test ADF généralise le DF classique et permet d'inclure les processus

---

<sup>2</sup> Le symbole de série doit être en majuscule habituellement. Pour plus de commodité, l'auteur précise qu'il a utilisé des lettres minuscules lors de la saisie.

autorégressifs de haut ordre. Le test ADF profite des mêmes valeurs critiques que le test DF classique.

En ajoutant des retards supplémentaires de  $\Delta y_t$  pour corriger la corrélation des erreurs, l'équation augmentée ressemble à ça :

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

*Équation 3: Test de Dickey-Fuller augmenté*

où :

$\sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-1}$  : les valeurs retardées de  $\Delta y_t$  ;

$m$  : le nombre de retards choisi pour corriger la corrélation.

Dans le cadre du test ADF, le nombre de retards à choisir est souvent automatique dans des logiciels comme Eviews, qui se basent sur des critères d'information comme Akaike (AIC) ou bayésien (BIC). L'hypothèse nulle reste la même que celle du modèle de base, à savoir que si le coefficient est nul,  $\phi = 0$ , la série a une racine unitaire et donc elle est non-stationnaire. D'ailleurs, les deux tests partagent la même distribution asymptotique, ce qui permet d'utiliser les mêmes valeurs critiques afin d'interpréter les résultats (Gujarati et Porter 2009, p.757).

Remarque : En cas de  $H_0$  non rejetée, on doit effectuer un test Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) pour confirmer statistiquement l'existence de la racine unitaire. Nous avons constaté que le KPSS est souvent omis dans de nombreux articles empiriques. Cela augmente, bien sûr, la probabilité d'une erreur de type II (erreur  $\beta$ ). Si l'on accepte de telles erreurs par souci de simplicité, le test KPSS peut être omis. C'est précisément ce qu'on fait dans ce mémoire.

### **3.5 La cointégration et les relations à long terme**

La cointégration est un concept central en économétrie financière, notamment dans l'analyse des séries temporelles. Elle permet d'étudier la relation à long terme entre plusieurs variables économiques qui peuvent être non stationnaires individuellement, mais qui, ensemble, présentent une relation stable au fil du temps.

Comme dans notre problématique, on cherche à identifier si une relation à long terme existe entre nos variables, il est important de savoir si la combinaison linéaire de ces variables est stationnaire en niveau.

Si les erreurs produites lors de l'estimation de cette combinaison sont stationnaires, c'est-à-dire, intégrées d'ordre 0, alors une relation de cointégration existe entre ces variables, qui se traduit par une relation stable à long terme, même si la relation entre ces variables peut être instable à court terme. on va expliquer en détail ce processus ci-dessous. Voir aussi les notes de cours de Yan (2023),

Si une combinaison linéaire  $(\alpha x_t + \beta y_t)$  de deux séries intégrées d'ordre 1,  $x_t \sim I(1)$  et  $y_t \sim I(1)$ , est intégrée d'ordre  $I(0)$ , *i.e.*

$$\alpha x_t + \beta y_t = u_t \sim I(0).$$

alors une relation de cointégration existe entre elles.  $x_t$  et  $y_t$  sont dites cointégrées d'ordre (1, 1), abrégé en  $(x_t, y_t) \sim CI(1, 1)$ .

Soit  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})$  un vecteur de séries temporelles non stationnaires, et  $k$  est le nombre de ces séries. Ces séries sont dites cointégrées s'il existe un vecteur de coefficients  $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k)'$  (non nul) tel que la combinaison linéaire suivante soit stationnaire :

$$z_t = \alpha_1 y_{1t} + \alpha_2 y_{2t} + \dots + \alpha_k y_{kt}.$$

En d'autres termes, il existe une relation stable à long terme entre ces séries, même si chacune d'elles est non-stationnaire individuellement. La stationnarité de  $z_t$  (qui est la combinaison linéaire de  $y_t$ ) signifie que la combinaison retourne à une valeur moyenne et ne diverge pas. Cela veut dire que malgré les potentielles fluctuations à court terme, ces variables présentent une relation linéaire stable à long terme. En fait, c'est leur relation d'équilibre à long terme. On peut ainsi estimer cette combinaison par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) car les résidus issus de cette combinaison sont une série stationnaire.

En finance, plusieurs combinaisons de variables peuvent être cointégrées, comme les prix des actions, même si les variables fluctuent différemment sur certaines périodes à court terme, qu'elles soient corrélées ou pas cela ne dicte pas leur relation à long terme, la cointégration et la corrélation sont deux mesures différentes qu'il est important de les distinguer. Par ailleurs, la définition de cointégration ci-dessus peut être généralisée davantage, mais nous l'omettons ici car la définition ci-dessus est suffisante pour répondre aux besoins de cette étude.

### 3.5.1 Différence entre la cointégration et la corrélation

La cointégration indique si une relation d'équilibre à long terme existe entre des variables non stationnaires et il est tout à fait possible que deux variables soient cointégrées, sans être fortement corrélées.

La corrélation mesure la force et la direction de la relation linéaire entre deux variables à un instant donné, sans prendre en compte la tendance ou l'équilibre à long terme. Deux variables peuvent être corrélées sans qu'aucune relation de long terme puisse exister entre elles.

Le coefficient de corrélation de Pearson est un indicateur statistique qui mesure la force et la direction de cette relation linéaire, il varie entre -1 et 1 :

Une corrélation de -1 est parfaitement négative. Cela signifie que si une variable augmente, l'autre diminue, donc elles évoluent dans des sens opposés.

Une corrélation de 0 signifie qu'aucune corrélation n'est présente. Donc les variables évoluent d'une manière indépendante l'une de l'autre.

Une corrélation de 1 est parfaitement positive. Si une variable augmente, l'autre tend à augmenter aussi, donc elles évoluent dans le même sens.

## 3.6 Quel modèle économétrique allons-nous utiliser pour notre étude de cointégration et pourquoi ?

### 3.6.1 Modèle de correction d'erreur (méthode d'Engle-Granger à deux étapes)

Dans cette étude, nous utiliserons le modèle de correction d'erreur (ECM), selon la méthode à deux étapes d'Engle-Granger (1987), car il permet de relier les relations à long terme aux dynamiques de court terme en corrigeant les déséquilibres de court terme afin de ramener la relation entre les variables vers une stabilité à long terme.

Nous présenterons ci-dessous les deux étapes du format classique de cette méthode à deux étapes en nous appuyant sur les notes de cours de Yan (2023).

#### 3.6.1.1 Première étape : vérification de la cointégration

L'objectif de cette étape est de vérifier s'il existe une relation de long terme entre nos variables à travers la stationnarité des résidus  $\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$  en niveau.

On commence par vérifier que nos deux variables sont intégrées d'ordre I(1) via le test Dickey-Fuller augmenté soit  $x_t \sim I(1)$  et  $y_t \sim I(1)$ .

Ensuite, on estime l'équation de long terme à l'aide des moindres carrés ordinaires (MCO) :

$$y_t = \alpha + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$$

*Équation 4: Relation de cointégration*

où :

$y_t$  : la variable dépendante ;

$x_t$  : la variable explicative ;

$\alpha$  : la constante ;

$\alpha_1$  : coefficient de  $x_t$  mesure le poids de son l'impact sur  $y_t$  ;

$\varepsilon_t$  : le terme d'erreur.

Une condition nécessaire avant la construction du modèle de correction d'erreur est que les erreurs estimées lors de cette première étape doivent être stationnaires en niveau  $\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$ .

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 x_t$$

Ce qui signifie que  $x_t$  et  $y_t$  sont liées par une relation de long terme et sont donc cointégrées.

### 3.6.1.2 Deuxième étape : construction du modèle ECM.

Après avoir validé la stationnarité en niveau des résidus estimés  $\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$ , l'étape suivante consiste à la construction du modèle de correction d'erreur comme suit.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_{t-1} + \lambda (y_{t-1} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 x_{t-1}) + u_t$$

*Équation 5: Modèle de correction d'erreur*

où :

$\Delta y_t$  : différence première de la variable dépendante  $y_t$  ;

$\Delta x_{t-1}$  : différenciation première de la variable retardée  $x_{t-1}$  ;

$\alpha_0$  : constante ;

$\hat{\alpha}_0$  : constante estimée de l'équation de cointégration ;

$\alpha_1$  : coefficient qui mesure l'impact des variations de  $\Delta x_{t-1}$  sur  $\Delta y_t$  à court terme ;

$\hat{\alpha}_1$  : coefficient qui mesure la relation sur le long terme entre  $y_t$  et  $x_t$  ;

$\lambda$  : coefficient qui mesure la vitesse de retour à l'équilibre sur le long terme ;

$(y_{t-1} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 x_{t-1})$  : terme de correction d'erreur ;

$u_t$  : terme d'erreur.

L'utilisation des variables différenciées d'ordre 1 permet d'éviter d'avoir des résultats fallacieux dus au problème de non-stationnarité.

L'intégration du terme de correction d'erreur permet de conserver toutes les informations sur la relation de long terme et d'assurer que les déséquilibres de court terme sont corrigés.

$\lambda$  mesure la vitesse à laquelle le retour à l'équilibre se fait. Ce coefficient doit être négatif, plus il est grand plus le retour à l'équilibre se fait rapidement.

