

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ESTIMATION DE VARIABLES MACROÉCONOMIQUES QUÉBÉCOISES
ET GUADELOUPÉENNES À PLUS HAUTE FRÉQUENCE.

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

CHRISTOPHE NOBILA WENDYAM OUEDRAOGO

DÉCEMBRE 2025

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

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

REMERCIEMENTS

La réalisation de ce mémoire n'aurait pas été possible sans le soutien, la bienveillance et les encouragements de nombreuses personnes à qui j'exprime ici ma profonde gratitude.

Je tiens tout d'abord à remercier chaleureusement mes directeurs de mémoire, les professeurs Dalibor Stevanovic et Alain Guay, pour leur encadrement rigoureux, leur disponibilité généreuse et la qualité de leurs conseils scientifiques. Leur expertise et leur patience ont été déterminantes dans l'élaboration et l'aboutissement de ce travail. Mes remerciements vont également au professeur Alain Maurin de l'Université des Antilles et de la Guyane, dont l'aide précieuse dans la transmission des données économiques relatives à la Guadeloupe a considérablement enrichi cette recherche. Je souhaite aussi exprimer ma reconnaissance à mes camarades de promotion et amis, Armel Henri Compaore et Aboubacar Sidik Toure, pour leur solidarité constante, nos discussions stimulantes et leur présence rassurante tout au long de cette formation. Leur esprit de collaboration a grandement contribué à rendre ce parcours plus enrichissant.

Un remerciement tout particulier à Jizlia Nadie, mon amie précieuse, pour son soutien indéfectible durant les périodes de doute et d'épuisement. Sa bienveillance, son écoute et sa foi en mes capacités ont été des piliers essentiels dans les moments les plus éprouvants de ce parcours académique.

Enfin, mes pensées les plus tendres vont à mes parents et mes frères, dont l'amour, la patience et les encouragements constants ont toujours été une source de force et d'inspiration. Ce mémoire est le fruit de leur appui inconditionnel.

À toutes ces personnes, je dédie ce travail avec reconnaissance et humilité.

TABLE DES MATIÈRES

Remerciements	1
LISTE DES TABLEAUX	3
LISTE DES FIGURES	5
Résumé	1
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE	5
1.1 Évolution des méthodes de désagrégation temporelle dans le temps	5
1.2 Travaux de trimestrialisation du PIB annuel réel	10
CHAPITRE II MÉTHODOLOGIE	15
2.1 La méthode de Chow et Lin, Litterman et Fernandez	15
2.2 Une approche dynamique de la méthode de Chow et Lin	19
2.3 Les nouvelles approches basées sur MIDAS	22
CHAPITRE III DONNÉES	30
CHAPITRE IV RÉSULTATS	42
CHAPITRE V CONCLUSION	61

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
3.1 Test de racine unitaire	35
3.2 Corrélation entre les taux de variation des variables annuelles québécoises sur la période 1982-2019	36
3.3 Corrélation entre les taux de variation des variables annuelles gadeloupéennes sur la période 1994-2020	36
3.4 Régressions annuelles entre les variations du PIB et les variables indicatrices	40
4.1 Valeur des poids attribués pour chaque trimestre et valeur du coefficient autorégressif pour les modèles midas et midasAR1 (variable explicative : emploi industriel).	45
4.2 Valeur des poids attribués pour chaque trimestre et valeur du coefficient autorégressif pour les modèles midas et midasAR1 (variable explicative : permis de construction en différence).	46
4.3 Valeur des poids attribués pour chaque trimestre et valeur du coefficient autorégressif pour les modèles midas et midasAR1 (variable explicative : commandes manufacturières en différence).	47
4.4 Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2019, variable explicative : emploi industriel	48
4.5 Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2019, variable explicative : permis de construction	49
4.6 Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2019, variable explicative : commandes manufacturières	50
4.7 Corrélation entre les séries trimestrielles estimées en différence du PIB réel du Québec avec comme variables indicatrices les variables "emploi", "Construction" et "manufacture" sur la période 1983-2019.	51
4.8 Test de racine unitaire	51

