

Impacts économiques de la COVID-19 au Canada, aux États-Unis, en Chine et au Japon

**Mémoire de maîtrise en vue de l'obtention du diplôme
Maîtrise en économie financières**

**Par
Kamal Houssein MOUSSA**

**Sous la direction de
Prof. Li YAN**

REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à exprimer ma profonde gratitude à mon épouse pour son soutien constant ainsi que sa patience et sa compréhension tout au long de ce parcours. Son encouragement quotidien a été essentiels dans la réalisation de ce travail.

Je souhaite également exprimer ma gratitude envers mon directeur de mémoire pour l'importance qu'il a accordée à ce travail, la latitude intellectuelle qu'il m'a offerte et les directives méthodologiques suggérées aux moments cruciaux.

Je remercie également les membres du jury pour l'intérêt qu'ils ont porté à ce mémoire et pour l'évaluation rigoureuse de ce travail. Leurs observations constituent une contribution précieuse à l'amélioration de cette recherche et à l'enrichissement de ma réflexion académique.

TABLE DES MATIÈRES

Contents

Impacts économiques de la COVID-19.....	1
au Canada, aux États-Unis, en Chine et au Japon	1
REMERCIEMENTS	2
TABLE DES MATIÈRES.....	3
RÉSUMÉ.....	5
ABSTRACT	6
Chapitre I Introduction	7
1.1 Aperçu de la pandémie de COVID-19.....	10
1.2 Historique de la pandémie	11
Chapitre 2 Revue de littérature	14
2.1 Introduction	14
2.2 Prévision du produit intérieur brut et d'autres facteurs.....	14
2.3.Incidence des facteurs liés à la COVID-19	18
Chapitre 3 Méthodologie	30
3.3 Modèle ARIMA.....	31
3.3.1 Processus MA(q)	33
3.3.2 Processus ARMA (p, q).....	33
3.3.3 Model ARIMA (p, d, q).....	35
3.4.Analyse des données en panel	38
3.4.2. Le test d'Hausman.....	42
3.4.3 Spécification du modèle et description des variables.....	43
Chapitre 4 Données	44
4.1 Description des données.....	44
4.2 Description de la variable.....	44
4.3 Sources de données.....	50
Chapitre 5 Résultats.....	51
5.1.1.2 Chine	54
5.1.1.3 Etats-Unis.....	56

5.1.1.4	Japon.....	58
5.1.2	Résumer les principales constatations.....	60
5.2.1	Hausman Test	60
5.2.1.2	Analyse du modèle à effet aléatoire	61
5.3	Statistiques récapitulatives.....	65
5.4	Matrice de corrélation.....	66
5.5	Test de racine unitaire.....	67

RÉSUMÉ

Le COVID-19 est l'une des crises de santé publique les plus récentes, qui perdure depuis environ quatre ans et continue d'avoir un impact dévastateur sur l'humanité. Les effets de cette pandémie sur les économies des pays du monde entier ont été largement documentés, y compris ceux analysés dans cette étude. Nous allons examiner cette littérature en deux parties principales.

Dans le premier chapitre, nous présentons des travaux portant sur les prévisions de la croissance économique et d'autres facteurs liés à la COVID-19 pendant ou après la pandémie. Dans le deuxième chapitre, nous analysons les éléments qui ont influencé la croissance économique au cours de la pandémie.

Afin d'apporter une perspective sur les prévisions de la croissance économique et d'autres indicateurs, tels que les taux d'infection, ce mémoire vise à éclairer l'évolution de la COVID-19 à l'aide du modèle ARIMA. Selon la majorité des études consultées, il est probable que les économies progressent lentement, tandis que les taux d'infection continuent d'augmenter pendant la pandémie.

Par ailleurs, les études menées à partir de données de panel montrent que les mesures de confinement et le nombre de cas infectés ont gravement affecté l'activité économique à l'échelle mondiale, ainsi qu'au niveau national. Néanmoins, ces effets pourraient être de courte durée dans les pays développés. Il demeure cependant essentiel de poursuivre les recherches pour identifier les différents facteurs qui influencent la croissance économique.

Mots clés : Covid-19, ARIMA, Donnée panel, stationnarité

ABSTRACT

COVID-19 is one of the most recent public health issues, having persisted for approximately four years and continuing to have a devastating impact on humanity. The effects of this pandemic on the economies of affected countries have been widely documented, including those analyzed in this study. We examine this body of literature in two main parts.

In the first section, we present research focused on economic growth forecasts and other factors related to COVID-19 during or after the pandemic. In the second section, we analyze the factors that influenced economic growth during the pandemic.

To provide a perspective on forecasts of economic growth and other indicators, such as infection rates, this thesis aims to shed light on the progression of COVID-19 using the ARIMA model. According to most of the studies reviewed, it is likely that economies will develop slowly, while infection rates continue to rise during the pandemic.

Furthermore, studies based on panel data show that lockdown measures and infection rates have severely affected economic activity both globally and nationally. However, these effects may be short-lived in advanced economies. Nevertheless, it remains essential to pursue further research to identify the various factors influencing economic growth.

Keywords: Covid-19, ARIMA, Panel data, stationarity

Chapitre I Introduction

La pandémie de la Covid-19 est une pandémie d'une maladie infectieuse émergente, appelée la maladie à coronavirus 2019 ou la Covid-19, provoquée par le coronavirus SARS-CoV-2. Elle apparaît le 16 novembre 2019 à Wuhan, dans la province du Hubei en Chine, avant de se propager dans le monde. Cette crise est considérée comme l'une des crises sanitaires les plus meurtrières et les plus graves qui aient eu lieu dans le monde. Le virus s'est propagé rapidement à travers le monde en raison de son caractère hautement contagieux.

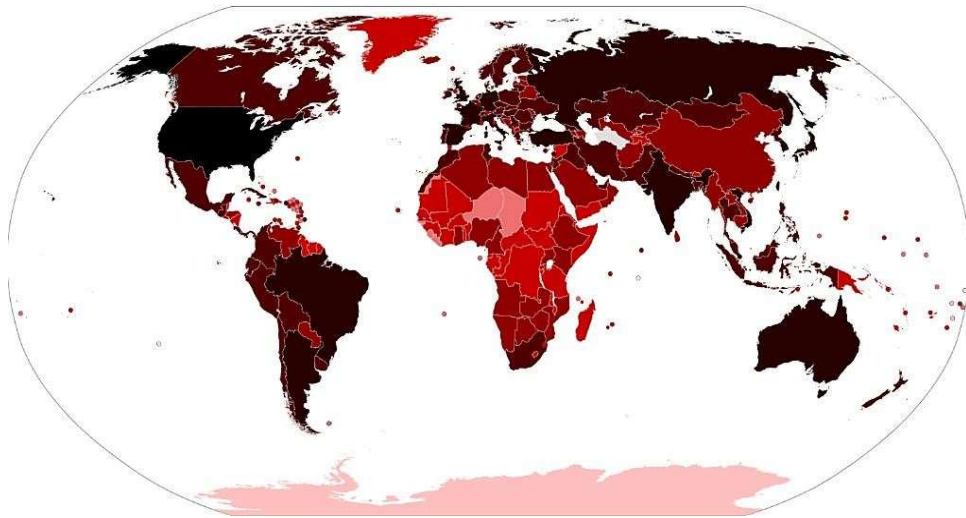
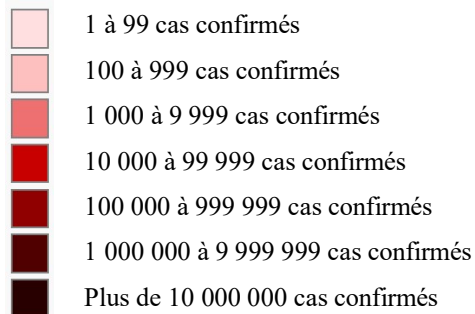


Figure 1 Expansion du virus SARS-CoV-2 dans le monde au 14 juin 2023¹



En mars 2020, l'OMS a officiellement déclaré qu'il s'agit d'une pandémie, démontrant ainsi l'importance de cette étape cruciale dans la crise. Un aspect spécifique de la Covid-19 est

¹ Cité de https://fr.wikipedia.org/wiki/Pand%C3%A9mie_de_Covid-19. La source des données est: COVID-19 Dashboard by the Center for Systems Science and Engineering (CSSE) at Johns Hopkins University

sa capacité à infecter les individus sans symptômes apparents ou avec des symptômes légers, ce qui rend sa prévention compliquée. Cette caractéristique, combinée à la capacité du virus à se propager à l'aide de contacts respiratoires, a contribué à sa transmission rapide et à sa diffusion dans le monde entier. L'impact de la pandémie a été multiplié, affectant la santé publique, les économies et la vie quotidienne.

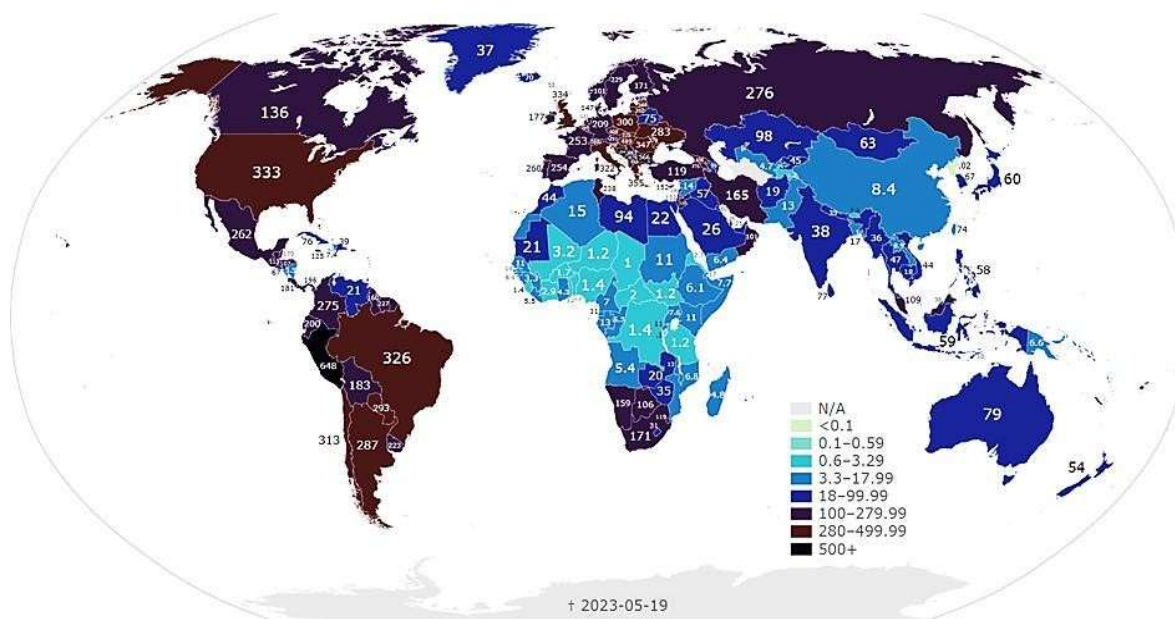


Figure 2 Décès confirmés par 100 000 habitants au 19 mai 2023²

D'après l'étude de Bassareo et al. (2020), les systèmes de santé à travers le monde sont confrontés à une forte pression en raison de l'arrivée massive de patients atteints de Covid-19 dans les hôpitaux. Les autorités ont principalement mis l'accent sur l'impact disproportionné du virus sur les populations vulnérables et fragiles, plus particulièrement les personnes âgées et les personnes ayant des problèmes de santé chroniques ou non officiels.

« Rester à la maison », « Stay home », « 居家 », « ابق في المنزل », « Quédate en casa », « 家にいる » ... Dans un laps de temps très court, cette voix résonnait en diverse

² Cité de https://fr.wikipedia.org/wiki/Pand%C3%A9mie_de_Covid-19

langues dans les quatre coins du monde. Il semble que le bouton pause du monde entier ait été soudainement enfoncé.

Pendant le chaos, les gouvernements centraux et locaux dans tous les pays ont mis l'accent sur la mise en œuvre d'un choix de mesures qui pourraient contribuer à réduire la propagation du virus dans leurs pays. Les mesures de confinement, les restrictions relatives aux déplacements, le port du masque et la distanciation sociale sont devenues des stratégies courantes. Ces mesures visaient à réduire la pression sur les systèmes de santé en ralentissant la propagation du virus.

Toutefois, ces mesures ont entraîné des répercussions considérables, entraînant des perturbations de la vie économique.

1.1 Aperçu de la pandémie de COVID-19

L'impact économique de la Covid-19 a été profond. Les mesures de confinement et les restrictions de déplacements ont provoqué une récession mondiale, ce qui a eu un impact considérable sur les entreprises, en particulier dans les secteurs de l'hôtellerie et du tourisme où les pertes sont importantes. Les gouvernements ont mis en place des mesures de relance économique pour atténuer les retombées financières et soutenir les industries touchées notamment les petites entreprises. La pandémie a également contribué à l'évolution des tendances en matière de transformation numérique, faisant du travail à distance et de l'éducation en ligne. Les entreprises de commerce électronique et de technologie ont prospéré, tandis que les entreprises traditionnelles ont été aux prises avec des défis sans précédent. L'expérience vécue tout au long de la pandémie fait ressortir l'importance d'un système de santé résilient et son incidence sur le développement d'une préparation future à une pandémie comme la Covid-19.

Pendant la pandémie, il n'était pas seulement question de santé physique, mais aussi de bien-être mental des individus vivant dans l'isolement social. D'après les études de Md Khairi *et al* (2022), la composante de l'intervention en cas de pandémie englobe également la sensibilisation à la santé mentale et la manière d'assurer la durabilité dans une telle situation. Bien que la pandémie de Covid-19 ait constitué un événement mondial

déterminante, elle a aussi mené à l'émergence et à la propagation rapides des sociétés économiques et de systèmes de santé à une échelle sans précédent. Bien que les vaccins offrent l'espoir d'un retour à la normale, les effets à long terme de la pandémie, notamment les changements dans le travail, l'éducation et les soins de santé, seront susceptibles de façonner le monde pendant de nombreuses années. Toutefois, les difficultés et les répercussions actuelles de la Covid-19 ont permis de décrire les efforts de préparation et d'intervention des pays qui pourraient les aider à améliorer leur gestion des crises publiques future et ses mesures d'atténuation.