Enfin, afin de garantir la robustesse des résultats, nous procéderons à une série de tests de robustesse comme le test de normalité des résidus de Jarque-Bera, le test d'hétéroscédasticité de White, le test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM test) pour nous assurer que les estimations ne souffrent pas de biais liés à des problèmes structurels. Les résultats de ces tests seront présentés dans le chapitre 5 consacré à la discussion des résultats empiriques.

## CHAPITRE 4 DONNÉES

Dans ce chapitre, nous présentons les données utilisées pour notre étude, en précisant leurs sources, la période couverte, l'échantillon retenu ainsi que les statistiques descriptives.

### 4.1. Source des données

Dans cette étude, les données exploitées proviennent principalement du site de Statistique Canada et de *Worldometers*.

#### 4.1.1. Données du produit du secteur du commerce de détail

Ces données ont été extraites du site de (Statistique Canada). Elles sont désaisonnalisées, exprimées en millions de dollars canadiens enchaînés (année de base 2017), ce qui permet d'éliminer l'effet de l'inflation et de faciliter la comparaison dans le temps. Elles sont disponibles à fréquence mensuelle et proviennent d'un tableau couvrant 34 secteurs d'activité de l'économie canadienne.

#### 4.1.2. Données des ventes au détail via commerce électronique

Ces données ont été obtenues auprès du site de (Statistique Canada). Elles sont mensuelles et englobent l'ensemble des ventes effectuées en ligne par les commerces de détail canadiens. Elles sont exprimées en milliers de dollars canadiens et reflètent l'expansion du commerce électronique dans le pays.

#### 4.1.3. Données du taux de chômage

Ces statistiques mensuelles sont issues des publications de Statistique Canada. Elles regroupent des informations clés sur le marché du travail canadien comme la population active, l'emploi à temps plein et partiel, le taux de chômage, le taux d'activité et le taux d'emploi, toutes désaisonnalisées.

#### 4.1.4. Données du nombre de cas actifs de Covid-19

Ces chiffres proviennent du site Worldometer et concernent le nombre de cas actifs enregistrés au Canada entre février 2020 et décembre 2023. Ces données sont exprimées en nombre de cas actifs afin de capter l'impact de la pandémie sur les comportements de consommation des

ménages. Elles ont été extraites à partir d'un graphique évolutif, en reconstituant manuellement les valeurs mensuelles pour refléter l'effet de la crise sanitaire.

## **4.2. Définition des données**

### **4.2.1. Le produit du secteur du commerce de détail**

Le produit intérieur brut quantifie la valeur des biens et services produits dans un pays sur une période donnée. Le secteur de commerce de détail fait partie intégrante de cette production, il regroupe les entreprises qui vendent directement aux consommateurs sans transformation, comme les restaurants, les grandes surfaces, les magasins ou même les plateformes de commerce en ligne. Dans cette étude, le produit sectoriel du commerce de détail constitue notre indicateur de l'économie réelle et est utilisé comme variable dépendante.

### **4.2.2. Les ventes au détail via le commerce électronique**

Le commerce électronique, facilité par la numérisation, a connu une forte expansion, notamment durant la pandémie de COVID-19. Il permet une accessibilité permanente pour les consommateurs, une offre diversifiée de biens et services et une plus grande portée pour les vendeurs. Cette variable comprend les ventes en ligne dans plusieurs secteurs comme l'habillement, la restauration ou l'électronique, et représente notre indicateur de la finance numérique et la variable explicative principale.

### **4.2.3. Le taux de chômage**

Le taux de chômage correspond à la proportion de la population active en recherche d'emploi. Il constitue un facteur important pour analyser les comportements des consommateurs car une hausse du taux de chômage impacte directement la demande de biens et de services impactant par la suite l'économie. Nous l'incluons dans notre modèle comme variable de contrôle pour isoler l'effet de la variable principale.

### **4.2.4. Le nombre de cas actifs de Covid-19**

Les cas actifs correspondent aux personnes toujours infectées par le virus durant la période étudiée. Cette variable est intégrée comme variable de contrôle dans notre étude afin de capter les effets de la crise sanitaire sur l'activité économique et le basculement vers la consommation en ligne.

### 4.3. Statistiques descriptives

Tableau 1 montre de statistiques descriptives de principales données.

Statistiques	CAS_COVID	PRODUIT_COMMERCE (x1 000 000)	TX_CHOMAGE	VENTES_ECOMMERCE (x1000)
Moyenne	33 334	108 350	6,5 %	2 734 452
Médiane	6 916	107 598	5,9 %	3 384 814
Maximum	274 165	116 439	14,1 %	4 444 691
Minimum	0	79 221	4,8 %	1 212 033
Écart-type	54 015	5 991	1,8 %	1 084 954
Observations	84	84	84	84

*Tableau 1: Statistiques descriptives*

#### 4.3.1. Nombre de cas actifs de Covid-19 (CAS\_COVID)

La valeur minimale observée est de 0, tandis que la valeur maximale est de 274 165 cas. La moyenne est de 33 334 cas actifs et la médiane de 6 916 cas, avec un écart-type de 54 015, ce qui souligne une forte volatilité au cours de la période observée.

#### 4.3.2. Produit du secteur du commerce de détail

Cette variable présente une valeur minimale de 79 221 et une valeur maximale de 116 439, avec une moyenne de 108 350, une médiane de 107 598 et un écart-type de 5 991, indiquant une variation modérée au cours des années. Les chiffres sont exprimés en millions de dollars canadiens enchaînés (base 2017).

#### 4.3.3. Taux de chômage

Le taux de chômage a atteint un minimum de 4,8 % et un maximum de 14,1 %, avec une moyenne de 6,5 %. La médiane est de 5,8 % et l'écart-type de 1,8 %. Ces chiffres reflètent l'instabilité du marché de l'emploi, notamment pendant la crise sanitaire.

#### 4.3.4. Les ventes au détail via le commerce électronique

La valeur minimale enregistrée est de 1 212 033, tandis que la valeur maximale est de 4 444 691, avec une moyenne de 2 734 452 et une médiane de 3 384 814. L'écart-type est de 1 084 954, ce qui traduit une impressionnante évolution des ventes en ligne au cours de la période étudiée. Les chiffres sont exprimés en milliers de dollars canadiens.

## 4.4. Visualisation des relations entre variables

### 4.4.1. L'évolution des ventes via le commerce électronique avec les autres variables

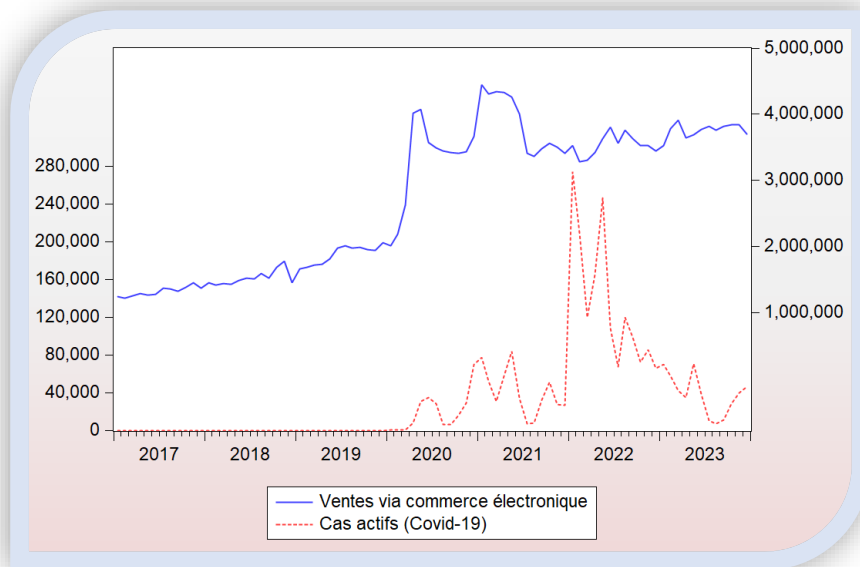


Figure 9 : Ventes via le commerce électronique (axe droit) et cas actifs de la Covid-19 (axe gauche)

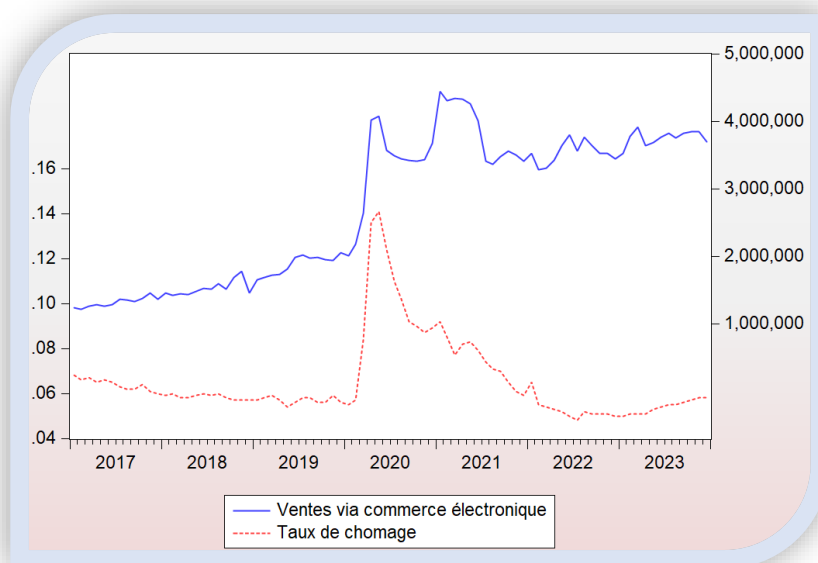


Figure 10: Ventes via le commerce électronique (axe droit) et taux de chômage (axe gauche)