4.9	Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2022, variable explicative : emploi industriel	53
4.10	Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2022, variable explicative : permis de construction	53
4.11	Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2022, variable explicative : commandes manufacturières	53
4.12	Valeur des poids attribués pour chaque trimestre et valeur du coefficient autorégressif pour les modèles midas et midasAR1 (variable explicative : ODM).	56
4.13	Corrélation entre les séries trimestrielles estimées en différence du PIB réel de la Guadeloupe avec comme variable explicative ODM sur la période 1995-2020	57
4.14	Valeur des poids attribués pour chaque trimestre et valeur du coefficient autorégressif pour les modèles midas et midasAR1 (variable explicative : TVA).	59
4.15	Corrélation entre les séries trimestrielles estimées en différence du PIB réel de la Guadeloupe avec comme variable explicative TVA sur la période 1995-2020	59
4.16	Corrélation entre les séries trimestrielles estimées en différence du PIB de la Guadeloupe avec comme variables explicatives les variables "ODM" et "TVA" sur la période 1995-2020.	60
4.17	Corrélation entre les séries construites avec la variable ODM et celle construite avec la variable TVA, respectivement selon chaque méthode employée.	60

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1 Variables trimestrielles et PIB annuel du Québec de 1982 à 2019 .	32
3.2 Variables trimestrielles et PIB annuel de la Guadeloupe de 1994 à 2020	33
3.3 Variables trimestrielles et PIB annuel en différence première du Québec de 1983 à 2019	38
3.4 Variables trimestrielles et PIB annuel en différence première de la Guadeloupe de 1995 à 2020	39
4.1 PIB réel trimestriel du Québec construit en différence avec la variable indicatrice "emploi" en différence sur la période 1983-2019 .	44
4.2 PIB réel trimestriel du Québec construit en différence première avec la variable explicative "construction" en différence sur la période 1983-2019	45
4.3 PIB réel trimestriel du Québec construit en différence première avec la variable indicatrice "manufacture" en différence sur la période 1983-2019	46
4.4 PIB réel trimestriel de la Guadeloupe construit en différence première avec la variable indicatrice "ODM" en différences présenté conjointement avec le PIB annuel sur la période 1995-2020	55
4.5 PIB réel trimestriel de la Guadeloupe construit en différence première avec la variable indicatrice "TVA" en différences sur la période 1995-2020	56

RÉSUMÉ

Les données macroéconomiques trimestrielles jouent un rôle central dans l'analyse précise du cycle économique. Ainsi, la disponibilité de séries temporelles à haute fréquence est essentielle. Au fil du temps, différentes méthodes de désagrégation temporelle, qui consistent à construire des estimations de haute fréquence à partir de séries de plus basse fréquence, ont été développées. On peut notamment citer la méthode de Chow et Lin (1971), à partir de laquelle une multitude d'approches de désagrégation temporelle ont été élaborées. Guay et Maurin (2015) ont ainsi proposé une procédure de désagrégation plus flexible que les méthodes traditionnelles, qu'ils ont prolongée par une extension dynamique. Dans ce mémoire, nous construisons, à l'aide de ces différentes méthodes, des estimations trimestrielles du PIB réel annuel du Québec et de la Guadeloupe, cette dernière ne disposant pas à ce jour de données officielles pour le PIB trimestriel. Avant d'appliquer ces méthodes, nous analysons les variables explicatives qui seront employées dans les modèles, car la qualité et la précision des estimations dépendent directement de leur choix. Les résultats obtenus pour le Québec montrent que les méthodes classiques (Chow–Lin, Fernandez, Litterman, Santos-Silva et Cardoso) produisent des séries fortement corrélées avec le PIB trimestriel publié par l'ISQ, tandis que les approches MIDAS offrent des performances globalement comparables lorsque l'indicateur est bien choisi. Dans le cas de la Guadeloupe, les estimations fondées sur l'octroi de mer et la TVA fournissent une trajectoire infra-annuelle cohérente du PIB réel, l'octroi de mer apparaissant comme l'indicateur le plus informatif. Enfin, à partir des séries trimestrielles construites, nous évaluons la performance des différentes méthodes par des analyses de corrélation et d'erreur de prévision, ce

qui permet de comparer systématiquement les approches traditionnelles et celles basées sur MIDAS.