1.2 Historique de la pandémie

Lorsque la déclaration des maladies respiratoires a commencé à augmenter, c'est précisément à ce moment-là que l'émergence précoce de covid-19 a commencé. Cependant, la propagation du virus de Wuhan à travers le monde est rapide en raison de la crise sanitaire mondiale. Cependant, les répercussions de la COVID-19 ne sont pas passées, mais elles persistent et sont indéniables. D'après l'analyse de Dante (2023), l'apparition précoce de la COVID-19 à la fin de 2019 a engendré une crise qui affecte de manière significative les sociétés, les économies et les systèmes de santé à travers le monde. La déclaration des maladies respiratoires à Wuhan a suscité des inquiétudes initiales, mais la rapidité avec laquelle le virus s'est propagé a aggravé la situation, transformant ces inquiétudes en une crise sanitaire mondiale en un temps record. Plusieurs facteurs ont joué un rôle dans la propagation rapide de la COVID-19 à la frontière de Wuhan. Dans un premier temps, c'est grâce à la transmission par des gouttelettes respiratoires que le virus a pu facilement infecter les individus proches les uns des autres. La propagation du virus a été accélérée par ces regroupements de cas au sein des communautés. Ensuite, la COVID-19 avait une particularité unique de pouvoir infecter les individus de manière asymptomatique ou avec des symptômes légers. Par conséquent, le secteur de la santé est confronté à un défi majeur pour identifier rapidement les cas nécessitant l'isolement et les individus porteurs du virus qui les transmettent sans le savoir. La propagation du virus s'est intensifiée de manière si rapide qu'elle pose un défi majeur aux collectivités pour le maîtriser.

En mars 2020, l'OMS a officiellement désigné le Covid-19 comme une pandémie et a qualifié cette période d'extrêmement critique. Cette déclaration indiquait que le virus

s'était propagé à pratiquement tous les endroits de la planète, ce qui en faisait une crise mondiale d'une ampleur sans précédent. Les nations du monde ont été confrontées à un adversaire commun et redoutable. La qualification de cette crise en tant que confrontation avec un adversaire commun qu'est la pandémie de Covid-19 est considérable. Il a souligné l'interdépendance de notre monde, ou un virus qui est apparu dans une seule ville pouvait rapidement toucher les nations sur tous les continents. En raison de la pandémie, il est apparu que les systèmes de santé, les chaînes d'approvisionnement et la coopération mondiale étaient vulnérables. Les systèmes de santé partout dans le monde font face à des défis sans précédent, tandis que les hôpitaux sont submergés de patients atteints de la Covid-19. Un des défis à prendre en compte est le besoin récurrent de fournitures médicales, de respirateurs et d'équipement de protection individuelle. Cela engendre des défaillances dans l'affectation des ressources et la préparation à cette pandémie.

Par ailleurs, il est incontestable que la pandémie a eu un impact économique considérable en raison des restrictions de voyage et des confinements qui ont entraîné une récession mondiale. Selon Dante (2023), un très grand nombre de gens ont été confrontés à la perte de leur emploi et à des pertes financières durant la pandémie. Toutefois, les gouvernements ont pris des mesures en élaborant des plans massifs de relance économiques pour stabiliser les économies et soutenir les individus et les entreprises touchés par la crise. La pandémie a également renforcé les tendances déjà existantes, telles que le télétravail, l'éducation à distance et le commerce en ligne. Il a souligné combien il est crucial d'avoir une infrastructure numérique solide et de pouvoir accéder à la technologie. Malgré la croissance de certains secteurs, d'autres ont été confrontés à des menaces existentielles, soulignant l'importance d'être flexible et résistant dans un monde en perpétuelle évolution. La covid-19 a mis en évidence et exacerbé les inégalités sociales existantes. Les individus les plus touchés par le virus sont les personnes vulnérables, telles que les personnes âgées et celles qui ont des problèmes de santé sous-jacents. On constate de plus en plus de disparités en matière d'accès aux soins de santé, à l'éducation et à la technologie, ce qui souligne la nécessité de renforcer les efforts de préparation à venir. En appréhendant les conséquences de la Covid-19 à l'échelle mondiale, nous comprenons mieux l'importance d'un système de santé solide, d'une économie résiliente et de la collaboration internationale. Les leçons que nous avons apprises de cette crise entraîneront

inévitablement des répercussions sur notre conception de la santé publique et de la gestion des crises à l'avenir. En conséquence, la pandémie nous rappelle brutalement notre fragilité collective et l'importance de prendre des mesures efficaces pour faire face aux défis mondiaux.

Dans ce mémoire, nous étudierons plusieurs aspects, en commençant par discuter de l'histoire de la Covid-19 et des différentes mesures prises par chaque pays face à cette pandémie. Notre étude porte sur l'impact de la Covid-19 sur l'économie du Canada, l'économie des États-Unis, l'économie du Japon et l'économie de la Chine, respectivement. Il est essentiel d'effectuer cette recherche afin de comprendre les répercussions de la pandémie sur les quatre grandes puissances économiques, ce qui pourrait aider à déterminer quelles politiques et stratégies seront mises en place pour réduire les pertes économiques et sociales causées par de telles crises.

Chapitre 2 Revue de littérature

2.1 Introduction

Il existe un domaine de recherche passionnant qui étudie la relation positive entre la santé et la croissance économique. Cependant, il est toujours crucial de poursuivre l'exploration en raison des diverses crises sanitaires qui se produisent de temps en temps. L'impact de chaque choc sanitaire est unique en termes de taille et de mécanismes qui le sous-tendent. Certains des chocs historiques comme la peste de Justinien, la peste noire, la grippe espagnole-1918 de l'épidémie et de sida ont des impacts drastiques sur l'économie mondiale alors que la plupart d'entre eux sont spécifiques à la région.

2.2 Prévision du produit intérieur brut et d'autres facteurs

Il y a beaucoup de littérature sur la prédiction des divers facteurs impactés par la COVID-19. Certains chercheurs soutiennent que la pandémie se propagera pendant la période de COVID. Sahai *et al.* (2020) estiment les données collectées entre février 2020 et juin 2020, provenant de pays comme les États-Unis, le Brésil, l'Inde, la Russie et l'Espagne. On a utilisé la méthode de Hannan et Rissanen (Poskitt, 1987) pour sélectionner le modèle ARIMA. Le modèle a prévu des évolutions mensuelles dans la propagation de la pandémie et ses conséquences dans ces pays. De plus, les modèles ARIMA ont été utilisés pour prédire une période de 77 jours. Sur la base des résultats, les États-Unis, le Brésil, la Russie, l'Espagne et l'Inde ont mis en œuvre des stratégies pour arrêter la propagation du COVID-19. Les découvertes du modèle ont suggéré que d'ici le 31 juillet, l'Inde et le Brési

répondraient à des infections allant de 1,38 million à 2,47 millions, tandis que les États-Unis pourraient voir des infections atteindre jusqu'à 4,29 millions de personnes.

Les modèles ARIMA sont employés par Ceylan (2020) pour empêcher que la pandémie ne se propage dans la plupart des pays européens touchés, en se référant aux données du 21 février 2020 au 15 avril 2020. Selon l'analyse, la propagation de l'infection correspond de manière significative aux prévisions établies par les modèles ARIMA pour chaque pays. Cette analyse met en évidence la capacité des modèles ARIMA à prédire la prévalence future de la pandémie. Les données recueillies à partir de cette étude peuvent exposer les schémas de l'épisode et donner une estimation approximative du stade épidémiologique dans ces pays. De plus, la mise en œuvre de plans de prévalence pandémique en Italie, en Espagne et en France peut perturber les prévisions et contribuer au développement de systèmes de réaction pandémique pour divers pays.

On s'intéresse beaucoup à la prédiction de la croissance économique pendant et après la COVID-19, en plus de la prédiction du taux de propagation. De nombreuses méthodes de prévision du PIB ont été utilisées pour anticiper la croissance économique future de chaque pays. Cependant, l'une des méthodes les plus utilisées est la modélisation ARIMA (Nasiru & Luguterah, 2013). Nous allons étudier certaines des études qui ont été utilisées pour prédire le PIB pendant les périodes de COVID-19.

Selon Vafin (2020), il est recommandé de calculer le PIB pour les économies importantes en se basant sur les données de 1972 à 2019, et en élaborant les tendances pour 2020-2024 en utilisant le modèle ARIMA. Les résultats mettent en évidence une perspective différente selon les pays : le PIB aux États-Unis devrait augmenter. On prévoit

que le PIB du Royaume-Uni reste inchangé, tandis que la croissance de la Chine devrait atteindre 6%. Il est prévu que la France maintienne une croissance annuelle faible, à peine 1%, avec une légère augmentation d'ici 2024. La croissance du Japon devrait se maintenir jusqu'en 2021, puis diminuer progressivement d'ici 2024. Le taux de croissance du PIB en Russie devrait passer de 1,48 % en 2020 à 1,53 % d'ici 2024. Il est envisageable que l'Inde connaisse une croissance continue, se déployant de 2021 à 2024, avec un financement déficitaire. Les idées importantes sur les orientations économiques attendues de ces pays sont fournies par cette analyse approfondie, ce qui guide les décideurs politiques vers les arrangements et les problèmes futurs éventuels.

Dans ce contexte, Youssef, Ishker et Fakhreddine (2021) anticipent une activité économique pour le Qatar, l'Arabie saoudite et les Émirats arabes unis (EAU). La période de 1980 à 2020 est couverte par l'analyse, qui utilise le modèle ARIMA pour le PIB. Selon les prévisions, la croissance devrait se maintenir pendant cinq ans dans les trois pays, avec un niveau de confiance de 95 %. En incluant des analyses factuelles approfondies, le document présente des informations cruciales sur les objectifs financiers prévus pour le Qatar, l'Arabie saoudite et les Émirats arabes unis.

Les modèles de l'Ontario et du Québec (ARIMA) indiquent que Xu (2021) anticipe des cas confirmés de COVID-19 chaque jour au Canada. D'après les résultats, l'Ontario devra faire face à environ 2300 cas quotidiens en 40 jours. Encore une fois, le Québec devrait faire preuve d'une légère inclinaison verticale, avec une augmentation de la quantité de cas déclarés chaque jour. Cette étude met en lumière l'importance de l'utilisation des modèles ARIMA pour détecter les cas confirmés dans les régions canadiennes.

Ghazo (2021) expose et met en garde contre la croissance de la richesse et de l'inflation en se référant à l'IPC en Jordanie, en utilisant le modèle ARIMA de 1976 à 2019. Les valeurs du PIB et de l'IPC sont prévues pour les trois prochaines années (2020-2022). On observe une baisse du PIB et une augmentation de l'IPC pour 2020. Cependant, après 2020, le PIB et l'IPC évoluent de manière verticale, ce qui limite la tendance à une expansion axée sur les coûts. Les informations importantes sur les aspects financiers de la Jordanie sont obtenues grâce à cette enquête approfondie, ce qui aide les décideurs à accepter et à détecter des problèmes prévisibles dans le secteur monétaire du pays.

Alfarra et Hagag (2022) étudie les changements anticipés de l'économie numérique pendant la pandémie mondiale de COVID-19 dans deux des économies les plus influentes, les États-Unis et la Chine. Leur approche implique l'utilisation du modèle ARIMA et la décompositions des données sur le PIB de 1960 à 2019, pour répondre à la question cruciale de savoir ce que l'urgence COVID-19 a provoqué dans le développement du PIB de ces géants financiers. On prévoit une augmentation d'environ 6 % et 10 % respectivement du produit intérieur brut des États-Unis et de la Chine en 2020 et 2021. Il est crucial de souligner que la pandémie de coronavirus ne perturbe pas de manière significative l'économie des pays qui dépendent fortement de l'innovation et de l'économie informatisée.

Les modèles économiques informatisés des États-Unis pendant la pandémie sont analysés par Alfarra et Hagag (2021). Les auteurs ont utilisé le modèle ARIMA et le PIB des États-Unis pour la période 1960-2019. Il est prévu que le PIB des États-Unis augmente d'environ 6% en 2020 et 2021. Les auteurs affirment que la pandémie ne peut pas causer de dommages aux pays qui dépendent de la technologie et de l'économie numérique. C'est

pourquoi la révolution joue un rôle encore plus crucial dans notre vie de tous les jours et dans les économies des pays.

Il est possible d'observer une comparaison entre les prévisions d'activité économique pendant la COVID-19 et d'autres crises historiques, selon certaines études. En 2022, la croissance économique prévue pendant la COVID-19, la crise financière de 2008 et les périodes sans crise est étudiée d'après Chow et Choy. Les données de Singapour couvrant la période de 2000Q1 à 2021Q4 sont utilisées pour analyser comment la crise affecte les niveaux de consensus et d'incertitude subjective des prévisionnistes. Ils remarquent une modification inhabituelle dans l'incertitude subjective de la croissance du PIB après le début de la COVID-19.

2.3. Incidence des facteurs liés à la COVID-19

Même si certains facteurs sont spécifiques à la COVID-19, ils ont un effet dévastateur sur la croissance économique des pays affectés. Dans cette partie, je vais examiner l'effet de ces facteurs sur les variables économiques.

D'après Chetty et al. (2020), les conséquences économiques de la pandémie sur différentes catégories de revenus sont analysées en se basant sur les renseignements fournis par des entreprises privées aux États-Unis. Les résultats soulignent les multiples répercussions de la pandémie, avec une forte baisse des dépenses pour les employés des grandes ligues. Les petites entreprises des régions aisées ont également été touchées par cette réduction, ce qui a entraîné des pertes d'emplois généralisées, surtout chez les travailleurs à faible revenu. Même si les méthodes financières peuvent limiter les

diminutions volontaires des dépenses des clients et les problèmes d'emploi, elles ne peuvent pas garantir un emploi complet lorsque le choc est causé par des soucis de bien-être.

De plus, Thorbecke (2020) analyse comment la pandémie a influencé l'économie américaine en utilisant des investissements triés par secteurs et par facteurs macroéconomiques. Pendant la période de février 2020 à juillet 2020, des facteurs individuels ont eu une incidence négative sur divers secteurs tels que les transporteurs, l'immobilier, les voyages, la vente au détail et d'autres liés aux services. Ils affirment que la reprise de l'économie américaine est directement liée à la gestion de cette pandémie.

En plus, Eichenbaum *et al.* (2020a) élaborent un modèle macroéconomique basé sur l'ISR pour analyser les corrélations entre les essais, l'isolement, la séparation sociale et leur influence accrue sur le bien-être et la croissance économique. L'enquête souligne l'importance de dépister, d'isoler et de séparer socialement pour prévenir et contrôler la propagation de la maladie.

La réduction de la gravité du ralentissement lié à la pandémie peut être réalisée en utilisant la suppression et la couverture sociale, tout en élargissant la période de l'effondrement financier.

Cox *et al.* (2021) se penchent sur l'impact de la pandémie sur la consommation et l'épargne des ménages aux États-Unis, lesquelles sont des éléments essentiels de la croissance économique. Au début de cette pandémie, les foyers de tous les âges ont diminué leur épargne. Malgré tout, à partir d'avril 2020, les ménages à faible revenu ont été moins

impactés par les dépenses associées aux programmes d'assurance. Pendant que les ménages de toutes autres catégories de revenus mettaient de côté leurs actifs pour leurs dépenses.