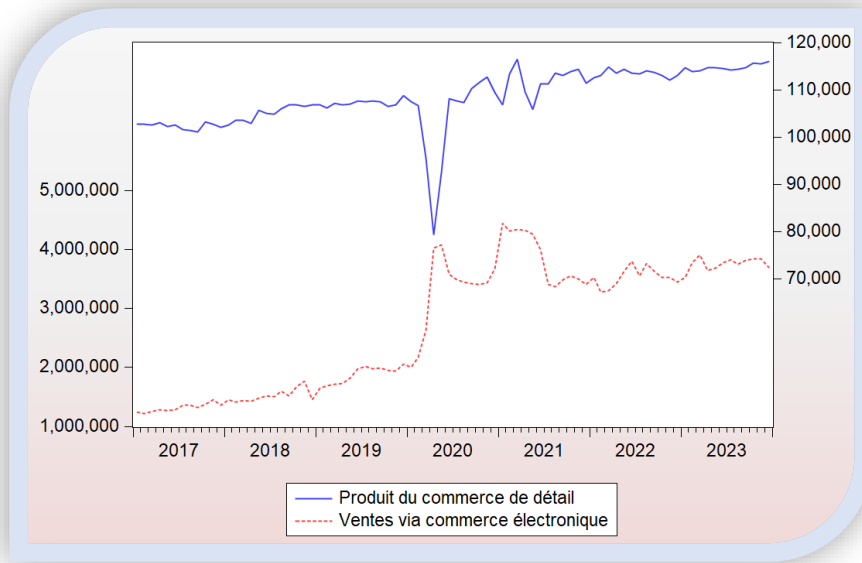


Figure 11: Produit du commerce de détail (axe droit) et ventes via le commerce électronique (axe gauche)

#### 4.4.2. L'évolution du produit du commerce de détail avec le taux de chômage et les cas actifs de Covid-19 au Canada

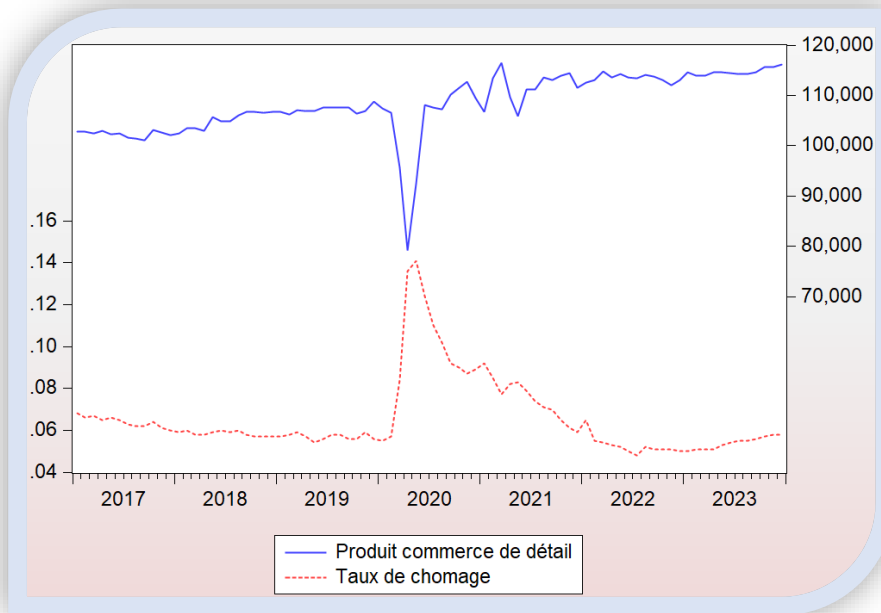


Figure 12:Produit du commerce de détail (axe droit) et taux de chômage (axe gauche)

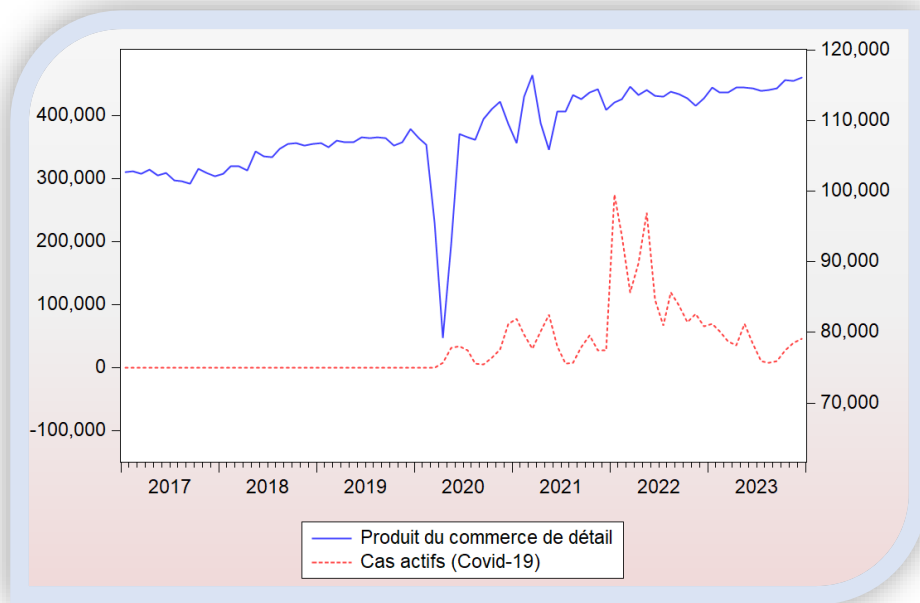


Figure 13:Produit du commerce de détail (axe droit) et cas actifs de la Covid-19 (axe gauche)

## CHAPITRE 5 RÉSULTATS

Dans ce chapitre, nous présentons et analysons les résultats empiriques obtenus selon la méthodologie exposée dans le chapitre 3. Nous commençons par les tests de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté (ADF) afin de vérifier si nos variables sont intégrées d'ordre I(1), condition nécessaire à l'estimation du modèle de correction d'erreur (ECM). Ensuite, nous présenterons les résultats de la première étape permettant de confirmer l'existence d'une relation de cointégration puis ceux de la deuxième étape correspondant à l'estimation de l'ECM. Enfin, nous procéderons aux tests de robustesse et discuterons des limites de notre modèle.

### 5.1. Résultats des tests de stationnarité

Variabiles	<i>t</i> -stat à niveau	Valeur critique (5%)	<i>p</i> -value	<i>t</i> -stat 1 <sup>ière</sup> différenciation à niveau	Valeur critique (5%)	<i>p</i> -value
<i>Produit Commerce</i>	-1,87	-2,90	0,34	-10,35	-2,90	0
<i>Ventes Ecommerce</i>	-1,25	-2,90	0,65	-7,36	-2,90	0
<i>Tx chômage</i>	-2,12	-2,90	0,24	-7,03	-2,90	0
<i>Cas Covid</i>	-1,77	-2,90	0,39	-12,24	-2,90	0

Tableau 2: Résultats de stationnarité des tests ADF.

Les résultats des tests de Dickey-Fuller augmentés (ADF) montrent que toutes les variables sont non stationnaires en niveau, avec des *t*-statistiques supérieures à la valeur critique de 5 % et des *p*-values supérieures à 0,05. Après une première différenciation, elles deviennent toutes stationnaires. Les *t*-statistiques sont désormais inférieures à la valeur critique de 5 % et les *p*-values inférieures à 0,05. Ces résultats indiquent que les variables sont intégrées d'ordre I(1), ce qui valide l'utilisation du modèle de correction d'erreur (ECM).

### 5.2. Vérification de la cointégration

#### 5.2.1. Estimation de l'équation de cointégration

L'équation estimée est la suivante.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \alpha_3 x_3 + \varepsilon_t$$

où,

$y_t$  : représente le produit du secteur du commerce de détail ;

$x_1$  représente le nombre de cas actifs de COVID-19 ;

$x_2$  : représente le taux de chômage ;

$x_3$  : représente les ventes au détail via le commerce électronique.