INTRODUCTION

La désagrégation temporelle des séries économiques est devenue un enjeu majeur pour les instituts statistiques nationaux à travers le monde. En effet, disposer de séries économiques à plus haute fréquence, telles que trimestrielles ou encore mensuelles, permet une analyse économique plus précise pour une prise de décision éclairée. La production de comptes trimestriels se fait rare dans les pays en développement. De plus, même certains pays développés constitués de provinces présentent des lacunes similaires. Par exemple, la Guadeloupe ne produit pas de comptes trimestriels du PIB, et plusieurs provinces canadiennes — à l'exception du Québec et de l'Ontario — se trouvent dans la même situation. Pour mieux comprendre la dynamique des cycles économiques, des institutions telles que le National Bureau of Economic Research (NBER) aux États-Unis ont commencé à collecter des données trimestrielles ou mensuelles dans les premières décennies du 20^e siècle. Dans le cadre de l'étude des récessions économiques, plusieurs analystes économiques considèrent une certaine définition de la récession économique : selon Fayolle (1993), la récession est considérée comme une baisse consécutive du produit intérieur brut réel sur deux trimestres ou plus à l'échelle d'un pays ou d'une province ; cela souligne donc l'importance de posséder des comptes trimestriels. Pour répondre à cette difficulté structurelle, les chercheurs ont progressivement développé à partir des années 1950 les premières méthodes formelles de désagrégation temporelle. C'est ainsi qu'a été développée l'une des méthodes les plus populaires, la méthode de Chow et Lin (1971). Cette méthode utilise un modèle de régression linéaire pour désagréger les données annuelles en données trimestrielles ou mensuelles en tenant compte d'indicateurs disponibles à

haute fréquence. On distingue principalement deux types de méthodes de désagrégation temporelle : celles basées sur les indicateurs qui doivent être disponibles à la fréquence à laquelle on veut désagréger notre série et avoir un fort lien économique avec cette dernière et celles fondées sur des contraintes de lissage qui reposent sur des techniques de minimisation des écarts, cherchant à lisser les séries tout en respectant les contraintes imposées par les agrégats annuels ; par exemple, on peut noter la méthode de Denton (1971) qui minimise les écarts quadratiques entre les valeurs désagrégées et un indicateur de haute fréquence, tout en correspondant aux totaux annuels. D'autres méthodes suivront celle de Chow-Lin en apportant quelques spécifications à cette dernière. On compte notamment la méthode de Fernandez (1981), qui a proposé une extension de la méthode de Chow-Lin dans le but de traiter spécifiquement les séries temporelles non stationnaires, ainsi que Litterman (1983) qui adapte des techniques de filtrage de Kalman pour la désagrégation temporelle en prenant en compte l'autocorrélation dans les résidus. Santos Silva et Cardoso (2001), eux, proposent une méthode dynamique de Chow-Lin pour effectuer la désagrégation temporelle de séries temporelles.

Dans cette perspective, le Québec constitue un terrain d'étude pertinent, puisqu'il dispose de comptes trimestriels officiels publiés depuis 1982. En effet, l'Institut de la Statistique du Québec (ISQ) a débuté la production des comptes trimestriels du Québec en 1982 en utilisant, comme méthode de désagrégation temporelle, la méthode de Ginsburgh (1973) modifiée par Carufel et Lizotte (1982) ; c'est une méthode qui s'apparente à celle de Chow et Lin. Nous avons donc choisi le Québec comme région d'étude car elle fait partie des seules provinces avec l'Ontario qui disposent de séries trimestrielles du PIB réel. Aussi, on répertorie quelques articles qui produisent des estimations trimestrielles du PIB réel du Québec ; nous permettant ainsi d'obtenir des informations essentielles pour notre étude. Dans

ce mémoire, nous allons explorer deux nouvelles méthodes de désagrégation temporelle qui reposent sur le modèle MIDAS (Mixed data Sampling) proposée par Ghysels *et al.* (2007). Ce modèle permet d'établir des systèmes de régression avec des variables dépendante et explicative de fréquences différentes. Cette dernière a la particularité de faire intervenir des poids flexibles dans les observations de la variable explicative, ce qui permet de prendre en compte les effets saisonniers et de calendrier dans les données. La méthode MIDAS est essentiellement utilisée pour effectuer des prévisions dans la littérature existante. Cependant, Guay et Maurin (2015) exploitent les apports bénéfiques de cette méthode pour développer de nouvelles approches de désagrégation temporelle. Ils proposent un modèle simple bivarié statique (MIDAS) et un autre dynamique (MIDASAR1) basés sur MIDAS. Ces modèles, n'ayant pas encore été testés sur des données réelles, seront utilisés pour désagréger le PIB annuel réel de la province du Québec du Canada ainsi que le PIB annuel réel de la Guadeloupe, qui ne dispose pas encore de données sur le PIB trimestriel. Nous souhaitons tester la performance de ces nouveaux modèles afin d'explorer de nouvelles possibilités en matière de désagrégation temporelle. L'Institut de la Statistique du Québec (ISQ) produit depuis 1982, le produit intérieur brut réel trimestriel du Québec ; il sera intéressant de comparer les différents PIB trimestriels construits à l'aide des méthodes de Chow-Lin, Fernandez, Santos Silva-Cardoso, Litterman, MIDAS et MIDASAR1 avec celui que produit l'ISQ. L'estimation des séries trimestrielles du PIB du Québec est marquée par le choix des variables indicatrices ou explicatives, qui doivent avoir un fort lien avec la variable à désagréger, car elles jouent un rôle important sur la précision des résultats obtenus. Cette différence structurelle justifie l'utilisation d'indicateurs adaptés à l'économie guadeloupéenne et motive la construction d'estimations trimestrielles spécifiques pour cette région.