D'après Silva, Goosby et Reid (2023), la mortalité, toutes causes confondues, est affectée par ces décès, ce qui diminue l'espérance de vie et entraîne des pertes économiques. En raison du million de décès dus à la COVID-19, nous avons constaté une diminution de 3,08 ans de l'espérance de vie à la naissance aux États-Unis. Les pertes de bien-être économique, calculées en fonction de la croissance du revenu national et de la valeur des vies perdues, étaient estimées à environ 3,57 billions de dollars américains. La population blanche non hispanique (56,50%) a enregistré des pertes de 2,20 billions de dollars américains, tandis que la population hispanique (698,24 milliards de dollars américains (19,54%) enregistre des pertes de 579,93 milliards de dollars américains (16,23%). L'augmentation de l'espérance de vie et des pertes de bien-être met en évidence l'urgence d'investir dans la santé aux États-Unis pour prévenir de nouveaux chocs économiques liés aux futures menaces de pandémie.

Habibi *et al.* (2022) étudient l'effet de la COVID-19 sur l'économie chinoise en utilisant la mondialisation sociale et économique comme facteurs explicatifs. Les auteurs ont constaté que l'exclusion sociale du peuple chinois et le manque de tourisme en Chine ont influencé le rythme de croissance de la Chine, ce qui peut également avoir des répercussions à long terme.

Tan *et al.* (2022) présentent une analyse complète des répercussions monétaires de la COVID-19, en évaluant les répercussions directes sur divers secteurs, y compris le commerce et la main-d'œuvre. L'écrivain spécule sur d'énormes problèmes financiers, en

évaluant l'évolution du PIB de 8,77% à 12,77% pour l'année 2020 après la pandémie, alors qu'il était censé croître de 4,8%. Les sous-secteurs subséquents font face à des pertes importantes, ce qui entrave les secteurs de transport et de gestion. L'auteur propose de diminuer les impacts hostiles, d'encourager de meilleures actions de guérison des catastrophes dans des domaines clés, de rétablir la stabilité des régions extrêmement fragiles, et d'adopter pour des pratiques à long terme basées sur l'utilisation d'informations provenant de sources de données crédibles.

Wu *et al.* (2023) présentent une analyse complète des répercussions financières de la pandémie et des politiques de confinement connexes, en se basant sur des données aux niveaux micro et macro. Les auteurs rapportent une baisse significative du PRV, surtout dans les villes avec des politiques de confinement, par rapport au taux de progression moyen de 6,74 % de la Chine avant le COVID-19. De manière exceptionnelle, les processus de confinement ont entraîné une perte de 2,8 % du PIB. En plus, il détecte les effets massifs du COVID-19 sur les régions avoisinantes. Néanmoins, le confinement n'a pas eu d'effet. Les effets sont importants en raison de la diminution de l'entreprise, du contrôle de l'offre foncière et de la diminution de la mobilité de la main-d'œuvre. Les sociétés urbaines caractérisées par l'industrie secondaire, le contrôle important du trafic, l'ampleur de la population, un accès limité au Web et des restrictions financières très vulnérables ont fait l'expérience de plus de baisses monétaires. Malgré ces circonstances, ces entreprises ont montré de la résilience en se rétablissant rapidement et en diminuant l'écart économique.

Kitamura *et al.* (2020) a élaboré une analyse inclusive de l'impact de la COVID-19 sur l'économie japonaise, en se basant sur les dépenses touristiques, les émissions de

carbone et le chômage, en utilisant une approche basée sur le cycle de vie. L'évaluation de quatre situations, allant de l'absence de restauration jusqu'en décembre à la restauration à partir de juillet ou septembre, permet de déterminer les augmentations des émissions de carbone et du chômage en fonction des niveaux d'utilisation des voyageurs. Les résultats mettent en évidence les problèmes d'utilisation importants et la réduction des émissions de carbone et des affaires dans quatre situations, mettant en évidence les énormes conséquences de la pandémie sur l'industrie du voyage. Les préoccupations clés soulevées par cette étude sont essentielles pour les efforts de sauvetage après la pandémie, dans le but de renforcer la résilience au sein de l'industrie touristique et de la société en général.

Les conséquences du COVID-19 sur l'économie japonaise ont été étudiées par Thorbecke (2020) à partir des données de la bourse de valeurs japonaise. Pendant la pandémie, l'auteur repère des éléments irréguliers qui ont engendré d'importants problèmes dans les zones liées à la terre et aux déplacements, tandis que des facteurs macroéconomiques ont entravé de manière agressive la zone du matériel. Cette étude souligne une compréhension significative des éléments sectoriels à l'intérieur de la bourse japonaise malgré les problèmes extraordinaires causés par la pandémie, avec des moyens d'enquête supplémentaires pour interpréter plus de conséquences.

Thorbecke (2023) étudie l'impact à long terme du COVID-19 sur l'économie du Japon. En utilisant des modèles prévisionnels d'échange d'informations financières pour 30 régions et en croisant les données des dossiers actuels trois ans après le cas préliminaire, l'auteur expose diverses réponses provenant de divers secteurs. Même après trois ans, l'éducation, le tourisme et les cosmétiques font face à la faiblesse des cours boursiers. Néanmoins, les équipements de bureau et les composants semi-conducteurs ont subi des

chutes plus sévères au départ, mais se sont depuis rétablis. De plus, l'enquête révèle une force surprenante dans les sorties de fonds, qui ont dépassé les chiffres, en raison de l'excédent courant et des déséquilibres entre les importations et les exportations du pays, en provenance du pétrole et de l'acier. Cette étude donne un aperçu des différentes conséquences de la pandémie sur l'économie japonaise, permettant aux décideurs politiques d'explorer la scène financière compliquée après la pandémie.

Dans le cas du Canada, Liu (2020) examine l'effet complexe des restrictions de voyage dues à la COVID-19 sur l'économie canadienne. En utilisant différentes situations, l'auteur examine les résultats potentiels qui recommandent que les limitations de mouvement aient un effet significatif sur l'économie canadienne, avec des limitations retardées supplémentaires et des taux de récupération plus lents renforçant l'effet général. Cet examen met en évidence les répercussions vastes et complexes des limitations de mouvement sur l'économie canadienne, donnant des expériences fondamentales aux décideurs, aux entreprises et aux partenaires aux prises avec les difficultés présentées par la pandémie mondiale continue.

Moran, Stevanovic et Touré (2022) examinent les aspects de la vulnérabilité macroéconomique au Canada pendant la pandémie à partir d'une grande quantité de données. Les découvertes indiquent une augmentation significative des niveaux de vulnérabilité au Canada. De plus, le document examine les conséquences monétaires des chocs de vulnérabilité alignés pour refléter la vulnérabilité accrue causée par le COVID-19. Les résultats montrent que ces chocs entraînent des retraits financiers importants, une expansion limitée et des mesures accommodantes retardées en utilisant une approche monétaire. Les auteurs sont conscients que les chocs de vulnérabilité débutent aux États-

Unis ou au Canada, entraînant un déclin financier important mais relativement court, tandis que le second entraîne une baisse à long terme de l'activité financière canadienne.

Khedhiri (2023) examine l'impact significatif de la COVID-19 sur divers secteurs économiques, en mettant l'accent sur les zones agricoles et agroalimentaires. Il se sert d'une méthode de transmission des coûts pour gérer l'interaction des coûts entre les produits horticoles importants, tels que les pommes de terre, le maïs, le porc, les œufs et le poulet. D'après les résultats, ces secteurs d'activité étaient efficaces avant les restrictions liées à la COVID-19. Toutefois, ces limitations ont vraiment perturbé la coordination du secteur des entreprises en raison de la diminution de la demande de main-d'œuvre. D'après l'article, les arrangements administratifs doivent prendre des mesures de consolidation pour surveiller les chocs futurs sur les coûts des produits agricoles, en cultivant des changements importants dans le domaine agroalimentaire, ce qui peut réduire la vulnérabilité du secteur agricole.

En analysant les données de nombreux pays touchés, Eichenbaum *et al.* (2020) explorent la relation ambiguë entre les décisions financières mondiales et la propagation des pandémies, à l'exclusion de la COVID-19. Le modèle indique que les individus ajustent leur comportement en réduisant leurs dépenses et leur disponibilité pour l'emploi. Cependant, cette réaction aggrave la gravité du ralentissement financier. Il y a un déséquilibre entre la stabilité impitoyable et l'optimalité sociale dans l'étude, car les personnes infectées ne prennent pas pleinement en compte l'effet de leurs décisions monétaires sur la transmission de l'infection.

D'après l'Organisation internationale du Travail (2020), la pandémie et les chocs sanitaires et économiques connexes ont provoqué le chômage et le sous-emploi de 2,7 milliards de travailleurs à l'échelle mondiale jusqu'en avril 2020. La corrélation entre la participation au travail, la production, l'utilisation du capital et la croissance minimale a entraîné un déséquilibre entre la demande et l'offre à l'échelle mondiale. En 2020, le PIB mondial a chuté d'environ 3 pour cent, et l'avenir de l'économie mondiale pourrait être influencé par la distribution des vaccins.

Fernández-Villaverde et Jones (2020) ont été les premiers à étudier la relation entre les décès dus au COVID-19, la croissance économique et les taux de chômage dans divers pays, États et villes importantes à travers le monde. Les résultats indiquent qu'il n'y a pas de tendance évidente montrant la corrélation entre les décès et les dommages économiques. Par exemple, des pays tels que l'Allemagne, la Corée, le Japon et leur capitale, Tokyo, et la Norvège ont enregistré un nombre moins élevé de décès et de pertes économiques. Les décès et les pertes ont été élevés dans la ville de New York et dans de nombreuses villes d'Europe. Selon les chercheurs, la santé et la prospérité économique peuvent être favorisées par des politiques utiles dans les domaines non médicaux.

Maloney et Taskin (2020) démontrent l'impact des chocs sanitaires liés à la COVID-19 sur la diminution de l'activité économique en 2020 à l'échelle mondiale. Cependant, la distanciation sociale auto-imposée a entraîné une diminution du nombre de réservations dans les restaurants aux États-Unis. Cependant, les auteurs soulignent que la publication de ces restrictions ne se transformera pas en douceur en activité économique d'avant la COVID.

Eichenbaum et ses coauteurs (2020a) ont élaboré un modèle macroéconomique basé sur l'ISR pour étudier les liens entre les tests, l'isolement et la séparation sociale pendant la COVID-19, et leur impact consolidé sur le bien-être et la croissance économique. L'enquête souligne l'importance de dépister, d'isoler et de séparer socialement pour prévenir et contrôler la propagation de la maladie. La réduction de la gravité du ralentissement lié à la pandémie peut être réalisée en utilisant la suppression et la couverture sociale, tout en élargissant la période de l'effondrement financier.

Elgin et al. (2020) analysent les différentes mesures de politique économique prises par 166 pays contre la COVID-19. Pour répondre à cette question, les auteurs ont créé un index basé sur l'analyse des composantes principales. Les résultats de l'analyse des données de panel indiquent que les mesures de politique économique des pays en discussion ont été influencées par le nombre de personnes infectieuses et le nombre de lits d'hôpitaux par personne.

König et Winkler (2021) étudient l'impact du taux de mortalité et des politiques de confinement sur la croissance du PIB de 42 nations, y compris les États-Unis, le Canada, le Japon et la Chine, pendant les neuf premiers mois de 2020. Selon l'analyse transnationale, une croissance économique négative est causée par un taux de mortalité élevé et des politiques strictes de confinement. Toutefois, la variable décalée des restrictions de réduction a été étroitement liée à la croissance économique, ce qui témoigne de l'effet positif à long terme des restrictions sur la croissance économique.

Koing et Winkler (2021b) analysent les mesures prises par le gouvernement pour contrer la pandémie qui avait eu un impact sur les tendances de croissance du PIB de 44

pays en 2020. Ils distinguent les pays qui optent pour une stratégie d'élimination de ceux qui optent pour une stratégie d'atténuation basée sur la rapidité avec laquelle les gouvernements mettent en place les interventions non pharmaceutiques (ISBL). Les résultats démontrent que les pays qui ont modifié l'IPN en fonction de la stratégie d'atténuation ont été plus impactés en termes de croissance de leur PIB que ceux qui ont mis en place une stratégie d'élimination de l'IPN. Néanmoins, le choix de la stratégie a été influencé par certains facteurs propres aux pays. De plus, la stratégie d'élimination a eu un impact positif sur les résultats pour la santé.

Yang et Deng (2021) analysent l'effet de la COVID-19 sur 20 pays de l'OCDE, y compris la Chine, pendant les dix premiers mois de 2020. En utilisant la méthode des données de panel, les auteurs remarquent que le nombre de cas confirmés a eu un impact sur les économies en impactant leurs marchés boursiers. Néanmoins, les politiques gouvernementales, comme les tests, la distanciation sociale et le traçage, ont eu un impact positif sur les rendements boursiers.

D'après Wei *et al.* (2021), l'épidémie de COVID-19, avec un taux de nouveaux cas pour 10000 personnes, a perturbé les économies de la Chine et de la Corée du Sud en affectant leurs exportations. Néanmoins, les exportations du Japon ont augmenté grâce à des politiques de contrôle améliorées, mais la pandémie a eu un impact négatif sur ses importations. De plus, le gouvernement a apporté une aide financière aux exportations de tous les pays étudiés.

Furceri *et al.* (2021) étudient le déclin de la croissance économique dans un large éventail d'économies durant le premier semestre de 2020. Ils constatent que les pays qui

étaient moins riches, qui ont connu plus de départs et de confinements, et qui étaient plus dépendants de l'industrie du voyage ont subi une baisse plus importante du PIB. Néanmoins, cette étude se limitait à l'analyse transversale.

Feng *et al.* (2022) mettent en évidence l'importance de la pandémie de COVID-19 pour la croissance économique des trois premiers trimestres de 2020. Les auteurs utilisent deux approximations telles que le nombre de décès par million de personnes et le succès de la lutte contre la pandémie de COVID-19. Les résultats de l'analyse des données de panel sur 100 pays montrent que les deux facteurs ont été des facteurs importants pour la croissance économique dans les pays développés. La réussite du confinement pandémique assure la protection de l'économie, tandis que le nombre de décès causés par la pandémie détériore le rythme économique d'un pays.

Le rôle du COVID-19 dans le bien-être économique des petits vendeurs au Ghana au cours du troisième trimestre de 2020 est analysé par Mensah et Boakye (2021). Les résultats indiquent que ces vendeurs ont été fortement impactés par cette pandémie, car ils ont été piégés dans le piège de la pauvreté transitoire, ce qui peut également les affecter à long terme. Toutefois, la présence des Chinois dans le centre économique du Ghana signifie que les vendeurs envisagent de sortir de la pauvreté à l'avenir.

L'effet de la COVID-19 sur la croissance économique mondiale pour la période 2020-2021 est examiné par Gagnon *et al.* (2023). Les auteurs estiment que les péages de décès par COVID-19 ont un impact insignifiant sur le PIB. Dans le but de mieux saisir, ils recourent également à la méthode des données de panel pour évaluer l'impact des décès causés par la pandémie et les restrictions de confinement dans 90 pays, y compris les pays

développés et en développement. La réaction des pays développés et en développement à la pandémie a été observée de manière différente. Les pays développés ont subi une grande partie, mais de manière insignifiante, des conséquences des décès. Cependant, l'effet de ce facteur était moindre que les restrictions de confinement dans les pays en développement, y compris la Chine.