### 5.2.2. Résultats de la première étape de la méthode d'Engle-Granger

Dependent Variable: PRODUIT_COMMERCE				
Method: Least Squares				
Date: 11/02/24 Time: 02:55				
Sample: 2017M01 2023M12				
Included observations: 84				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CAS_COVID	-0.003191	0.008394	-0.380182	0.7048
TX_CHOMAGE	-228284.4	22015.75	-10.36914	0.0000
VENTES_ECOMMERCE	0.004137	0.000436	9.484293	0.0000
C	112094.4	1456.958	76.93727	0.0000
R-squared	0.705580	Mean dependent var		108349.8
Adjusted R-squared	0.694539	S.D. dependent var		5991.333
S.E. of regression	3311.320	Akaike info criterion		19.09453
Sum squared resid	8.77E+08	Schwarz criterion		19.21028
Log likelihood	-797.9702	Hannan-Quinn criter.		19.14106
F-statistic	63.90689	Durbin-Watson stat		0.901445
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tableau 3: Résultats de l'estimation de l'équation de cointégration

### 5.2.3. Interprétation des résultats

#### 5.2.3.1. Le nombre de cas actifs de la COVID-19

Le coefficient associé à cette variable est négatif ( $\approx -0,003$ ), mais statistiquement non significatif ( $p$ -value  $\approx 0,7048$ ), supérieure au seuil critique de 5 %. Cela indique que l'effet de la pandémie sur le produit du commerce de détail n'est pas durable. Ce résultat est cohérent, car l'impact conjoncturel de la pandémie s'est atténué progressivement.

$x_1$  représente le nombre de cas actifs de COVID-19 ;

$x_2$  : représente le taux de chômage ;

$x_3$  : représente les ventes au détail via le commerce électronique.

### 5.2.2. Résultats de la première étape de la méthode d'Engle-Granger

Dependent Variable: PRODUIT_COMMERCE				
Method: Least Squares				
Date: 11/02/24 Time: 02:55				
Sample: 2017M01 2023M12				
Included observations: 84				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CAS_COVID	-0.003191	0.008394	-0.380182	0.7048
TX_CHOMAGE	-228284.4	22015.75	-10.36914	0.0000
VENTES_ECOMMERCE	0.004137	0.000436	9.484293	0.0000
C	112094.4	1456.958	76.93727	0.0000
R-squared	0.705580	Mean dependent var		108349.8
Adjusted R-squared	0.694539	S.D. dependent var		5991.333
S.E. of regression	3311.320	Akaike info criterion		19.09453
Sum squared resid	8.77E+08	Schwarz criterion		19.21028
Log likelihood	-797.9702	Hannan-Quinn criter.		19.14106
F-statistic	63.90689	Durbin-Watson stat		0.901445
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tableau 3: Résultats de l'estimation de l'équation de cointégration

### 5.2.3. Interprétation des résultats

#### 5.2.3.1. Le nombre de cas actifs de la COVID-19

Le coefficient associé à cette variable est négatif ( $\approx -0,003$ ), mais statistiquement non significatif ( $p$ -value  $\approx 0,7048$ ), supérieure au seuil critique de 5 %. Cela indique que l'effet de la pandémie sur le produit du commerce de détail n'est pas durable. Ce résultat est cohérent, car l'impact conjoncturel de la pandémie s'est atténué progressivement.

### 5.2.3.2. Le taux de chômage

Le coefficient est négatif ( $\approx -228284,4$ ) et statistiquement significatif ( $p$ -value inférieure au seuil critique de 5%). L'augmentation du taux de chômage a un effet négatif sur le secteur du commerce de détail. La baisse du pouvoir d'achat, liée à la hausse du chômage, réduit la performance du secteur.

### 5.2.3.3. Les ventes au détail via le commerce électronique

Le coefficient associé aux ventes au détail via le commerce électronique est positif ( $\approx 0,004137$ ) et statistiquement significatif ( $p$ -value inférieure au seuil critique de 5 %). Cela signifie qu'une augmentation de 1 000 \$ des ventes en ligne entraîne une hausse de 4 137 \$ du produit du secteur du commerce de détail. Ce qui suggère que le développement du commerce électronique contribue positivement à la croissance du secteur à long terme, sans pour autant en être le moteur principal, en raison de la modeste ampleur de cet effet.

## 5.3. Test de stationnarité des résidus de l'équation de cointégration

Null Hypothesis: RESID_SERIES has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.519348	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.594189	
5% level	-1.944915	
10% level	-1.614114	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tableau 4: Résultats du test ADF des résidus

Les résidus de l'équation de cointégration sont stationnaires en niveau, avec une  $t$ -statistique de ( $\approx -852$ ) inférieure au seuil critique de 5 % et une  $p$ -value égale à 0. Ce qui confirme l'existence d'une relation de cointégration entre nos variables selon la méthode à deux étapes d'Engle-Granger. Maintenant nous pouvons procéder à l'estimation du modèle de correction d'erreur.

## 5.4. Résultats du modèle de correction d'erreur (ECM)

Dependent Variable: PRODUIT_COMMERCE1				
Method: Least Squares				
Date: 11/02/24 Time: 02:58				
Sample (adjusted): 2017M02 2023M12				
Included observations: 83 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID_LAG	-0.708877	0.061235	-11.57638	0.0000
CAS_COVID1	0.011872	0.004613	2.573622	0.0120
VENTES_ECOMMERCE1	0.001987	0.001237	1.605844	0.1123
TX_CHOMAGE1	-502235.3	40760.37	-12.32166	0.0000
C	16.90578	177.8122	0.095077	0.9245
R-squared	0.813778	Mean dependent var	160.4458	
Adjusted R-squared	0.804228	S.D. dependent var	3561.570	
S.E. of regression	1575.856	Akaike info criterion	17.62133	
Sum squared resid	1.94E+08	Schwarz criterion	17.76705	
Log likelihood	-726.2854	Hannan-Quinn criter.	17.67987	
F-statistic	85.21382	Durbin-Watson stat	1.473525	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tableau 5: Résultats du modèle de correction d'erreur

### 5.4.1. Interprétation des résultats

#### 5.4.1.1. Terme de correction d'erreur (*Resid\_lag*)

Le coefficient du terme de correction d'erreur est négatif ( $\approx -0,71$ ) et significatif, avec une  $p$ -value environ 0, inférieure au seuil critique de 5 %. Environ 71 % du déséquilibre observé dans le secteur du commerce de détail est corrigé chaque mois, ce qui indique un ajustement rapide vers l'équilibre à long terme après un choc.

#### 5.4.1.2. Le nombre de cas actifs de la COVID-19

Contrairement à la relation de long terme, l'effet à court terme des cas actifs de COVID-19 sur le produit du secteur du commerce de détail est positif, avec un coefficient ( $\approx 0,011872$ ) et une  $p$ -value ( $\approx 0,012$ ) statistiquement significative au seuil critique de 5 %.

Si ce coefficient était interprété littéralement, il indiquerait que, pour chaque nouvelle personne infectée, le produit du secteur du commerce de détail augmenterait de 11 872 \$, ce qui est exagéré.

En réalité, cette variable est un facteur de contrôle. Elle permet d'isoler l'effet de la pandémie et de mesurer l'impact des ventes via l'e-commerce de manière indépendante. L'interprétation économique cohérente est que l'augmentation du produit de ce secteur durant cette période est davantage liée à la pandémie elle-même qu'aux ventes en ligne. La fermeture temporaire des magasins physiques et les mesures sanitaires strictes ont entraîné des changements majeurs dans les habitudes de consommation, ce qui a favorisé une hausse du produit du secteur.

Selon Zanzana et Martin. (2023), la part des ventes via e-commerce est passée de 3,9 % en 2019 à 6,2 % en 2022 en proportion du total des ventes au détail. De plus, un rapport de la Conférence des Nations Unies sur le commerce et le développement CNUCED. (2021), montre que la part du commerce électronique dans le commerce de détail mondial est passée de 14 % en 2019 à 17 % en 2020, ce qui illustre ce changement structurel dans les habitudes d'achat durant la crise.

#### 5.4.1.3. *Les ventes au détail via le commerce électronique*

Bien que le coefficient soit positif (0,001987), il est statistiquement non significatif, avec une P-value de 0,1123, supérieure au seuil critique de 5 %. Ce résultat indique qu'une augmentation des ventes en ligne de 1 000 \$ est associée, en moyenne, à une hausse de 1 987 \$ du produit du secteur du commerce de détail, toutes choses égales par ailleurs. Mais cet effet n'est pas significatif à court terme car les bénéfices du e-commerce de la finance numérique ainsi que la numérisation requièrent du temps avant de s'enraciner dans les habitudes des consommateurs afin de se traduire en gain conséquent pour l'économie, ce qui renforce l'idée que la finance numérique ainsi que l'e-commerce ont le potentiel pour soutenir le secteur du commerce de détail et donc l'économie canadienne à court terme mais restent quand même limités car pour en tirer pleinement profit d'une manière durable, ils nécessitent une intégration plus profonde dans l'économie réelle.

#### 5.4.1.4. *Le taux de chômage*

D'après son coefficient de -502235 et sa p-value nulle, l'effet du chômage sur le produit du secteur du commerce de détail à court terme est négatif et statistiquement significatif. Ce résultat est cohérent avec la théorie économique : l'augmentation du taux de chômage entraîne

une baisse du revenu disponible des ménages, ce qui freine la consommation et entraîne par la suite une baisse du produit du secteur de détail.

Cependant, le coefficient de cette variable de contrôle peut sembler très élevé ou exagéré en valeur absolue, mais son rôle est d'isoler l'effet de notre variable explicative principale (ventes via commerce électronique), donc le signe et la significativité sont ce qui importe le plus et non pas l'interprétation directe de son coefficient comme pour la variable (nombre de cas actifs de COVID-19).

Le taux de chômage a considérablement augmenté pendant la pandémie, en raison des mesures sanitaires strictes, de la fermeture temporaire de nombreuses entreprises et du licenciement d'un grand nombre de travailleurs. Ce qui a considérablement impacté le secteur du commerce de détail.

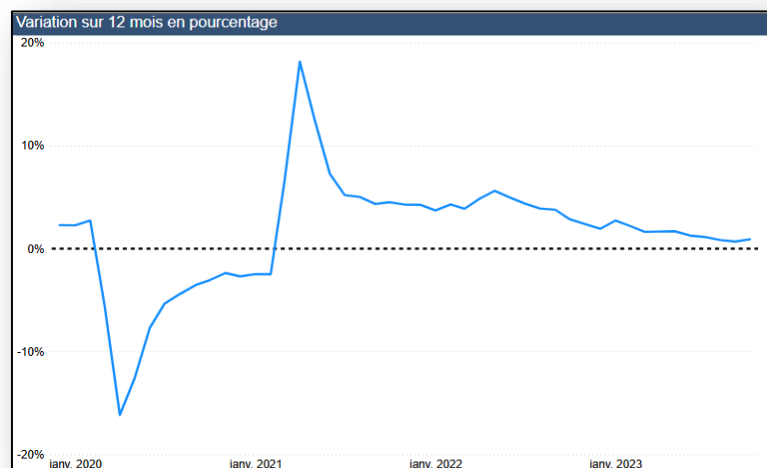


Figure 14: Les variations du taux d'emploi au Canada.

Source : Statistique Canada. Tableau de bord sur l'économie du Canada et la COVID-19  
<https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/71-607-x/71-607-x2020009-fra.htm>

#### 5.4.1.5. Coefficient de détermination $R^2$

Notre modèle affiche un  $R^2$  de 81,37 %, ce qui signifie que 81,37 % des variations du produit du commerce de détail sont expliquées par les variables incluses dans notre modèle. De plus, notre carré  $R^2$  ajusté est de 80,4 %, ce qui confirme que l'ajout de nos trois variables explicatives est pertinent et améliore la qualité du modèle, renforçant sa capacité à expliquer les variations du produit du secteur du commerce de détail.

#### 5.4.1.6. *F*-statistique

La statistique  $F$  obtenue dans notre modèle est de 85,21 avec une  $p$ -value de 0, ainsi nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients des variables explicatives sont nuls, ce qui prouve qu'au minimum une de nos variables explicatives a un impact significatif sur notre variable dépendante. Ce résultat confirme que notre modèle est pertinent et explique correctement les variations de notre variable indépendante.

### 5.5. Test de diagnostic des résidus

#### 5.5.1. Test d'hétéroscédasticité de White

Le test de White permet de vérifier si la variance des résidus est constante dans le temps selon les hypothèses suivantes :

L'hypothèse nulle  $H_0$  : si la  $p$ -value est supérieure à 5 %, on accepte l'hypothèse nulle donc les résidus sont homoscédastiques ;

L'hypothèse alternative  $H_1$  : si la  $p$ -value est inférieure à 5 %, on rejette l'hypothèse nulle et, par conséquent, les résidus sont hétéroscédastiques.

##### 5.5.1.1. Résultats du test d'hétéroscédasticité de White

Heteroskedasticity Test: White			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	4.091727	Prob. F(14,68)	0.0000
Obs*R-squared	37.95042	Prob. Chi-Square(14)	0.0005
Scaled explained SS	52.91241	Prob. Chi-Square(14)	0.0000

Tableau 6: test d'hétéroscédasticité de White des résidus de l'ECM

Nos résultats montrent une  $p$ -value de 0,0005, bien inférieure au seuil de 5 %, ce qui nous mène à rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$ .

On conclut donc que nos résidus sont hétéroscédastiques car leur variance n'est pas constante dans le temps.

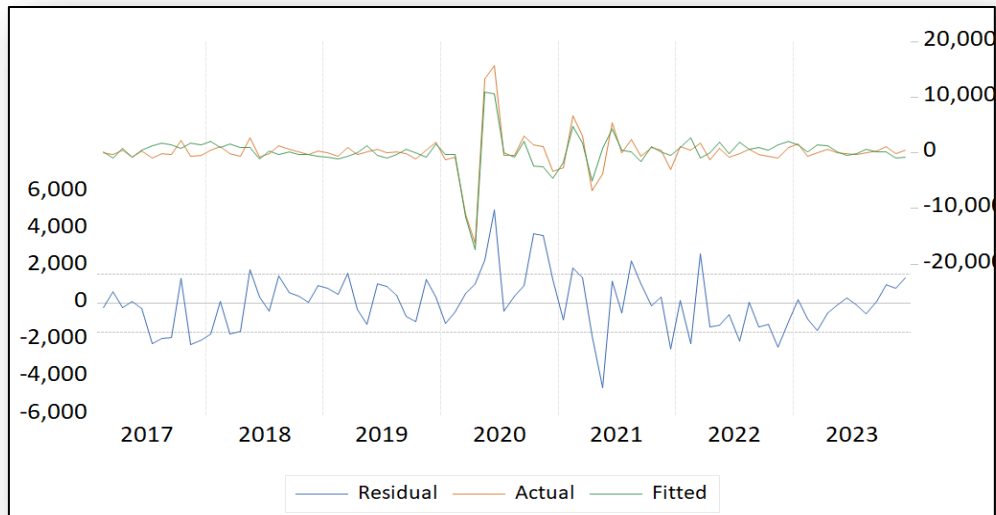


Figure 15: Graphique du test d'hétéroscédasticité de White

### 5.5.2. Test de normalité de Jarque-Bera

Ce test permet de vérifier si les résidus suivent une loi normale, ce qui constitue une condition souhaitable dans un modèle économétrique.

L'hypothèse nulle  $H_0$  : si la p-value est supérieure à 5 %, on accepte l'hypothèse nulle et donc nos résidus suivent une loi normale ;

L'hypothèse alternative  $H_1$  : si la p-value est inférieure à 5 %, on rejette l'hypothèse nulle, ce qui indique que nos résidus ne suivent pas une loi normale.

### 5.5.2.1. Résultats du test de normalité des résidus de Jarque-Bera

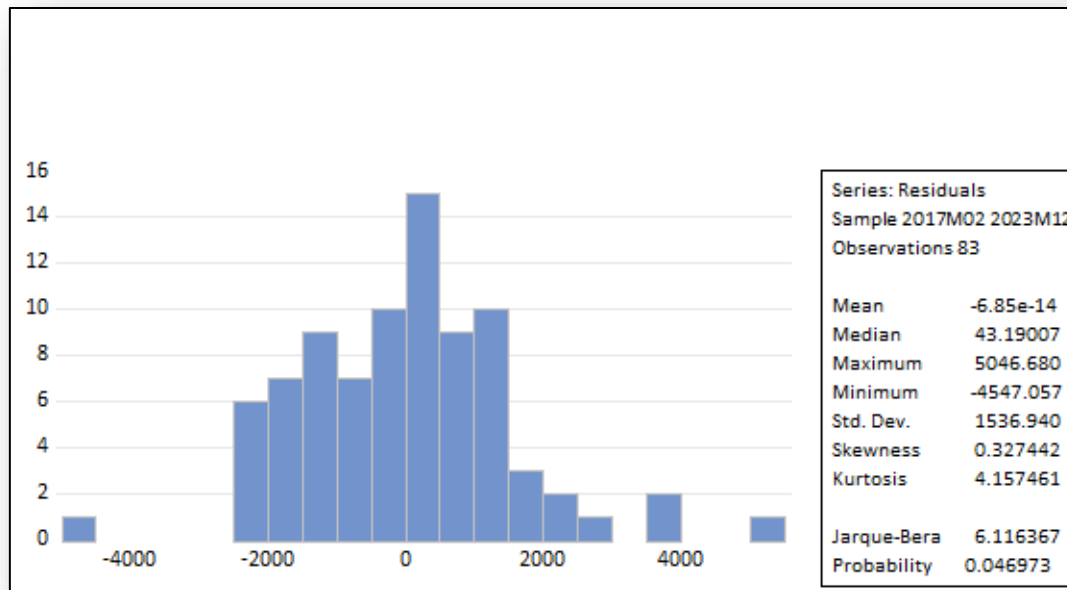


Figure 16: Graphique du test de Jarque-Bera

Les résultats indiquent une statistique Jarque-Bera de 6,11, avec une  $P$ -value de 0,047. Comme elle est inférieure au seuil de 5 %, on rejette l'hypothèse nulle, ce qui suggère que les résidus ne sont pas normalement distribués.

### 5.5.3. Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM test)

Ce test vérifie si les résidus du modèle sont autocorrélés. C'est-à-dire que les valeurs actuelles dépendent des précédentes.

L'hypothèse nulle  $H_0$  : si la  $p$ -value est supérieure au seuil de 5 %, on accepte l'hypothèse nulle selon laquelle les résidus ne sont pas autocorrélés.

L'hypothèse alternative  $H_1$  : si la  $p$ -value est inférieure au seuil de 5 %, on rejette l'hypothèse nulle, ce qui indique que les résidus sont autocorrélés.