Takyi *et al.* (2023) analysent comment la pandémie pourrait influencer les événements économiques et la production industrielle dans 18 pays émergents entre 2010 et 2020. Pour étudier la relation entre la pandémie et les activités économiques, les auteurs ont recours à un modèle bayésien spécifique pour les données de séries chronologiques. Ils ont conclu que la pandémie avait fortement perturbé les événements économiques de six pays, avec une moyenne de -12 pour cent, mais les conséquences de ce choc étaient temporaires. Ils suggèrent que les pays touchés ont constaté une reprise dans leurs secteurs réels.

Chapitre 3 Méthodologie

3.1. Introduction

Dans ce chapitre, on discute de diverses options de modèles économétriques et des méthodes d'estimation appropriées. Il s'agit de deux types d'analyses. En premier lieu, nous analysons, par des modèles de séries temporelles de base, le PIB des États-Unis, du Canada, du Japon et de la Chine. Ensuite, nous examinons les données de panel pour déterminer les facteurs qui ont influencé la croissance économique pendant la COVID-19.

3.2 Modèles univariés de séries temporelles

La théorie de prévision est un sujet fascinant pour les chercheurs et les décideurs qui cherchent à obtenir des résultats en matière de croissance économique. Un très grand nombre de méthodes et de techniques de prévision ont été développées au cours de la décennie. Cette étude a porté sur l'évaluation du modèle ARIMA pour la prévision du PIB. Les données des séries chronologiques semblent adéquates pour cette méthode et d'autres méthodes, réparties de façon aléatoire, et on peut prédire en analysant les points spécifiques avec les séries chronologiques (Shahid, 2023). Il y a un grand nombre de documents sur l'application de ce modèle pour évaluer la croissance économique, comme expliqué dans le chapitre précédent. Néanmoins, il est toujours essentiel d'avoir un modèle ARIMA unique pour chaque pays, en raison des conditions spécifiques à chaque pays. En conséquence, les sous-sections suivantes exposent la description des données, les spécifications du modèle et les détails des modèles ARIMA utilisés aux États-Unis, au Canada, au Japon et en Chine.

3.3 Modèle ARIMA

Box et Jenkins (1970) ont établi la méthodologie sur laquelle repose le modèle ARIMA. Voir Box *et al* (2015). C'est un type de modèle de moyenne mobile intégrée autorégressive (ARIMA) qui évalue la réaction d'une variable dépendante aux variations de ces variables de retard et des chocs historiques. L'objectif du modèle est de prédire les mouvements futurs des titres ou des marchés financiers en examinant les différences entre les valeurs de la série plutôt que par les valeurs réelles.

Auto-régression ou processus autorégressif (AR) fait référence à un modèle qui montre une variable qui régresse sur ses propres valeurs décalées, *i.e.* ses variables de retard. Intégré (I) représente la différenciation des observations brutes pour permettre à la série chronologique de devenir stationnaire, c'est-à-dire que les valeurs des données sont remplacées par la différence entre les valeurs des données et les valeurs précédentes. Moyenne mobile (MA) intègre la dépendance entre une observation et une erreur résiduelle d'un modèle de moyenne mobile appliqué aux observations décalées. Lorsqu'un processus est non-stationnaire faiblement, on peut le rendre stationnaire d'abord par l'opérateur de différence pour éviter la régression fallacieuse. On a ainsi un modèle autorégressif intégré à moyenne mobile.

3.4 Processus $AR(p)$

On introduit d'abord la notion de fonction d'autocorrélation (ACF) au décalage τ . Elle est définie par la corrélation entre les valeurs de séries séparées par τ intervalles, $Corr[Y_t, Y_{t-\tau}]$. On a aussi besoin de la fonction d'autocorrélation partielle (PACF) pour la modélisation d'un AR,

$$Corr[Y_t, Y_{t-\tau} | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-(\tau-1)}].$$

Elle est la corrélation entre les valeurs de séries séparées par τ intervalles, compte tenu des valeurs des intervalles intermédiaires, soit la corrélation conditionnelle.

Formellement, un processus AR peut s'écrire

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \epsilon_t. \quad (3.1)$$

où Y_{t-i} sont des variables de retard de Y_t , $i = 1, 2, \dots, p$; ϵ_t est un bruit blanc centré et indépendant de Y_{t-i} . Il est remarquable que si $\phi_p \neq 0$ dans (3.1), l'ajout des valeurs $Y_{t-(p+1)}$, $Y_{t-(p+2)}$, ..., sera inutile pour prévoir le futur Y_t . Autrement dit, la fonction d'autocorrélation partielle doit être censurée.

Bien sûr, on doit assurer que le processus AR est stationnaire en covariance pour éviter une relation fallacieuse. Le polynôme caractéristique de (3.1) s'écrit

$$1 - \phi_1 z - \phi_2 z^2 - \dots - \phi_n z^n.$$

Le processus (3.1) est stationnaire en covariance si et seulement si toutes les racines caractéristiques se situent à l'extérieur du cercle unitaire, *i.e.* $|z| > 1$. Afin de déterminer l'ordre p d'un AR, on peut avoir recours à la fonction d'autocorrélation partielle (PACF) et au critère d'information d'Akaike, *AIC*,

$$AIC = 2K - 2\ln(L),$$

où K est le nombre de paramètres à estimer du modèle et L est le maximum de la fonction de vraisemblance du modèle. Lorsque la taille de l'échantillon n est petite, on corrige l'AIC par

$$AIC^* = AIC + \frac{2K(K+1)}{n-K-1}.$$

3.3.1 Processus MA(q)

Soit y_t un processus centré et stationnaire faiblement. Selon le théorème de représentation de Wold, on a

$$y_t = c_t + \sum_{i=1}^{+\infty} \theta_i \varepsilon_{t-i},$$

où c_t est un processus déterministe; $\theta_0 = 1$ et $\sum_{i=1}^{+\infty} |\theta_i| < +\infty$ et ε_t représente le processus

d'innovation de y_t . Pratiquement, ce qui était nouveau il y a longtemps sera graduellement oublié avec le temps, et leur impact sur la valeur actuelle de y est quasiment nul ou non significatif. Il est suffisant de tenir compte les innovations les plus récentes et importantes. Ainsi, un processus MA(q) d'ordre q peut s'écrire comme suit.

$$y_t = c + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (3.2)$$

Par souci de simplicité, le processus déterministe est supposé constant ici.

3.3.2 Processus ARMA (p, q)

Les processus de moyenne mobile autorégressive (ARMA), ou aussi modèles de Box-Jenkins, sont les principaux modèles dans la théorie de séries temporelles. Ils comprennent

en général à la fois des termes autorégressifs et des moyennes mobiles. Si le processus a

des termes provenant à la fois d'un processus AR(p) et MA(q), alors le processus est appelé ARMA d'ordres (p, q), symbolisé par ARMA(p, q), et peut être exprimé comme suit.

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q} + u_t \quad (3.3)$$

Le terme constant peut être enlevé par transformation $z_t = y_t - \mu$.

3.3.3 Model ARIMA (p, d, q)

Lorsque y_t n'est pas un processus stationnaire, il convient de le stationnariser, par un opérateur de différence Δ^d par exemple, de manière à pouvoir le modéliser sous forme ARMA afin de réaliser des prédictions, où d est un nombre naturel, on a alors un modèle autorégressif intégré à moyenne mobile (ARIMA) dans ce cas. Mathématiquement, il peut être exprimé par

$$\Delta^d y_t = \mu + \phi_1 \Delta^d y_{t-1} + \phi_2 \Delta^d y_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta^d y_{t-p} + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q} + u_t \quad (3.4)$$

Ce modèle est dit autorégressif intégré à moyenne mobile d'ordre (p, d, q). En travaillant avec des modèles ARIMA, il est essentiel de trouver les valeurs appropriées de p, d et q à l'aide de méthodes telles que l'examen des tracés d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle, et la réalisation de diagnostics de modèle pour garantir la validité du modèle.

On modélise le taux de croissance économique par un ARIMA(p, d, q) dans le but de prédiction pour les raisons suivantes.

- ✍ ARIMA est flexible, *i.e.* le modèle ARIMA peut être appliqué à diverses données de séries chronologiques, notamment des données financières et

économiques. Il capture les erreurs d'autocorrélation et de décalage dans les données de séries chronologiques et fournit des prévisions précises.

✍ ARIMA donne de l'intuition concernant les effets des valeurs et chocs du passé. En effet, les paramètres du modèle ARIMA (coefficient de retards et coefficient des chocs antérieurs) représentent le degré d'influence des observations passées et des chocs passés sur les observations actuelles et peuvent donc aider à comprendre les caractéristiques dynamiques des données de séries chronologiques.

✍ La capacité prédictive du modèle ARIMA est démontrée dans la littérature.

Il est important de noter que le modèle ARIMA propose un motif non saisonnier et non aléatoire sur une période spécifique. Le choix et le rejet de l'application du modèle ARIMA pour une série chronologique spécifique sont influencés par le modèle d'autocorrélation de cette série. Il est possible d'utiliser des séries temporelles stationnaires et non stationnaires pour la prédiction grâce à ce modèle. Dans le cas où la série n'est pas stationnaire, elle favorise la différenciation de cette série. Cependant, il est impossible d'ajouter d'autres variables indépendantes dans le modèle, car ce modèle ne prend en compte que les données des séries chronologiques utilisées pour les prévisions.

3.3.4 Sur la stationnarité de série temporelle

Le modèle ARIMA repose sur la stationnarité des séries considérées. La stationnarité est définie par la présence d'une variance constante, d'une tendance, d'une autocorrélation et

d'une saisonnalité dans la série. Avant toute chose, on procède à la vérification de la stationnarité en utilisant le test de racine unitaire.

3.3.5 Test Dickey Fuller augmenté (ADF)

L'ADF amélioré (Dickey Fuller amélioré) est utilisé dans ce cas pour évaluer si la moyenne et la variance d'une série chronologique évoluent au fil du temps ou non. Pour le dire autrement, il s'assure qu'aucune racine unitaire n'est présente dans la série. Le modèle de régression suivant est utilisé pour évaluer le test :

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \gamma t + \varphi * Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (3.5)$$

où

Y_t = le taux de croissance du PIB réel à la période t ,

Δ représente l'opérateur de différence et $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$,

γt représente la tendance déterministe,

u_t = le terme d'erreur.

Le test ADF est fondé sur les propositions nulles et alternatives suivantes, qui sont présentées comme suit.

$H_0 : \varphi = 0$ (l'existence de racine unitaire) vs. $H_1 : \varphi < 0$ (pour la stationnarité)

Pour évaluer si une racine d'unité est présente ou absente, on estime la statistique ADF de la manière suivante :

$$\text{Statistique } ADF = \frac{\hat{\phi}}{SE(\hat{\phi})} \quad (3.6)$$

Il est à noter que ce n'est pas un t -test standard, *i.e.* la ADF ne suit pas une loi student standard. Il faut utiliser le tableau de valeurs critiques de Dickey-Fuller. Comme ce test est asymétrique, nous nous intéressons seulement aux valeurs négatives de notre statistique du test ADF . Si la statistique du test calculée est inférieure (plus négative) à la valeur critique, alors l'hypothèse nulle de « $\phi = 0$ » est rejetée et aucune racine unitaire n'est présente.

3.4. Analyse des données en panel

Le modèle des données en panel incorpore deux dimensions des informations, soit la dimension transversale et la dimension chronologique. Formellement,

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \quad (3.7)$$

L'analyse d'ensemble de données complexes est rendue possible grâce à l'organisation des données en panel (Creeks, 2014). En outre, Baltagi (2005) discute des points forts de l'utilisation des données de panel, qui sont les suivants :

- Ajustement pour ajustement individuel.
- L'utilisation de plus de données permet une plus grande adaptabilité et une réduction des chances de corrélation entre les facteurs.
- Une méthode simple pour analyser la dynamique du changement.
- Des modèles plus avancés sont plus simples à réaliser et à tester.

Les données du panel peuvent être regroupées pour former des données de panel équilibrées ou déséquilibrées. Les nombres des données de panel déséquilibrées varient

selon les périodes, tandis qu'une donnée de panel équilibré a les mêmes observations dans les séries chronologiques pour chaque entité.

Les modèles de données en panel sont applicables lorsque les objets (ou les individus) ne sont pas homogènes. L'examen de l'importante hétérogénéité et la construction de l'ensemble de données (Streams, 2014) sont déterminants pour décider entre deux modèles d'effets. Dans cette étude, on utilise le modèle des effets aléatoires, qui est déterminé en utilisant un test de Hausman développé dans la section suivante. Avant d'utiliser le test de régression et de Hausman, nous avons effectué des tests de racine d'unité pour confirmer qu'il y a une racine d'unité dans l'ensemble de données du panneau.

Pour rendre l'analyse plus simple, les données de panel sont habituellement stockées dans une base de données, avec toutes les observations (séries chronologiques et coupe transversale) consolidées dans une colonne. À présent, nous avons la possibilité d'utiliser la technique des moindres carrés ordinaires (OLS) pour l'analyse. Néanmoins, si l'on utilise la régression combinée, on peut supposer que les valeurs moyennes des facteurs demeurent constantes pour toutes les sections transversales (Creeks, 2014). Autrement dit, ce type de régression suppose que les données sont homogènes.

Étant donné la restriction de la régression groupée, l'estimation des données de panel fait appel à deux types de modèles d'effets, à savoir les effets fixes et les effets aléatoires. La nature des données est un facteur déterminant dans la décision entre ces deux modèles.

Le modèle des effets fixes d'individu-spécifié est donné comme suit :

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \mu_{it} \quad (3.8)$$

Ici, α_i indique l'effet inobservé d'individu qui est invariant avec le temps et non-aléatoire.

La distinction cruciale entre les effets fixes et aléatoires est de savoir si l'effet individuel non observé inclut des éléments qui sont corrélés avec les autres régresseurs. Voici comment le modèle des effets aléatoires est présenté :

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \omega_{it} \quad (3.9)$$

où

$$\omega_{it} = \varepsilon_i + \mu_{it} \quad (3.10)$$

Dans (3.9), α est une constante et le terme des perturbations ω a deux composantes, comme précisées dans (3.10). ε représente l'effet aléatoire non-explicable par les variables explicatives X . μ est le terme d'erreur d'observations. ε et μ sont supposés mutuellement indépendants. La distinction cruciale entre les effets fixes et aléatoires est de savoir si l'effet individuel non observé inclut des éléments qui sont corrélés avec les autres régresseurs.