### 5.5.3.1. Les résultats du test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM test)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	4.434527	Prob. F(2,76)	0.0151
Obs*R-squared	8.673733	Prob. Chi-Square(2)	0.0131

Tableau 7: Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM test)

Les résultats révèlent une statistique  $F$  de 4,434 ( $p$ -value  $\approx 0,015$ ) et une statistique  $LM$  de 8,673 ( $p$ -value  $\approx 0,013$ ).

Dans les deux cas, les  $p$ -values sont inférieures au seuil de 5 %, donc on rejette l'hypothèse nulle, donc nos résidus sont autocorrélés.

## 5.6. Discussions des résultats des tests de significativité

Par suite des résultats des différents tests de robustesse appliqués aux résidus de notre modèle, nous constatons que ce dernier ne satisfait aucun des trois tests. Cela soulève une question importante. Est-ce que ces résultats sont liés à une mauvaise spécification du modèle ou à un facteur exogène indépendant de celui-ci ?

Bien que notre modèle présente un très bon  $R^2$  ainsi qu'une  $f$ -stat élevée et significative, nous avons tout de même effectué des tests de robustesse pour nous assurer de sa fiabilité.

Nous avons d'abord vérifié la présence d'hétéroscédasticité dans les résidus. Les résultats indiquent que l'hypothèse nulle est rejetée à un seuil de  $p$ -value inférieur à 5 %. Cependant, en observant le graphique de la figure 15, on distingue trois périodes différentes :

Avant 2020, les résidus présentent une variation relativement stable.

Entre 2020 et 2021, période correspondante à la crise sanitaire Covid-19, on observe de fortes variations sous forme de pics, reflétant une instabilité marquée, ce qui suggère la présence d'une probable hétéroscédasticité temporaire.

Après 2021, les variations des résidus tendent à retrouver une stabilité comparable à celle d'avant la crise, au fur et à mesure que l'effet de la pandémie s'estompe.

Concernant le test de normalité, la  $p$ -value obtenue est de 0,047, ce qui indique que nos résidus ne sont pas normalement distribués.

Cela dit, on remarque que la distribution est légèrement asymétrique à droite, avec un coefficient de skewness faible de 0,33 et un coefficient de kurtosis de 4,15, ce qui se traduit par une courbure légèrement leptokurtique.

Ce résultat est d'ailleurs comparable à celui observé dans l'étude d'Iwedi (2024), que nous avons analysée dans la revue de la littérature. En effet, notre étude couvre une période marquée par la crise sanitaire mondiale, ce qui pourrait entraîner un déséquilibre dans la répartition des résidus.

Finalement, le test d'autocorrélation montre que les résidus sont autocorrélés, avec deux  $p$ -values inférieures à 5 %. Là encore, cette autocorrélation semble due aux perturbations induites par le choc de la pandémie de Covid-19.

Dans les études empiriques portant sur des séries temporelles couvrant la période de la pandémie, il est courant d'obtenir ce type de résultats dans les tests de robustesse, en raison de la nature extrême de cette période.

Bien que ces résultats contreviennent partiellement à certaines hypothèses des moindres carrés ordinaires, il semble que ces anomalies soient dues à un choc exogène temporaire plutôt qu'à une mauvaise spécification de notre modèle.

En tenant compte de la pertinence économique des coefficients, du  $R^2$  élevé (81 %), et d'une statistique  $F$  de 85,21, nous estimons que notre modèle reste globalement fiable.

## **5.7. Discussion des résultats du modèle de correction d'erreur**

Les résultats de notre modèle statistique prouvent qu'une relation de cointégration existe entre nos variables. Ce qui confirme notre troisième hypothèse  $H_3$  et rejette la quatrième hypothèse  $H_4$ .

Les résultats montrent également que les ventes via le commerce électronique ont un effet positif et significatif à long terme sur le produit du secteur du commerce de détail, mais non significatif à court terme. Ce qui confirme notre deuxième hypothèse  $H_2$  et rejette notre première hypothèse  $H_1$ .

Pour comprendre cette absence d'impact immédiat, il est essentiel d'identifier ce qui freine la croissance de la finance numérique au Canada, qui constitue l'essence même du commerce

électronique. D'après un rapport de Federico Berruti. (2024), cinq facteurs principaux ralentissent son développement :

**Habitudes des consommateurs :** les Canadiens restent très attachés à leurs banques traditionnelles. Une enquête de 2023 a révélé que 61 % des répondants utilisaient la même banque depuis plus d'une décennie. Cette fidélité, renforcée par la satisfaction des services offerts et par une méfiance à l'égard des nouvelles technologies, jugées moins sécurisantes, freine l'adoption des fintechs. De plus, la réticence à changer de banque, due à la bureaucratie, n'aide pas forcément ceux qui envisagent de franchir le pas.

**Partenariats limités :** les collaborations entre banques et fintechs sont peu nombreuses. Les processus d'intégration sont longs, coûteux et soumis à des réglementations strictes, ce qui limite ces partenariats.

**Financements insuffisants :** les investisseurs canadiens préfèrent souvent soutenir les fintechs américaines, où elles sont mieux établies. Entre 2017 et 2023, les financements par capital-risque pour les fintechs étaient de 1,8 % au Canada, contre 18 % aux États-Unis.

**Réglementation stricte :** bien qu'elle garantisse au Canada un système financier stable et sécurisé, elle freine l'expansion des PME de la fintech, qui peinent à élargir leur marché.

**Manque d'expérience des talents :** Malgré un niveau d'éducation élevé, notamment dans les disciplines STIM (Sciences, technologies, ingénierie et mathématiques), 24 % de diplômés contre 18 % aux États-Unis en 2020, les PME fintech éprouvent des difficultés à recruter des cadres expérimentés dans leur domaine.

Ces cinq facteurs permettent de mieux comprendre pourquoi l'impact des ventes en ligne est restreint à court terme dans notre analyse. D'abord, les habitudes de consommation des Canadiens, combinées à certaines contraintes financières, ralentissent l'adoption rapide de nouvelles méthodes de paiement, essentielles au développement du commerce en ligne. Ensuite, l'absence de partenariats solides et le manque de financement freinent le développement des PME fintechs déjà soumises à une régulation stricte, limitant ainsi leur capacité à innover dans les solutions de paiement numérique. Sans négliger le manque d'expérience des talents dans le domaine de la finance numérique, qui empêche les fintechs canadiennes de se développer pleinement dans un environnement moins favorable qu'il n'y paraît. Ces limitations contribuent directement au fait que les ventes en ligne n'ont pas d'effet significatif sur le commerce de détail à court terme.

## CHAPITRE 6 CONCLUSION

Notre étude met en évidence une cointégration entre les ventes au détail via le commerce électronique, le taux de chômage, le nombre de cas actifs de COVID-19 et le produit du secteur du commerce de détail au Canada. Les résultats montrent que les ventes au détail via l'e-commerce n'ont pas d'effet significatif à court terme, mais exercent une influence positive et significative à long terme sur le secteur du commerce de détail.

En comparant nos résultats à ceux de Liu *et al.* (2024), portant sur la Chine, deux similarités se dégagent :

- ✓ une relation stable à long terme existe entre la finance numérique et l'économie réelle ;
- ✓ la finance numérique influence principalement l'économie réelle à long terme, comme dans les régions orientales de Chine.

Cependant, contrairement à la Chine où cet impact est négatif, le Canada enregistre un effet légèrement positif. Cette différence peut s'expliquer par une infrastructure financière plus développée et un environnement économique plus stable au Canada.

Néanmoins, le Canada reste en retard dans le domaine de la finance numérique par rapport à des pays tels que les États-Unis et le Royaume-Uni.

Afin de soutenir la croissance des ventes et le commerce en ligne en général, plusieurs stratégies sont à envisager comme le soulignent Federico Berruti *et al.* (2024) :

Cibler les générations Y et Z, plus familières avec le numérique, ainsi que les immigrants provenant des pays technologiquement avancés comme la Chine, l'Inde ou certains pays d'Europe.

Permettre aux fintechs de se démarquer des banques traditionnelles en proposant des services innovants adaptés aux nouveaux arrivants dans le pays.

Alléger les réglementations et encourager la concurrence afin de favoriser l'émergence des PME fintech.

Promouvoir les partenariats entre banques pour accélérer l'innovation, réduire les coûts et partager les risques.

Mettre en place des programmes d'immigration ciblés pour attirer des talents expérimentés dans le domaine de la finance numérique.

En réponse à notre problématique, la finance numérique, représentée ici par les ventes au détail via le commerce électronique, apparaît comme un levier important du développement de l'économie réelle à long terme. Elle ne constitue pas une solution immédiate aux défis économiques conjoncturels, mais elle peut soutenir durablement la croissance économique si des politiques gouvernementales adaptées sont mises en œuvre pour combler le retard du Canada dans ce domaine.