3.4.1 Test de Levin, Lin et Chu (LLC)

Le test de Levin, Lin et Chu (LLC) est utile étant donné notre but de recherche parce qu'il nous faut tester la stationnarité de nos séries temporelles. Ce test est juste pour déterminer si un ensemble de données de panel a une racine unitaire ou non. Ce test complète les tests de base d'une unité de série chronologique pour représenter la dépendance transversale potentielle parmi les unités spécifiques dans les données du panneau. Pour mettre en œuvre

le test de Levin, Lin et Chu, les hypothèses nulle et alternative sont formulées de la manière suivante :

H_0 : la série de données de panneau a une racine d'unité

H_A : la série de données du panneau est exempte de racine unitaire

Après cela, le test LLC est mis en place, en se basant sur un modèle de régression qui utilise la variable décalée et les différences de la série considérée. Ce modèle est décrit de la manière suivante :

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta y_{it-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{it-j} + \epsilon_{it} \quad (3.11)$$

où

Δy_{it} = la différence de variable pour la section transversale i au temps t

α_i = impacts individuels explicites

p = l'ordre de décalage

Le test de racine d'unité est appliqué en utilisant le modèle ci-dessus. Ensuite, la statistique de test LLC est estimée comme suit :

$$t = \frac{\beta^*}{\sqrt{\text{Var}(\beta^*)}} \quad (3.12)$$

où β^* = moyenne de la statistique t individuelle pour β .

À présent, on compare la valeur estimée de cette statistique à la valeur critique de la distribution LLC.

Si la statistique de test estimée est plus élevée que la statistique de test calculée, l'hypothèse nulle est écartée, ce qui témoigne de la présence de stationnarité dans la série, et vice versa. Il est question dans ce test de la dépendance entre sections transversales, de la corrélation série et de l'hétérogénéité.

3.4.2. Le test d'Hausman

Le test d'Hausman, également connu comme le test de Wu-Hausman ou encore le test de Durbin-Wu-Hausman est un test statistique utilisé en économétrie pour comparer un estimateur convergent sous l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative et un estimateur convergent et efficace asymptotiquement, soit ayant la plus petite variance asymptotique, sous l'hypothèse nulle mais non convergent sous l'hypothèse alternative.

Ce test peut être utilisé pour la spécification des effets fixes et aléatoires dans l'analyse des données de panel.

On présente l'hypothèse nulle de la manière suivante :

$$H_0 = E(\mu_{it} | X_{it}) = 0 \quad (3.14)$$

En supposant qu'il n'y a pas de corrélation entre la variable explicative et le terme d'erreur, on constate que les estimations de β sont les mêmes pour les deux modèles d'effets (Clark et Linzer, 2012). La statistique H du test d'Hausman, est définie de la manière suivante.

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' \cdot [Var[\hat{\beta}_{FE}] - Var[\hat{\beta}_{RE}]]^{-1} \cdot (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \quad (3.15)$$

Lorsque la valeur de la statistique est élevée, il y a une différence significative entre les deux estimations, ce qui entraîne le rejet de l'hypothèse nulle et le choix du modèle à effets fixes. Étant donné que la différence minimale entre les estimations confirme la pertinence du

modèle des effets aléatoires pour l'analyse des données de panel.

3.4.3 Spécification du modèle et description des variables

Cette étude se concentre sur l'analyse des données de panel par l'équation suivante :

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 Y_{it-2} + \dots + \beta_p Y_{it-p} + \gamma_1 N_{it} + \gamma_2 M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.16)$$

où,

Y_{it} = taux de croissance du PIB réel de i en t ,

N_{it} = proportion de cas infectés dans la population totale du pays i en t ,

M_{it} = proportion de cas de décès dans la population totale du pays i en t ,

avec $i = 1, 2, \dots, n$, et $t = 1, 2, \dots, T$.

Chapitre 4 Données

4.1 Description des données

Compte tenu de la disponibilité de nos données, on a sélectionné quatre pays dans cette recherche, les États-Unis, le Canada, le Japon et la Chine. La variable centrale est le taux de croissance économique. Précisément, c'est le taux de croissance du PIB du premier trimestre de 2000 au premier trimestre de 2022. Ces données proviennent de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE).

4.2 Description de la variable

La variable utilisée pour les prévisions n'en est qu'une dans cette étude qui est le taux de croissance du PIB déjà mentionné. Il existe de nombreux indicateurs de mesure de la croissance économique. Dans ce contexte, le produit intérieur brut sert de mesure conventionnelle de la croissance économique, c'est-à-dire la somme de la valeur des biens et des services produits sur une période déterminée dans un pays (Logubayom, Nasiru et Luguterah, 2013; Abdul, Abdullah et Azhan, 2015). Il peut être mesuré à partir des revenus tirés de la production ainsi que des dépenses totales en biens et services finaux, à l'exclusion des importations. Cet indicateur donne un aperçu de la vigueur de l'économie (Yang *et al.*, 2016; Wabomba et coll., 2016).

Bien que le PIB soit un indicateur clé de l'activité économique, il ne représente pas le bien-être matériel de chaque personne à pleine capacité. Cela nécessite la recherche d'autres mesures. Le PIB réel, également appelé PIB à prix constants, tient compte de l'évolution des prix dans le temps et des variations périodiques. Cette mesure est ensuite

classée dans différentes mesures, comme le pourcentage de variation du PIB réel par rapport au trimestre précédent, le pourcentage de variation du PIB par rapport au trimestre équivalent de l'année précédente et les indices de volume (OCDE, 2024). Cette étude a utilisé la variation du PIB réel par rapport au trimestre précédent de la même année pour quatre pays, qui est également connue sous le nom de taux de croissance trimestriel du PIB réel.

Les tendances du taux de croissance trimestriel du PIB au Canada, au Japon, aux États-Unis et en Chine sont présentées à la figure 4.2.

Figure 4.2 (a) montre la variation de cette variable pour le Canada. Avant la pandémie de COVID-19, qui a duré jusqu'au quatrième trimestre de 2019, les taux de croissance du PIB du Canada présentaient une gamme de fluctuations, qui sont généralement associées aux économies industrialisées. Ces oscillations sont causées par une combinaison de variables domestiques et globales. Toutefois, il y a eu une diminution importante au premier trimestre de 2020 (-133,02 %), suivie d'une augmentation spectaculaire au deuxième trimestre de 2020 (2089,19 %). Le choc économique et les tentatives ultérieures de reprise provoquées par les confinements et les interruptions liés à l'épidémie se reflètent dans ces fluctuations sévères. Après la pandémie de COVID-19 qui a débuté au troisième trimestre de 2020, la reprise s'est poursuivie avec quelques variations, ce qui laisse entendre que des ajustements et des réactions économiques aux conséquences de la pandémie sont toujours en cours.

En ce qui concerne les variations du taux de croissance trimestriel du PIB au Japon, le graphique 4.2 (b) montre que les taux de croissance du PIB du Japon étaient caractérisés

par des périodes de croissance positive mélangées à des périodes de croissance négative. Malgré le choc de la COVID-19, le Japon a connu une contraction notable au deuxième trimestre 2020 (-537,92 %), suivie d'une période de reprise. Bien qu'il y ait eu un impact initial important, dans les trimestres ultérieurs, il y a eu des preuves d'efforts pour stabiliser l'économie.

À la suite de l'épidémie de COVID-19, le pays a persévéré dans ses efforts pour se rétablir, mais avec des taux de croissance variables, car il a réussi à surmonter les obstacles persistants.

Figure 4.2 (c) montre que les taux de croissance du PIB aux États-Unis ont été très stables, avec des accélérations ou des baisses sporadiques. Mais au deuxième trimestre 2020, il y a eu une diminution notable (-1540,07 %), ce qui indique les effets économiques catastrophiques de la pandémie. Une phase de reprise a débuté au troisième trimestre de 2020 et a été facilitée par des politiques monétaires et des mesures gouvernementales qui ont contribué à en atténuer certaines conséquences. Cette phase a été remarquable, montrant une gamme de taux de croissance à mesure que les différentes industries s'adaptaient aux nouvelles règles et que le statu quo se poursuivait.

Les taux de croissance du PIB de la Chine étaient généralement élevés, comme le montre la figure 4.2 (d). Cela se manifeste également en période de COVID-19. Le pays, qui a également été l'épicentre de ce choc, a été en mesure de se stabiliser rapidement après un léger ralentissement au début de 2020, avec des taux de croissance redevenus positifs à partir de mi-2020. Elle s'est rapidement redressée grâce à la vigueur de la demande

intérieure et aux initiatives gouvernementales, qui ont entraîné des taux de croissance relativement stables après la pandémie.

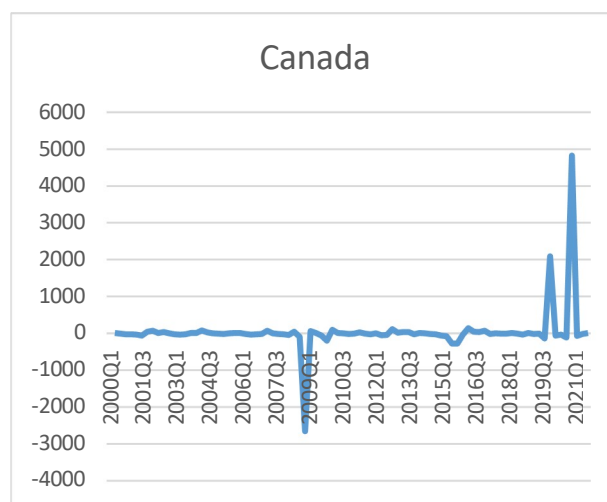


Figure 4.2 (a)

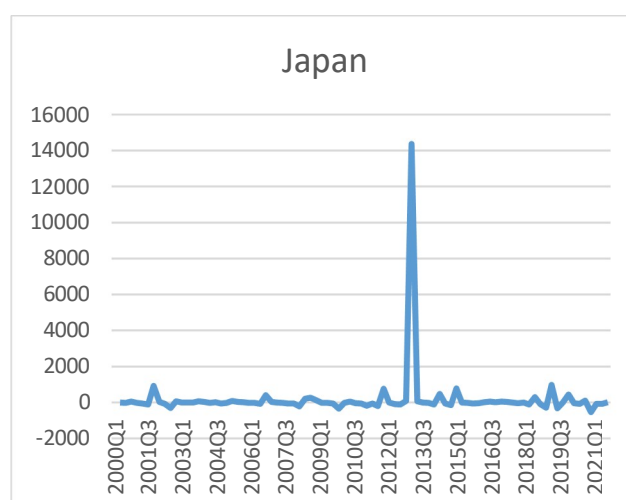


Figure 4.2 (b)

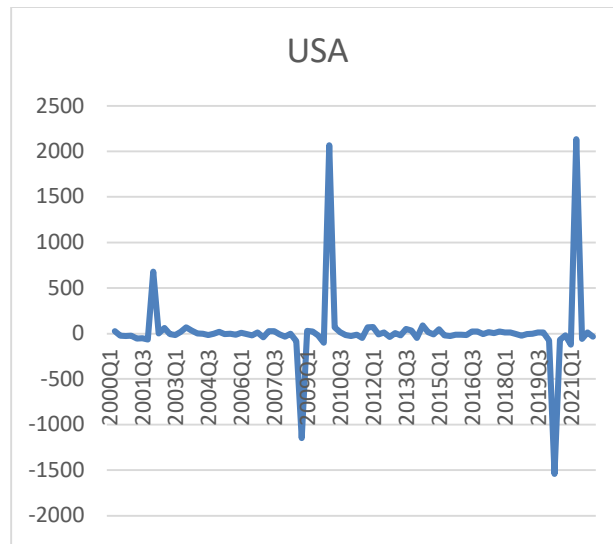


Figure 4.2 (c)

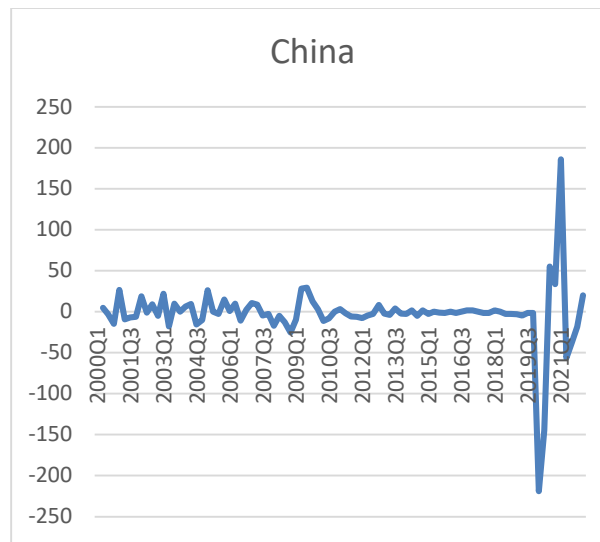


Figure 4.2 (d)

variable dépendante et explicatives

- ❖ La variable dépendante est le taux de croissance du PIB réel utilisé dans les prévisions chronologiques. La seule différence est sa conversion des séries chronologiques en données de panel en incluant les sections transversales de quatre pays.
- ❖ Deux variables explicatives sont utilisées dans l'analyse des données de panel. Les détails de ces variables sont les suivants :
 - **Nombre total de cas infectés** : Ces variables sont mesurées comme des cas trimestriels de COVID-19 nouvellement infectés par million. Elle est exprimée en moyenne mobile sur sept jours. Cependant, ces cas ont été approchés car le nombre de cas infectés était plus élevé, mais n'a pas pu être confirmé en raison de moins de tests (OMS, 2024).

Le graphique 4.3 présente l'évolution du nombre total de cas infectés dans tous les pays faisant l'objet de l'enquête. Dans le cas du Canada, il y a une augmentation notable du nombre de cas infectés au premier trimestre de 2020, et au deuxième trimestre et au troisième trimestre de 2021, ce nombre augmente considérablement. Toutefois, il semble y avoir une certaine stabilisation au T4 2021 et au T1 2022. En ce qui concerne le Japon, le nombre de cas infectés reste relativement faible et stable au cours de la période d'observation. En ce qui concerne les États-Unis, le pays enregistre une forte augmentation des cas qui ont commencé au deuxième trimestre 2020 et ont culminé au premier trimestre 2022. Dans le cas de la Chine, les chiffres commencent très bas et augmentent progressivement au fil du temps, mais ils restent encore bien inférieurs à ceux du Canada et des États-Unis.

Les tendances dans le nombre global de patients infectés montrent alors que le Japon a été en mesure de maintenir l'incidence du virus relativement faible, d'autres pays, tels que les États-Unis et le Canada, ont eu des vagues d'infection plus visibles. Par rapport à l'épidémie initiale de la pandémie, la Chine a affiché une hausse contrôlée. Ces tendances montrent comment plusieurs pays ont géré la pandémie de COVID-19 de différentes manières, avec des résultats variables.

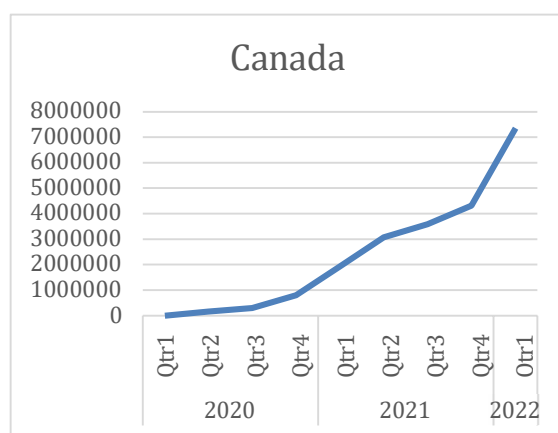


Figure 4.3 (a)

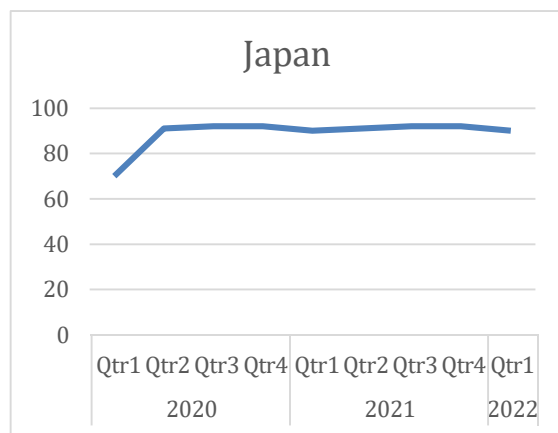


Figure 4.3 (b)

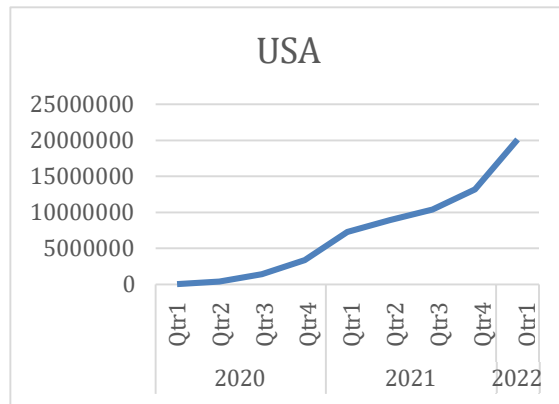


Figure 4.3 (c)

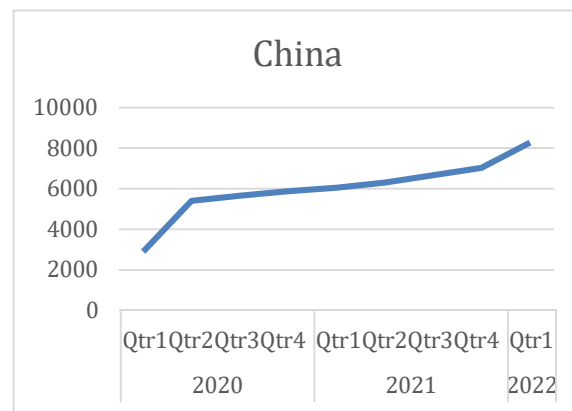


Figure 4.3 (d)

Figure 4.3 (a), (b), (c) et (d) : Tendances du nombre total de cas infectés au Canada, au Japon, aux États-Unis et en Chine du premier trimestre de 2020 au premier trimestre de 2022.

Produit intérieur brut : La deuxième variable explicative utilisée dans l'analyse des données du panel est le PIB réel qui est ajusté en fonction de l'inflation. Le PIB réel comprend la somme de tous les biens fournis par une économie au cours d'une année donnée. Cette mesure est mesurée en prix de l'année de référence. Il est également connu sous le nom de PIB à prix constants (FMI, 2023).

4.3 Sources de données

Quatre pays sont sélectionnés pour l'estimation du modèle économétrique sur la base de la disponibilité des données. Ces pays sont les États-Unis, le Canada, le Japon et la Chine. L'étude couvre la période allant du T1 2020 au T1 2022. Les données sur le PIB réel et le taux de croissance du PIB réel ont été obtenues auprès de l'OCDE. Alors que les données des cas infectés ont été extraites de l'Organisation mondiale de la santé (2024).

Chapitre 5 Résultats

5.1 Modèle ARIMA

Nous allons d'abord déterminer le type de chaque processus du PIB national des quatre pays, puis examiner les impacts de la variable du Covid et ensuite faire des prévisions.

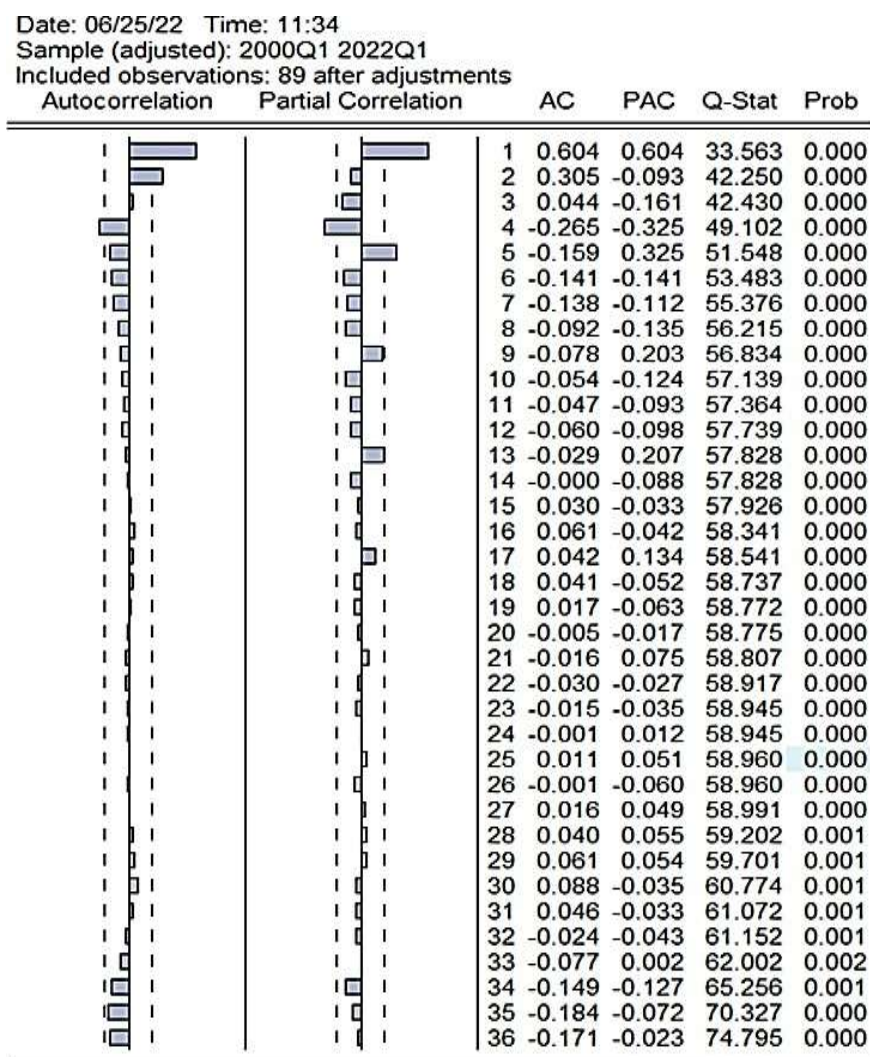
5.1.1 Résultat sur Eviews

5.1.1.1 Canada

Le taux de croissance du PIB nominal canadien est la variable centrale à expliquer. Sa première différence s'écrit par $D(\text{VALEUR})$ dans notre test dans Eviews. Le calcul montre que la statistique de Dickey-Fuller augmenté est de -9.842495. On peut voir que cette valeur est nettement inférieure aux différentes valeurs critiques qui sont respectivement

Null Hypothesis: D(VALEUR) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-9.842495	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.510259	
	5% level		-2.896346	
	10% level		-2.585396	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(VALEUR,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/26/22 Time: 15:01				
Sample (adjusted): 2001Q2 2022Q1				
Included observations: 84 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VALEUR(-1))	-1.930139	0.196103	-9.842495	0.0000
D(VALEUR(-1),2)	0.823594	0.170603	4.827553	0.0000
D(VALEUR(-2),2)	0.752808	0.137788	5.463517	0.0000
D(VALEUR(-3),2)	0.840439	0.109801	7.654232	0.0000
C	-0.054400	0.198716	-0.273755	0.7850
R-squared	0.753047	Mean dependent var		0.015805
Adjusted R-squared	0.740543	S.D. dependent var		3.571306
S.E. of regression	1.819113	Akaike info criterion		4.092254
Sum squared resid	261.4247	Schwarz criterion		4.236946
Log likelihood	-166.8747	Hannan-Quinn criter.		4.150419
F-statistic	60.22469	Durbin-Watson stat		1.833877
Prob(F-statistic)	0.000000			

1%, 5% et 10%. On voit également que la valeur p du test est de 0.000, ce qui signifie que l'hypothèse nulle de non-stationnarité peut être rejetée. Cette série temporelle est stationnaire après la première différenciation.



On remarque que d'après le correlogramme que le série est significative. La partie Autocorrélation ACF montre une bonne décroissance exponentielle et un modèle d'onde sinusoïdale, le même que partielle corrélation PACF on déduit donc que ce modèle est ARIMA.

Dependent Variable: D(VALEUR)
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 06/25/22 Time: 11:52
Sample: 2000Q2 2022Q1
Included observations: 88
Convergence achieved after 108 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.021991	0.026151	-0.840926	0.4028
AR(1)	-0.203659	0.111337	-1.829204	0.0709
MA(2)	-0.959692	0.116445	-8.241578	0.0000
SIGMASQ	4.151232	0.545844	7.605166	0.0000
R-squared	0.221745	Mean dependent var	-0.022968	
Adjusted R-squared	0.193950	S.D. dependent var	2.322786	
S.E. of regression	2.085404	Akaike info criterion	4.408876	
Sum squared resid	365.3084	Schwarz criterion	4.521482	
Log likelihood	-189.9905	Hannan-Quinn criter.	4.454242	
F-statistic	7.977912	Durbin-Watson stat	1.858235	
Prob(F-statistic)	0.000097			
Inverted AR Roots	-.20			
Inverted MA Roots	.98	-.98		

Le coefficient estimé du retard du taux de croissance dans AR(1) est de -0.203659, une valeur négative. Ceci est cohérent puisque le taux de croissance de Canada est en baisse progressivement depuis longtemps. Sa valeur P est de 0.0709 qui est non statistiquement significatif au niveau de 5%.

Dans le modèle MA(2), la P-value est presque 0.000 et on peut en déduire que la série du taux de croissance canadien suit un MA(2), au lieu d'un AR(1).

5.1.1.2 Chine

Null Hypothesis: D(VALEUR) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.828644	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(VALEUR,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/25/22 Time: 12:53
 Sample (adjusted): 6 89
 Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VALEUR(-1))	-2.401225	0.271981	-8.828644	0.0000
D(VALEUR(-1),2)	1.087273	0.238814	4.552799	0.0000
D(VALEUR(-2),2)	0.840025	0.184819	4.545127	0.0000
D(VALEUR(-3),2)	0.614904	0.112189	5.480984	0.0000
C	-0.013454	0.240717	-0.055893	0.9556
R-squared	0.749865	Mean dependent var	-0.014286	
Adjusted R-squared	0.737200	S.D. dependent var	4.296682	
S.E. of regression	2.202652	Akaike info criterion	4.474879	
Sum squared resid	383.2822	Schwarz criterion	4.619571	
Log likelihood	-182.9449	Hannan-Quinn criter.	4.533044	
F-statistic	59.20744	Durbin-Watson stat	2.026013	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Date: 06/25/22 Time: 12:49

Sample (adjusted): 2 89

Included observations: 88 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.293	-0.293	7.8322	0.005
		2	-0.052	-0.151	8.0774	0.018
		3	0.082	0.023	8.7076	0.033
		4	-0.429	-0.450	26.042	0.000
		5	0.153	-0.151	28.266	0.000
		6	0.047	-0.069	28.476	0.000
		7	-0.001	-0.003	28.476	0.000
		8	0.005	-0.242	28.479	0.000
		9	-0.002	-0.081	28.479	0.001
		10	-0.007	-0.041	28.484	0.002
		11	0.003	-0.015	28.485	0.003
		12	-0.009	-0.155	28.494	0.005
		13	0.018	-0.031	28.528	0.008
		14	-0.001	-0.016	28.529	0.012
		15	0.012	0.010	28.543	0.018
		16	0.016	-0.048	28.571	0.027
		17	0.016	0.061	28.598	0.038
		18	-0.019	0.027	28.639	0.053
		19	-0.003	0.042	28.640	0.072
		20	-0.011	-0.002	28.655	0.095
		21	-0.004	0.068	28.657	0.122
		22	0.001	0.020	28.657	0.155
		23	-0.001	0.027	28.658	0.192
		24	-0.004	-0.009	28.660	0.233
		25	-0.003	0.031	28.661	0.278
		26	-0.024	-0.050	28.732	0.323
		27	0.020	-0.006	28.785	0.371
		28	0.000	-0.033	28.785	0.423
		29	-0.003	-0.015	28.787	0.476
		30	0.029	-0.040	28.898	0.523
		31	-0.010	-0.005	28.911	0.574
		32	0.003	-0.020	28.913	0.624
		33	0.010	0.007	28.927	0.670
		34	-0.010	-0.012	28.941	0.714
		35	-0.019	-0.013	28.994	0.753
		36	-0.022	-0.056	29.067	0.787

La série est stationnaire premier différence intercept.

Dependent Variable: D(VALEUR)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 06/25/22 Time: 12:58

Sample: 2 89

Included observations: 88

Convergence achieved after 100 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.036853	0.066799	-0.551699	0.5826
AR(1)	-0.482597	0.083654	-5.768944	0.0000
MA(2)	-0.697157	0.081595	-8.544087	0.0000
SIGMASQ	5.286408	0.353131	14.97009	0.0000
R-squared	0.221464	Mean dependent var	-0.044318	
Adjusted R-squared	0.193660	S.D. dependent var	2.620733	
S.E. of regression	2.353326	Akaike info criterion	4.608038	
Sum squared resid	465.2039	Schwarz criterion	4.720645	
Log likelihood	-198.7537	Hannan-Quinn criter.	4.653405	
F-statistic	7.964960	Durbin-Watson stat	1.846775	
Prob(F-statistic)	0.000098			
Inverted AR Roots	-.48			
Inverted MA Roots	.83	-.83		

Stat ADF est de -8.828644 avec un P-valeur de 0.0000 ainsi qu'un seuil critique a 1% qui est de -.510259, donc on rejette H0 au seuil de 1% ce qui peut en conclure que le D(Valeur) est stationnaire et qui nous permettra de modéliser cette série par ARMA.

D'après ces valeurs on peut en déduire que la série suit un modèle AR(1) et MA(2).