## BIBLIOGRAPHIE

- Balu, N. (2024, 17 avril). *What Open Banking Means for Canada's Saturated Banking Market*. Reuters. <https://www.reuters.com/world/americas/what-open-banking-means-canadas-saturated-banking-market-2024-04-17/>
- Brooks, C. (2019). *Introduction à l'économétrie pour la finance (4e éd.)*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108524872>
- CNUCED. (2021). *Suite à la COVID-19, le numérique et le commerce électronique connaissent un tournant de leur développement*. <https://unctad.org/fr/news/suite-la-covid-19-le-numerique-et-le-commerce-electronique-arrivent-un-tournant-de-leur>
- Federico Berruti, Miklós Dietz, Uzayr Jeenah, Opeyemi Otubela, Emily Seng Yue, & Zahid A. (2024). *L'essor de la technologie financière au Canada*. M. Company. <https://www.mckinsey.com/ca/fr/overview/springtime-for-canadas-fintech-industry>
- Gouvernement du Canada. (1998). *Stratégie canadienne sur le commerce électronique*. G. d. Canada. <https://publications.gc.ca/site/fra/9.639270/publication.html>
- Grenier aux nouvelles. (2016). *Commerce électronique : 10 tendances eCommerce qui influenceront les détaillants canadiens en 2017*. <https://www.grenier.qc.ca/actualites/11935/commerce-electronique-10-tendances-ecommerce-qui-influenceront-les-detaillants-canadiens-en-2017?utm>
- Iwedi, M. (2024). Digital Finance Infrastructure and the Growth of Commercial Banking Firms in Nigeria. *Discover Analytics*, 2(1). <https://doi.org/10.1007/s44257-024-00022-1>
- Liu, Y., Zheng, M., & Shum, W. Y. (2024). On the linkages between digital finance and real economy in China: A cointegration analysis. *Innovation and Green Development*, 3(1). <https://doi.org/10.1016/j.igd.2023.100109>

- Paiements Canada. (2021). *Rapport canadien sur les modes et tendances de paiement 2021*.  
[https://payments.ca/sites/default/files/2022-08/payments\\_canada\\_canadian\\_payment\\_methods\\_and\\_trends\\_report\\_2021\\_En.pdf?utm](https://payments.ca/sites/default/files/2022-08/payments_canada_canadian_payment_methods_and_trends_report_2021_En.pdf?utm)
- Porter, D. C., & Gujarati, D. N. (2008). *Basic Econometrics*. McGraw-Hill Education.
- Shahbaz, M., Çetin, M., Avcı, P., Sarıgül, S. S., & Topcu, B. A. (2023). The Impact of ICT on Financial Sector Development Under Structural Break: An Empirical Analysis of the Turkish Economy. *Global Business Review*.  
<https://doi.org/10.1177/09721509221143632>
- Silva, T. C., de Souza, S. R. S., Guerra, S. M., & Tabak, B. M. (2023). COVID-19 and bank branch lending: The moderating effect of digitalization. *Journal of Banking & Finance*, 152. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2023.106869>
- Statistique Canada. *Tableau 14-10-0287-01 Caractéristiques de la population active, données mensuelles désaisonnalisées et tendance-cycle*.  
<https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1410028701>
- Statistique Canada. *Tableau 14-10-0374-01 Emploi et taux de chômage, données mensuelles non désaisonnalisées*.  
<https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1410037401>
- Statistique Canada. *Tableau 20-10-0056-01 Ventes mensuelles du commerce de détail par province et territoire (x 1 000)*.  
<https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=2010005601>
- Statistique Canada. *Tableau 36-10-0434-01 Produit intérieur brut (PIB) aux prix de base, par industries, mensuel (x 1 000 000)*.  
<https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=3610043401>

- Wilkins, C. (2014). *L'argent à l'ère du numérique*. Banque du Canada.  
<https://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2014/11/discours-131114.pdf?utm>
- World Bank. (2024). *Digital Progress and Trends Report 2023*.  
<https://www.worldbank.org/en/publication/digital-progress-and-trends-report>
- Worldometer. *Canada COVID - Statistiques sur le coronavirus*.  
<https://www.worldometers.info/coronavirus/country/canada/>
- Wyman, D., Aston, J., Rodrigues, E., & Uhrbach, M. (2023). *Les nouveautés en matière de comptes économiques canadiens : Les enquêtes auprès des entreprises et la mesure du commerce numérique des services au Canada* (1705-9666). S. Canada.  
<https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/13-605-x/2023001/article/00002-fra.htm>
- Yan, L. (2023). *Notes de cours pour le programme de master en économie financière, Chapitre 4 Relations à long terme dans la finance*. Université du Québec en Outaouais.
- Zanzana, S., & Martin, J. (2023). *Le commerce de détail électronique et la COVID-19 : comment les ventes en ligne ont évolué à mesure que le magasinage en personne a repris*. S. Canada. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/catalogue/11-621-M2023002>
- Zhou, B., Wang, Y.-L., & Bin, H. (2024). The nonlinear effects of digital finance on carbon performance: Evidence from China. *Journal of Innovation & Knowledge*, 9(2).  
<https://doi.org/10.1016/j.jik.2024.100484>

### 5.2.3.2. Le taux de chômage

Le coefficient est négatif ( $\approx -228284,4$ ) et statistiquement significatif ( $p$ -value inférieure au seuil critique de 5%). L'augmentation du taux de chômage a un effet négatif sur le secteur du commerce de détail. La baisse du pouvoir d'achat, liée à la hausse du chômage, réduit la performance du secteur.

### 5.2.3.3. Les ventes au détail via le commerce électronique

Le coefficient associé aux ventes au détail via le commerce électronique est positif ( $\approx 0,004137$ ) et statistiquement significatif ( $p$ -value inférieure au seuil critique de 5 %). Cela signifie qu'une augmentation de 1 000 \$ des ventes en ligne entraîne une hausse de 4 137 \$ du produit du secteur du commerce de détail. Ce qui suggère que le développement du commerce électronique contribue positivement à la croissance du secteur à long terme, sans pour autant en être le moteur principal, en raison de la modeste ampleur de cet effet.

## 5.3. Test de stationnarité des résidus de l'équation de cointégration

Null Hypothesis: RESID_SERIES has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.519348	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.594189	
5% level	-1.944915	
10% level	-1.614114	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Tableau 4: Résultats du test ADF des résidus

Les résidus de l'équation de cointégration sont stationnaires en niveau, avec une  $t$ -statistique de ( $\approx -852$ ) inférieure au seuil critique de 5 % et une  $p$ -value égale à 0. Ce qui confirme l'existence d'une relation de cointégration entre nos variables selon la méthode à deux étapes d'Engle-Granger. Maintenant nous pouvons procéder à l'estimation du modèle de correction d'erreur.

## 5.4. Résultats du modèle de correction d'erreur (ECM)

Dependent Variable: PRODUIT_COMMERCE1				
Method: Least Squares				
Date: 11/02/24 Time: 02:58				
Sample (adjusted): 2017M02 2023M12				
Included observations: 83 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID_LAG	-0.708877	0.061235	-11.57638	0.0000
CAS_COVID1	0.011872	0.004613	2.573622	0.0120
VENTES_ECOMMERCE1	0.001987	0.001237	1.605844	0.1123
TX_CHOMAGE1	-502235.3	40760.37	-12.32166	0.0000
C	16.90578	177.8122	0.095077	0.9245
R-squared	0.813778	Mean dependent var	160.4458	
Adjusted R-squared	0.804228	S.D. dependent var	3561.570	
S.E. of regression	1575.856	Akaike info criterion	17.62133	
Sum squared resid	1.94E+08	Schwarz criterion	17.76705	
Log likelihood	-726.2854	Hannan-Quinn criter.	17.67987	
F-statistic	85.21382	Durbin-Watson stat	1.473525	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tableau 5: Résultats du modèle de correction d'erreur

### 5.4.1. Interprétation des résultats

#### 5.4.1.1. Terme de correction d'erreur (*Resid\_lag*)

Le coefficient du terme de correction d'erreur est négatif ( $\approx -0,71$ ) et significatif, avec une  $p$ -value environ 0, inférieure au seuil critique de 5 %. Environ 71 % du déséquilibre observé dans le secteur du commerce de détail est corrigé chaque mois, ce qui indique un ajustement rapide vers l'équilibre à long terme après un choc.

#### 5.4.1.2. Le nombre de cas actifs de la COVID-19

Contrairement à la relation de long terme, l'effet à court terme des cas actifs de COVID-19 sur le produit du secteur du commerce de détail est positif, avec un coefficient ( $\approx 0,011872$ ) et une  $p$ -value ( $\approx 0,012$ ) statistiquement significative au seuil critique de 5 %.

une baisse du revenu disponible des ménages, ce qui freine la consommation et entraîne par la suite une baisse du produit du secteur de détail.

Cependant, le coefficient de cette variable de contrôle peut sembler très élevé ou exagéré en valeur absolue, mais son rôle est d'isoler l'effet de notre variable explicative principale (ventes via commerce électronique), donc le signe et la significativité sont ce qui importe le plus et non pas l'interprétation directe de son coefficient comme pour la variable (nombre de cas actifs de COVID-19).

Le taux de chômage a considérablement augmenté pendant la pandémie, en raison des mesures sanitaires strictes, de la fermeture temporaire de nombreuses entreprises et du licenciement d'un grand nombre de travailleurs. Ce qui a considérablement impacté le secteur du commerce de détail.