5.1.1.3 Etats-Unis

Null Hypothesis: D(VALEUR) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.10373	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(VALEUR,2)
Method: Least Squares
Date: 06/25/22 Time: 13:29
Sample (adjusted): 6 89
Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VALEUR(-1))	-1.964397	0.194423	-10.10373	0.0000
D(VALEUR(-1),2)	0.857529	0.172682	4.965936	0.0000
D(VALEUR(-2),2)	0.856030	0.140606	6.088148	0.0000
D(VALEUR(-3),2)	0.943137	0.114179	8.260172	0.0000
C	-0.028822	0.173543	-0.166079	0.8685
R-squared	0.784619	Mean dependent var	-0.014972	
Adjusted R-squared	0.773714	S.D. dependent var	3.338001	
S.E. of regression	1.587873	Akaike info criterion	3.820346	
Sum squared resid	199.1858	Schwarz criterion	3.965038	
Log likelihood	-155.4545	Hannan-Quinn criter.	3.878511	
F-statistic	71.94794	Durbin-Watson stat	1.980236	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Date: 06/25/22 Time: 13:30

Sample (adjusted): 2 89

Included observations: 88 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.194	-0.194	3.4264	0.064
		2 0.028	-0.010	3.4975	0.174
		3 0.038	0.043	3.6321	0.304
		4 -0.484	-0.487	25.685	0.000
		5 0.103	-0.102	26.688	0.000
		6 -0.003	0.017	26.689	0.000
		7 0.039	0.053	26.838	0.000
		8 -0.016	-0.324	26.862	0.001
		9 0.005	-0.071	26.864	0.001
		10 -0.020	0.010	26.905	0.003
		11 -0.004	0.033	26.906	0.005
		12 0.004	-0.242	26.908	0.008
		13 0.003	-0.054	26.909	0.013
		14 -0.005	0.000	26.912	0.020
		15 -0.005	0.009	26.915	0.029
		16 0.028	-0.150	27.000	0.041
		17 -0.010	-0.038	27.010	0.058
		18 0.031	0.038	27.117	0.077
		19 0.035	0.081	27.255	0.099
		20 -0.036	-0.120	27.402	0.124
		21 -0.051	-0.139	27.713	0.148
		22 -0.017	-0.003	27.748	0.184
		23 -0.054	0.020	28.101	0.212
		24 -0.007	-0.171	28.107	0.256
		25 0.099	-0.055	29.338	0.250
		26 -0.052	-0.052	29.690	0.281
		27 0.023	-0.030	29.759	0.325
		28 0.047	-0.080	30.054	0.361
		29 -0.043	-0.023	30.300	0.399
		30 0.097	0.057	31.582	0.387
		31 0.000	0.020	31.582	0.437
		32 0.001	-0.014	31.582	0.488
		33 -0.020	-0.011	31.638	0.535
		34 -0.046	0.034	31.945	0.569
		35 0.034	0.080	32.114	0.608
		36 -0.046	-0.030	32.438	0.639

Dependent Variable: D(VALEUR)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 06/25/22 Time: 13:36

Sample: 2 89

Included observations: 88

Failure to improve objective (non-zero gradients) after 121 iterations

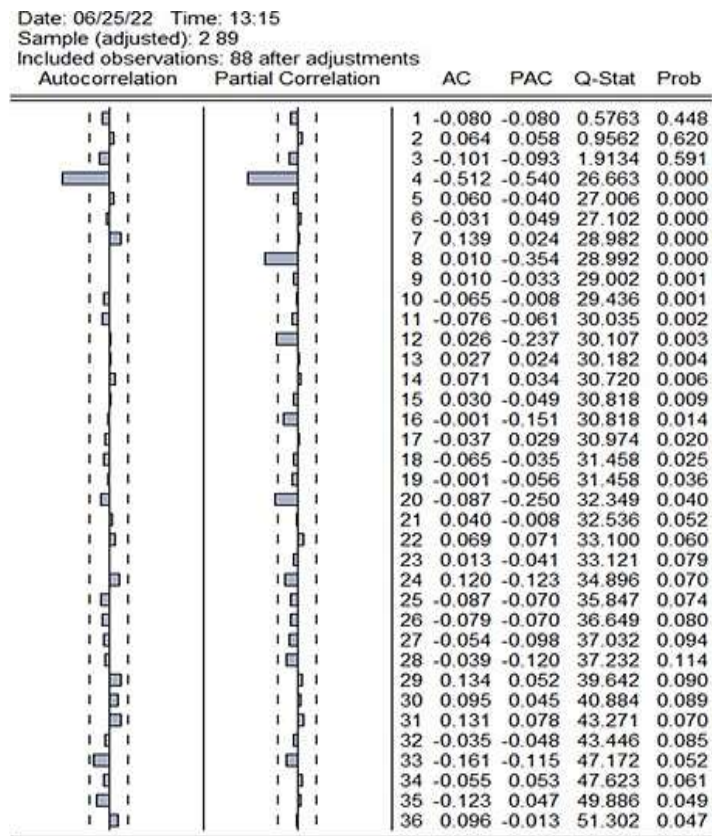
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(2)	-0.418429	0.172306	-2.428409	0.0173
MA(2)	1.000000	237.6593	0.004208	0.9967
SIGMASQ	3.117702	370.9160	0.008405	0.9933
R-squared	0.299373	Mean dependent var		-0.007457
Adjusted R-squared	0.282887	S.D. dependent var		2.121561
S.E. of regression	1.796591	Akaike info criterion		4.110122
Sum squared resid	274.3578	Schwarz criterion		4.194577
Log likelihood	-177.8454	Hannan-Quinn criter.		4.144147
Durbin-Watson stat	2.303171			
Inverted AR Roots	-.00+.65i	-.00-.65i		
Inverted MA Roots	-.00+1.00i	-.00-1.00i		

ADF statistique est de -10.10373 avec un P-value de 0.0000 et que son seuil critique a 1% qui est de -3.510259. Donc on rejette fortement H0 et que la série D(valeur) est stationnaire.

AR(2) est de -0.418429, T-stat est de -2.428409 pour un P-value qui est de 0.0173. MA(2) son coefficient est de 1 avec T-stat qui est de 237.6593 P-value qui est de 0.9967. On remarque que AR et MA ont des racines complexes AR roots et MA roots $(-0.00 \pm 0.65i)$ $(-0.00 \pm 1.00i)$ ce qui nous induits dans des cycles périodiques ou comportements oscillatoires dans la série.

5.1.1.4 Japon



Null Hypothesis: D(VALEUR) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.909360	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.510259	
5% level	-2.896346	
10% level	-2.585396	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(VALEUR,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/25/22 Time: 13:15
 Sample (adjusted): 6 89
 Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(VALEUR(-1))	-1.843393	0.186025	-9.909360	0.0000
D(VALEUR(-1),2)	0.700337	0.158236	4.425904	0.0000
D(VALEUR(-2),2)	0.810826	0.132953	6.098576	0.0000
D(VALEUR(-3),2)	0.759193	0.103935	7.304472	0.0000
C	-0.060850	0.188849	-0.322217	0.7481
R-squared	0.728114	Mean dependent var		0.012458
Adjusted R-squared	0.714348	S.D. dependent var		3.235199
S.E. of regression	1.729098	Akaike info criterion		3.990755
Sum squared resid	236.1925	Schwarz criterion		4.135447
Log likelihood	-162.6117	Hannan-Quinn criter.		4.048920
F-statistic	52.89087	Durbin-Watson stat		1.868756
Prob(F-statistic)	0.000000			

La stat ADF est de -9.909360 avec P -value de 0.000. Le seuil critique à 1% est de -3.510 et donc on rejette H_0 . La série $D(\text{valeur})$ est stationnaire. $D(\text{valeur}(-1))$ le coefficient est -1.843393 avec t -stat -9.91 avec P -value de 0.000. $D(\text{valeur}(-1), 2)$ avec coefficient de 0.700337 T -stat 4.43 à un P -value de 0.000. $D(\text{valeur}(-2),2)$ avec un coefficient 0.810826 T -stat 6.10 avec P -value de 0.000. $D(\text{valeur}(-3),2)$ avec un coefficient de 0.759193, T -stat 7.30 avec P -value de 0.000. le dynamique est fort et persistant avec un modèle de $AR(1)$, $AR(2)$, $AR(3)$.

5.1.2 Résumer les principales constatations

Les résultats de l'analyse ARIMA de l'impact économique de la COVID-19 révèlent une dynamique spécifique :

- Chine : Reprise rapide soutenue par la résilience du secteur manufacturier et des politiques de réponse efficaces, avec un faible pourcentage de variance expliquée par le modèle ARIMA, suggérant le rôle de facteurs externes.

- Japon : Cycles économiques expérimentés et gestion de crise structurée, couverts par le modèle ARIMA, ce qui souligne la nature cyclique de l'économie.

- Canada : Résilient aux chocs externes et aux fluctuations des marchés mondiaux, comme le suggèrent les paramètres MA très élevés du modèle ARIMA.

- États-Unis : Hétérogénéité des impacts et des effets entre les États, les efforts nationaux ne parvenant pas à coordonner la réponse, ce qui rend le modèle ARIMA moins précis pour représenter les dynamiques locales.

5.2 Résultat du modèle des données en panel

5.2.1 Hausman Test

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	5.149789	2	0.0762

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
GDP	41.694675	14.986324	145.987936	0.0271
TOTAL_INFECTED	0.024261	-0.011871	0.000426	0.0801

Comme le statistique du test de Hausman est de 5.149789 et que son P-value est 0.0762. On déduit que le P value est supérieur à 0.05 donc on rejette l'hypothèse nulle. Donc le modèle pertinent dans notre résultat est le modèle a effet aléatoire.

L'étape suivante consistera à estimer le modèle par effet aléatoire.

5.2.1.2 Analyse du modèle à effet aléatoire

R-squared	
Within	0.75
Between	0.39
Overall	0.55
Wald chi2(2)	1.94
Prob	0.0385

Growth		Coefficient	Std. err.	Z	P	LCI	UCI
GDP		5.24894	11.14004	2.1	0.638	-16.5851	27.08301
COVID19 Infected per/million		250.46	198.335	3.4	0.207	-138.27	639.1894
cons		28.55328	59.07422	2.2	0.629	-87.2301	144.3366

D'après les résultats de la régression GLS à effets aléatoires, il est peu probable que la variable infectée par la COVID-19 ait un impact significatif sur la croissance économique dans les quatre pays étudiés (Canada, États-Unis, Japon et Chine). Les coefficients du PIB et de la COVID19infectés par million n'atteignent pas le seuil standard de signification statistique de 0,05, tel qu'indiqué dans leurs p-valeurs. En se basant sur les valeurs du R-carré du modèle, qui incluent un R-carré interne de 0,75 et un R-carré externe de 0,55, on peut constater que ces variables représentent 55% de la variation de la croissance économique. En utilisant le test du chi-carré de Wald, on augmente la signification statistique globale du modèle, ce qui se traduit par une statistique de 1,94 avec 2 degrés de

liberté et une valeur p de 0,0385. Par ailleurs, l'évaluation de σ_u , qui représente la variabilité des effets aléatoires, suggère l'existence de disparités entre les pays en raison de facteurs non observables. Pour conclure, ce modèle soutient fermement une relation statistiquement significative entre le PIB, la COVID-19 infectée par million et la croissance économique dans ces quatre pays. Toutefois, seulement 55 % de l'écart s'explique par le modèle en raison de facteurs qui n'ont pas été pris en considération.

Le résultat du test de B-P-G montre le modèle de données en panel est pertinent.

5.2.2 Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.125965	Prob. F(2,350)	0.8817
Obs*R-squared	0.253906	Prob. Chi-Square(2)	0.8808
Scaled explained SS	28.15703	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/16/23 Time: 09:30

Sample: 1 356

Included observations: 353

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1015812.	833386.7	1.218896	0.2237
GDP	-6633.347	167807.7	-0.039529	0.9685
TOTAL_INFECTED	-63.10024	156.7896	-0.402452	0.6876

R-squared	0.000719	Mean dependent var	728633.1
Adjusted R-squared	-0.004991	S.D. dependent var	10959812
S.E. of regression	10987128	Akaike info criterion	35.27081
Sum squared resid	4.23E+16	Schwarz criterion	35.30367
Log likelihood	-6222.298	Hannan-Quinn criter.	35.28388
F-statistic	0.125965	Durbin-Watson stat	2.027560
Prob(F-statistic)	0.881686		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

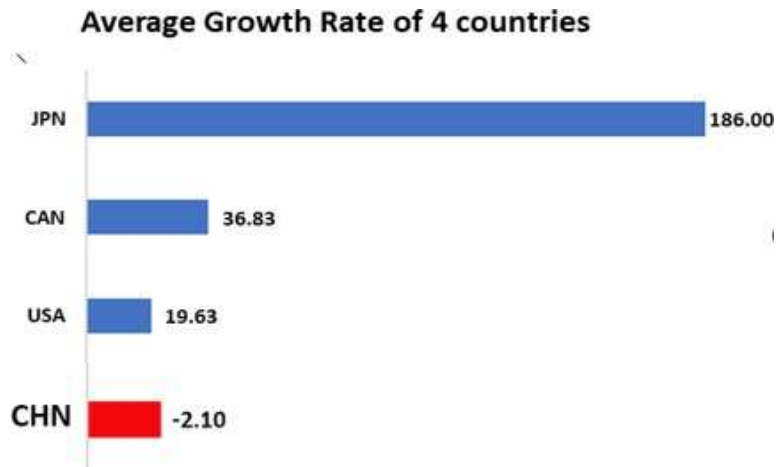
F-statistic	0.028078	Prob. F(2,348)	0.9723
Obs*R-squared	0.056954	Prob. Chi-Square(2)	0.9719

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID
 Method: Least Squares
 Date: 10/16/23 Time: 09:32
 Sample: 1 356
 Included observations: 353
 Presample and interior missing value lagged residuals set to zero.

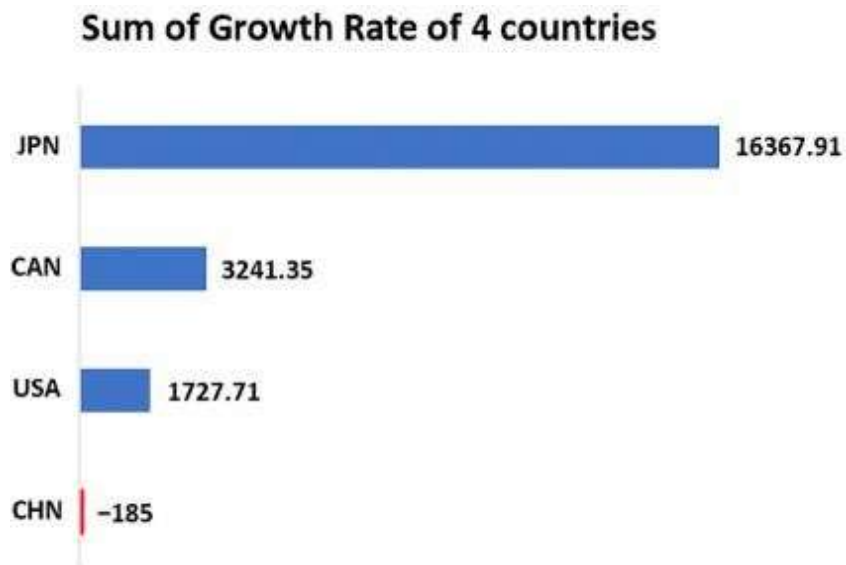
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	0.004324	13.13001	0.000329	0.9997
TOTAL_INFECTED	-9.37E-06	0.012268	-0.000764	0.9994
C	0.028940	65.20523	0.000444	0.9996
RESID(-1)	-0.002355	0.053607	-0.043936	0.9650
RESID(-2)	-0.012426	0.053607	-0.231802	0.8168
R-squared	0.000161	Mean dependent var	-3.15E-14	
Adjusted R-squared	-0.011331	S.D. dependent var	854.8117	
S.E. of regression	859.6410	Akaike info criterion	16.36497	
Sum squared resid	2.57E+08	Schwarz criterion	16.41974	
Log likelihood	-2883.417	Hannan-Quinn criter.	16.38676	
F-statistic	0.014039	Durbin-Watson stat	2.017000	
Prob(F-statistic)	0.999611			

L'hypothèse nulle du test d'hétéroscédasticité est qu'il n'y a pas d'hétéros, de sorte qu'ici la valeur p du test de Breush Pagan est supérieure à 5%, donc nous ne pouvons pas rejeter notre valeur nulle et conclure qu'il n'y a pas de problème d'hétéroscédasticité dans le modèle. D'où que l'hypothèse est nulle est qu'il n'y a pas de problème d'autocorrélation dans le terme d'erreur du modèle, Donc ici, la valeur de test p de Breusch-Godfrey Serial Corrélation LM est supérieure à 5%, donc nous ne pouvons pas rejeter notre valeur nulle et conclure qu'il n'y a pas de problème d'autocorrélation dans le modèle.