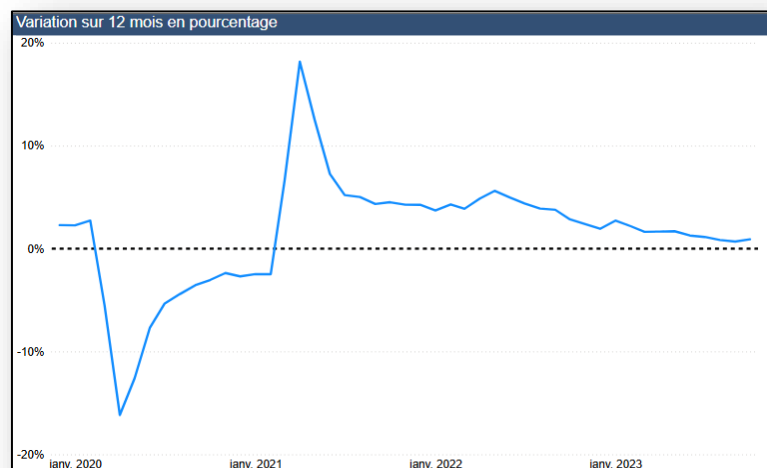


Figure 14: Les variations du taux d'emploi au Canada.

Source : Statistique Canada. Tableau de bord sur l'économie du Canada et la COVID-19  
<https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/71-607-x/71-607-x2020009-fra.htm>

#### 5.4.1.5. Coefficient de détermination $R^2$

Notre modèle affiche un  $R^2$  de 81,37 %, ce qui signifie que 81,37 % des variations du produit du commerce de détail sont expliquées par les variables incluses dans notre modèle. De plus, notre carré  $R^2$  ajusté est de 80,4 %, ce qui confirme que l'ajout de nos trois variables explicatives est pertinent et améliore la qualité du modèle, renforçant sa capacité à expliquer les variations du produit du secteur du commerce de détail.

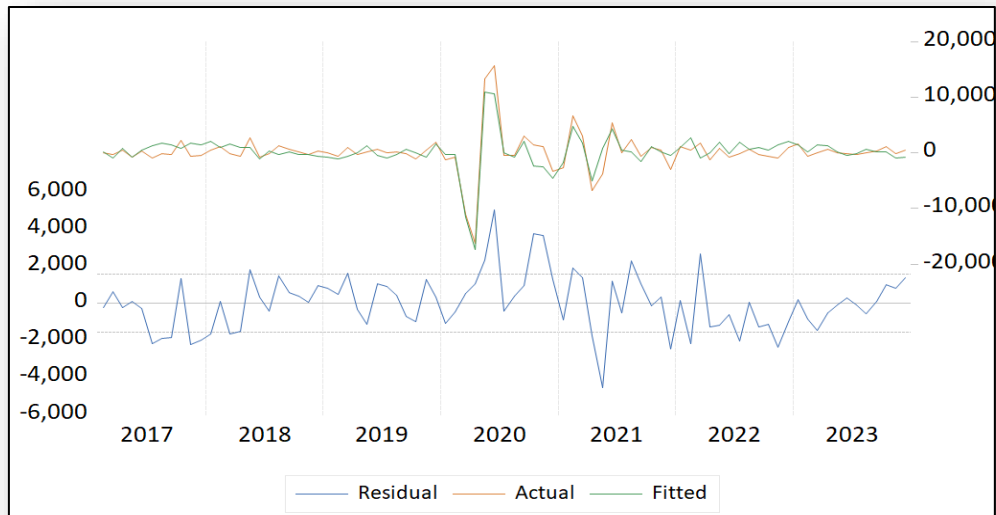


Figure 15: Graphique du test d'hétéroscédasticité de White

### 5.5.2. Test de normalité de Jarque-Bera

Ce test permet de vérifier si les résidus suivent une loi normale, ce qui constitue une condition souhaitable dans un modèle économétrique.

L'hypothèse nulle  $H_0$  : si la p-value est supérieure à 5 %, on accepte l'hypothèse nulle et donc nos résidus suivent une loi normale ;

L'hypothèse alternative  $H_1$  : si la p-value est inférieure à 5 %, on rejette l'hypothèse nulle, ce qui indique que nos résidus ne suivent pas une loi normale.

### 5.5.2.1. Résultats du test de normalité des résidus de Jarque-Bera

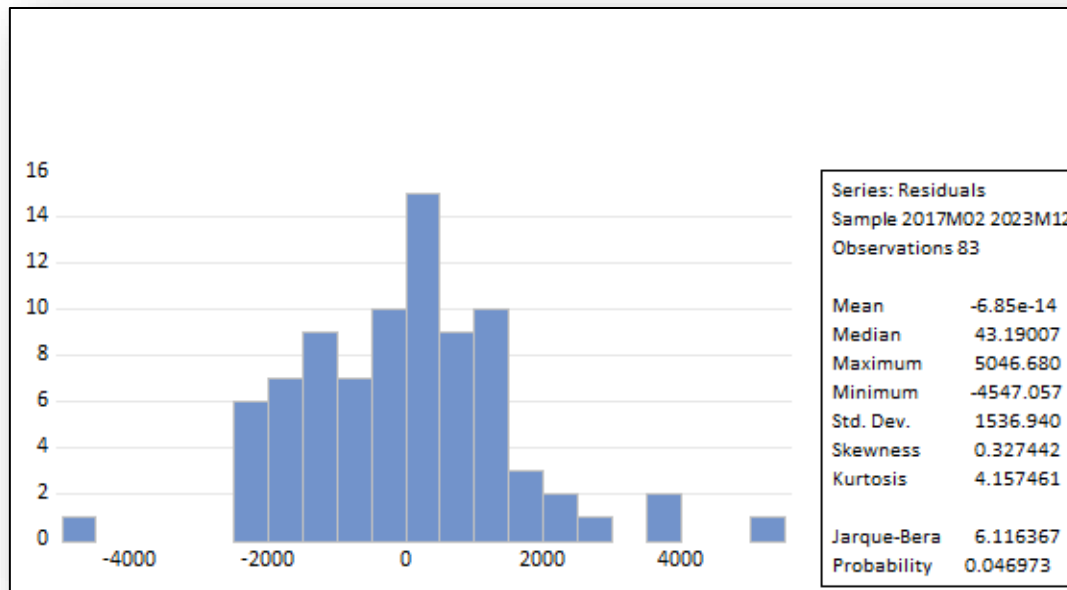


Figure 16: Graphique du test de Jarque-Bera

Les résultats indiquent une statistique Jarque-Bera de 6,11, avec une  $P$ -value de 0,047. Comme elle est inférieure au seuil de 5 %, on rejette l'hypothèse nulle, ce qui suggère que les résidus ne sont pas normalement distribués.

### 5.5.3. Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM test)

Ce test vérifie si les résidus du modèle sont autocorrélés. C'est-à-dire que les valeurs actuelles dépendent des précédentes.

L'hypothèse nulle  $H_0$  : si la  $p$ -value est supérieure au seuil de 5 %, on accepte l'hypothèse nulle selon laquelle les résidus ne sont pas autocorrélés.

L'hypothèse alternative  $H_1$  : si la  $p$ -value est inférieure au seuil de 5 %, on rejette l'hypothèse nulle, ce qui indique que les résidus sont autocorrélés.

### 5.5.3.1. Les résultats du test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM test)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	4.434527	Prob. F(2,76)	0.0151
Obs*R-squared	8.673733	Prob. Chi-Square(2)	0.0131

Tableau 7: Test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey (LM test)

Les résultats révèlent une statistique  $F$  de 4,434 ( $p$ -value  $\approx 0,015$ ) et une statistique  $LM$  de 8,673 ( $p$ -value  $\approx 0,013$ ).

Dans les deux cas, les  $p$ -values sont inférieures au seuil de 5 %, donc on rejette l'hypothèse nulle, donc nos résidus sont autocorrélés.

## 5.6. Discussions des résultats des tests de significativité

Par suite des résultats des différents tests de robustesse appliqués aux résidus de notre modèle, nous constatons que ce dernier ne satisfait aucun des trois tests. Cela soulève une question importante. Est-ce que ces résultats sont liés à une mauvaise spécification du modèle ou à un facteur exogène indépendant de celui-ci ?

Bien que notre modèle présente un très bon  $R^2$  ainsi qu'une  $f$ -stat élevée et significative, nous avons tout de même effectué des tests de robustesse pour nous assurer de sa fiabilité.

Nous avons d'abord vérifié la présence d'hétéroscédasticité dans les résidus. Les résultats indiquent que l'hypothèse nulle est rejetée à un seuil de  $p$ -value inférieur à 5 %. Cependant, en observant le graphique de la figure 15, on distingue trois périodes différentes :

Avant 2020, les résidus présentent une variation relativement stable.

Entre 2020 et 2021, période correspondante à la crise sanitaire Covid-19, on observe de fortes variations sous forme de pics, reflétant une instabilité marquée, ce qui suggère la présence d'une probable hétéroscédasticité temporaire.

Après 2021, les variations des résidus tendent à retrouver une stabilité comparable à celle d'avant la crise, au fur et à mesure que l'effet de la pandémie s'estompe.