La complexité et la dynamique de la réponse économique à l'épidémie ont mené à la décision d'utiliser l'analyse des données des groupes spéciaux pour cette étude. Les aspects transversaux et chronologiques peuvent être intégrés en utilisant la structure de données complète du panel. En raison des nombreux effets de la COVID-19 et de la possibilité de changements régionaux et temporels, les données de panel permettent d'explorer la dynamique complexe en jeu. Il nous permet d'examiner les similitudes dans les réponses de chaque pays à la pandémie, tout en saisissant les différences entre elles, ce qui nous permet d'avoir une connaissance plus complète de l'événement.



D'après la figure ci-dessus, le taux de croissance moyen des quatre pays est de 186,0 au Japon; c'est qui peut expliquer que le Japon se dresser rapidement à relancer son économie ,avec 36,83 au Canada et 19,63 aux États-Unis ces deux pays leur résultat de taux de croissance son positif mais simple, concluant a une reprise au fur et a mesure des effets de relance moins marques, par contre le taux de croissance de la chine est négatif avec -2,10 qui est due au confinement strict impose par l'état .



Le Japon est indéniablement en tête avec une croissance totale de 16 367,91, reflétant une forte dynamique économique, probablement due à une reprise rapide de l'industrie, à des mesures de relance efficaces et à une gestion rigoureuse de la pandémie, permettant la poursuite de l'activité manufacturière. Le Canada, avec 3 241,35, affiche une reprise modérée, soutenue par une politique budgétaire expansionniste et un marché du travail dynamique. Les États-Unis suivent avec 1 727,71, affichant une reprise plus fragile. Enfin, la Chine a enregistré une croissance négative de -185, ce qui représente un impact économique cumulé négatif sur la période.

5.2.3 Modèle de données en panel

$$GDP\ Growth_{it} = \alpha + \beta_1 GDP\ Growth_{i(t-1)} + \beta_2 Covid19\ infected + \mu_{it}$$

5.3 Statistiques récapitulatives

	GROWTH_RAT E	GDP	TOTAL_INFECT ED	COVID_19
Mean	59.93434	3.303419	4203.887	0.101983
Median	-2.873560	2.532050	2916.524	0.000000
Maximum	14366.93	18.30000	18149.30	1.000000
Minimum	-2652.929	-12.41475	0.079000	0.000000
Std. Dev.	856.4523	4.123181	4412.929	0.303056
Skewness	13.75764	0.297042	1.481745	2.630422
Kurtosis	225.2040	4.447219	4.460447	7.919120
Jarque-Bera	737353.8	35.99685	160.5440	762.9834
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	21156.82	1166.107	1483972.	36.00000
Sum Sq. Dev.	2.58E+08	5984.218	6.85E+09	32.32861
Observations	353	353	353	353

Les statistiques descriptives montrent l'idée détaillée de la variable, la première ligne montre le nom de la variable, la deuxième ligne montre les moyennes, la deuxième ligne montre la médiane, la troisième ligne montre le maximum, la ligne suivante montre le

minimum de chaque variable, puis l'écart-type, l'asymétrie, le kurtosis, le test de normalité, La dernière ligne indique le nombre d'observations.

La croissance moyenne est de 59,9 %, avec une dispersion de 856,45, une valeur maximale de 14366 et une valeur minimale de 2652.

La moyenne du PIB s'élève à 3,3, avec un écart-type de 2,5. On observe une valeur maximale de 18,3 et une valeur minimale de -12,4.

Le total moyen des cas de COVID-19 infectés s'élève à 4203, avec un écart-type de 2916, une valeur maximale de 18149 et une valeur minimale de 0,079.

5.4 Matrice de corrélation

	GROWTH_RATE	GDP	TOTAL_INFECTED	COVID_19
GROWTH_RATE	1	0.03139787817881105	0.02839656847426846	0.04511568142701118
GDP	0.03139787817881105	1	0.5325697160796685	0.1528376583655118
TOTAL_INFECTED	0.02839656847426846	0.5325697160796685	1	0.178186341948241
COVID_19	0.04511568142701118	0.1528376583655118	0.178186341948241	1

En utilisant la matrice de corrélation, nous pouvons constater une association positive entre la croissance du PIB et le PIB, ainsi qu'une augmentation du nombre total de personnes infectées par la covid-19. Ainsi, pour confirmer ces résultats, nous allons estimer d'autres modèles de données de panel.

Pour analyser le taux de croissance économique en tant que variable dépendante sur une période donnée, nous nous servons de données trimestrielles. Le PIB des chaque pays sont une variable binaire du COVID-19 infectées par millions pour distinguer les périodes affectées par la pandémie sont inclus dans nos variables indépendantes. Différents effets

spécifiques aux pays non observés sont pris en compte lors de l'estimation de ce modèle de données de panel d'effets aléatoires, produisant des informations robustes et fiables sur les diverses implications économiques du COVID-19 infecté dans différents pays.

5.5 Test de racine unitaire

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Series: GROWTH_RATE
 Date: 10/16/23 Time: 08:41
 Sample: 2000Q1 2022Q1
 Exogenous variables: Individual effects
 User-specified lags: 2
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Total number of observations: 341
 Cross-sections included: 4

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-8.7187	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Intermediate results on GROWTH_RATE

Cross section	2nd Stage Coefficient	Variance of Reg	HAC of Dep.	Lag	Max Lag	Bandwidth	Obs
1	-1.06529	405380	44893.	2	2	17.0	86
2	-1.05714	2.E+06	55699.	2	2	86.0	85
3	-1.02865	153572	51583.	2	2	5.0	85
4	-1.24524	1181.5	89.182	2	2	33.0	85
	Coefficient	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*		Obs
Pooled	-1.11284	-12.222	1.001	-0.520	0.786		341

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Series: GDP
 Date: 10/16/23 Time: 08:49
 Sample: 2000Q1 2022Q1
 Exogenous variables: Individual effects
 User-specified lags: 2
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Total (balanced) observations: 344
 Cross-sections included: 4

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	0.26235	0.6035

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Intermediate results on GDP

Cross section	2nd Stage Coefficient	Variance of Reg	HAC of Dep.	Lag	Max Lag	Bandwidth	Obs
1	-0.51315	4.1639	4.6438	2	2	1.0	86
2	-0.49783	3.5134	4.1181	2	2	3.0	86

3	-0.49956	3.4474	4.4499	2	2	0.0	86
4	-0.28971	5.6407	3.7315	2	2	3.0	86
	Coefficient	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*		Obs
Pooled	-0.44843	-8.910	1.005	-0.520	0.785		344

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)

Series: TOTAL_INFECTED

Date: 10/16/23 Time: 08:50

Sample: 2000Q1 2022Q1

Exogenous variables: Individual effects

User-specified lags: 2

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Total (balanced) observations: 344

Cross-sections included: 4

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	4.92856	1.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Intermediate results on TOTAL_INFECTED

Cross section	2nd Stage Coefficient	Variance of Reg	HAC of Dep.	Lag	Max Lag	Bandwidth	Obs
1	-0.00364	10.185	2134.0	2	2	7.0	86
2	-0.00830	8.8275	1057.5	2	2	7.0	86
3	0.02785	63.401	2517.3	2	2	7.0	86
4	0.00574	621.34	14815.	2	2	7.0	86
	Coefficient	t-Stat	SE Reg	mu*	sig*		Obs
Pooled	0.00262	2.083	1.075	-0.520	0.785		344

L'hypothèse nulle du test de racine unitaire Levin, Lin & Chu est que, la variable est non stationnaire, donc le taux de croissance p est inférieur à 5%, donc nous rejetons notre valeur nulle et concluons que le taux de croissance est stationnaire au niveau et au PIB variable et au COVID-19 n'est pas stationnaire au niveau. Donc, Le taux de croissance variable est stationnaire au niveau, ainsi nous ne pouvons pas aller pour la cointégration, ainsi nous déciderons basé sur le test de Hausman si le modèle d'effet aléatoire est mieux pour nos données ou le modèle d'effet fixe.

CONCLUSION

L'objectif de cette recherche est de mettre en évidence les principales perspectives mondiales liées à la COVID-19 et à son impact sur l'économie canadienne, américaine, japonaise et chinoise. En premier lieu, la pandémie a eu d'importantes répercussions économiques à tous les niveaux, ce qui s'est traduit par une contraction du PIB et une augmentation du taux de chômage. Les secteurs du tourisme et de l'hébergement étaient particulièrement vulnérables, alors que la technologie et la santé étaient résilientes. Sur le plan des efforts de vaccination, les quatre pays ont mené des campagnes importantes, mais dans des différences stratégies de distribution. Les temps difficiles de la pandémie ont été grandement influencés par les mesures gouvernementales et l'approche d'atténuation.

D'un autre côté, l'étude de recherche a également examiné les aspects de culture souple et rigide qui favorisent une réponse efficace à la pandémie. La culture libre du Canada a favorisé la diversité et l'adaptabilité, tandis que les États-Unis contenaient des éléments culturels étroits et vagues. Le Japon a opté pour une culture étroitement contrôlée, mettant l'accent sur la conformité, tandis que la Chine a réussi à équilibrer le collectivisme traditionnel avec les influences modernes. En conséquence, nous pouvons conclure que l'incidence économique de la pandémie de COVID-19 a été profonde et que les réponses ont été façonnées par les mesures gouvernementales et les orientations culturelles. Les résultats mettent en évidence l'importance de la flexibilité et de la capacité d'adaptation face aux crises, chaque pays faisant preuve de résilience et d'innovation d'une manière unique. En se basant sur cette étude de recherche, il est possible de se concentrer sur la gestion de la crise et les efforts de reprise pendant les périodes difficiles de la pandémie.

Le modèle ARIMA a été une ressource précieuse pour faire ressortir les défis économiques complexes que ces pays ont dû relever tout au long de la pandémie. Même si les détails de la réponse de chaque pays varient, des points communs émergent, comme le besoin de flexibilité, de résilience et de prise de décision rapide. La COVID-19 a provoqué un bouleversement radical dans le monde, et il est crucial de comprendre les nombreux récits économiques pour orienter notre avenir vers une résilience et une durabilité.

Grâce à l'analyse des données de panel, nous avons pu mettre en évidence la complexité de ces effets, en prenant en compte à la fois les aspects temporels et spécifiques aux pays. Les résultats mettent en évidence l'importance de politiques économiques adaptées à chaque pays en prenant en compte les enjeux internationaux, tels que l'épidémie de COVID-19. Il est évident qu'une approche unique de la politique économique est insuffisante, car notre analyse met en évidence la diversité des réponses dans ces pays. Lorsqu'ils élaborent des politiques pour favoriser la reprise et accroître la résilience dans un monde postpandémie, les décideurs doivent tenir compte de ces différences.

RÉFÉRENCE

Adrian Fernandez-Perez, Aaron Gilbert, Ivan Indriawan, Nhut H. Nguyen, 2021. COVID-19 pandemic and stock market response: A culture effect.

<https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100454>

Badar Nadeem Ashraf, 2020, Economic impact of government interventions during the COVID-19 pandemic: International evidence from financial markets.

<https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100371>.

Box, G., G. Jenkins, G. Reinsel and G. Ljung, 2015, *Times Series Analysis : Forecasting and Control*. Fifth edition. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey. ISBN 978-1-118-67502-1.

Khan, A., Khan, N., & Shafiq, M. (2021). The Economic Impact of COVID-19 from a Global Perspective. *Contemporary Economics*, 15(1), 64–75.

DOI:10.5709/ce.1897-9254.436

Kim, J. H., Hotez, P., Batista, C., Ergonul, O., Figueroa, J. P., Gilbert, S., ... & Bottazzi, M. E. (2021). Operation Warp Speed: implications for global vaccine security. *Lancet Global Health*, 9(7). DOI: [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(21\)00140-6](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(21)00140-6).

Lyu, J. C., & Luli, G. K. (2021). Understanding the public discussion about the Centers for Disease Control and Prevention during the COVID-19 pandemic using Twitter data: Text mining analysis study. *Journal of Medical Internet Research*, 23(2), doi:10.2196/25108

Md Khairi, L. N. H., Fahrni, M. L., & Lazzarino, A. I. (2022). The race for global equitable access to COVID-19 vaccines. *Vaccines*, 10(8). <https://doi.org/10.3390/vaccines10081306>.

Gelfand, Michele J., Joshua Conrad Jackson, Xinyue Pan, Dana Nau, Dylan Pieper, Emmy Denison, Munqith Dagher, Paul A M van Lange, Chi-Yue Chiu and Mo Wang, 2021 The relationship between cultural tightness–looseness and COVID-19 cases and deaths: a global analysis. DOI: 10.1016/S2542-5196(20)30301-6

Moshfique Uddin, Anup Chowdhury, Keith Anderson, Kausik Chaudhuri, 2021, The effect of COVID – 19 pandemics on global stock market volatility: Can economic strength help to manage the uncertainty? DOI: 10.1016/j.jbusres.2021.01.061

Nishimura, Y., Ochi, K., Tokumasu, K., Obika, M., Hagiya, H., Kataoka, H., & Otsuka, F. (2021). Impact of the COVID-19 pandemic on the psychological distress of medical students in Japan: cross-sectional survey study. *Journal of medical Internet research*, 23(2), doi: 10.2196/25232.

Oshitani, H. (2020). Cluster-based approach to coronavirus disease 2019 (COVID-19) response in Japan—February–April 2020. *Jpn J Infect Dis*, 73(6), 491-3.

DOI: 10.7883/yoken.JJID.2020.363.

Warwick McKibbin and Roshen Fernando, 2020, The Global Macroeconomic Impacts of COVID-19: Seven Scenarios. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3547729>

Yunus Gokmen, Cigdem Baskici, Yavuz Ercil, 2021, The impact of national culture on the increase of COVID-19: A cross-country analysis of European countries.

DOI: 10.1016/j.ijintrel.2020.12.006