Notre travail est organisé comme suit : le chapitre I fait état de la littérature existante sur la désagrégation temporelle. Le chapitre II présente les différentes approches méthodologiques employées pour réaliser notre étude. Ensuite, le chapitre III présente les données utilisées ainsi que les différentes transformations qui leur ont été appliquées. Dans le chapitre IV, nous exposons les résultats obtenus issus des estimations effectuées et appliquons des tests de robustesse sur ces dernières. Les conclusions sont présentées dans le dernier chapitre.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans cette section, nous présenterons dans une vue d'ensemble la littérature existante sur les méthodes de désagrégation temporelle au fil du temps ainsi que leurs applications sur des données réelles dans le but de construire des comptes trimestriels nationaux à travers le monde. Afin de situer notre contribution dans les travaux existants, nous commençons par établir un portrait de l'évolution des méthodes de désagrégation temporelle au fil des années.

1.1 Évolution des méthodes de désagrégation temporelle dans le temps

Nous avons mentionné plus haut les deux principaux types de méthodes de désagrégation temporelle qui existent, à savoir les méthodes basées sur les indicateurs et les méthodes de lissage. Pour notre étude, nous nous intéressons principalement à la première catégorie. Les premiers travaux empiriques de désagrégation temporelle ont débuté dans la deuxième moitié du 20^e siècle.

Les méthodes basées sur les indicateurs, comme l'indique le nom, font appel à des variables explicatives que l'on suppose intimement liées à la variable que l'on

veut désagréger et doivent être disponibles à la haute fréquence à laquelle on souhaite effectuer la désagrégation. Toutes les méthodes de désagrégation temporelle de ce type ont la même structure. Supposons que nous voulons désagréger une variable annuelle en une variable trimestrielle ; nous devons disposer d'au moins une variable explicative qui a des valeurs observées trimestrielles que l'on peut agréger en valeurs annuelles en effectuant une somme ou une moyenne. Ensuite, on établit une relation annuelle entre la variable à désagréger et la variable explicative agrégée en s'assurant que le modèle utilisé est assez bien spécifié ; de là, on obtient des paramètres que l'on transfère dans la relation trimestrielle. L'avant-dernière étape est de construire les estimés trimestriels à partir des résidus annuels de la relation annuelle. Il ne reste plus qu'à rajouter ces estimés trimestriels des résidus à la relation trimestrielle pour trouver les estimés trimestriels de la variable annuelle. Ainsi, les méthodes basées sur les indicateurs vont généralement différer sur la façon de déterminer les estimés des résidus trimestriels et le choix du modèle pour établir la relation annuelle.

L'article de Chow et Lin (1971) constitue une référence majeure dans la littérature sur la désagrégation temporelle, car ils ont apporté une base solide sur laquelle d'autres méthodes naîtront par la suite. En effet, Chow et Lin (1971) ont apporté des solutions novatrices pour effectuer de l'interpolation, de la distribution et de l'extrapolation. L'interpolation concerne les variables de stock, la distribution, les variables de flux, tandis que l'extrapolation considère à la fois les variables de flux et de stock. Pour illustrer ces concepts, supposons que nous disposons de variables de stock annuelles. L'interpolation permet d'obtenir les valeurs trimestrielles de ces variables de stock, ce qui revient à déterminer les valeurs des trois premiers trimestres de chaque année, car la valeur du dernier trimestre correspond à la valeur annuelle de la variable de stock que l'on veut désagréger.

La distribution est utilisée pour désagréger les variables de flux comme le PIB réel annuel. Cette technique que nous utilisons pour notre étude détermine les valeurs des quatre trimestres de chaque année en s'assurant que leur agrégation corresponde à la valeur observée pour l'année en question. Quant à l'extrapolation, il s'agit d'estimer les premières séries trimestrielles hors de l'échantillon des variables annuelles dont on dispose. Friedman (1962) avait étudié ces thèmes en mettant en avant le problème de l'interpolation et a suggéré que l'analyse de régression utilisée pour le cas de l'interpolation puisse être étendue aux problèmes de distribution et d'extrapolation. Chow et Lin (1971) vont par la suite proposer un traitement unique pour les trois problèmes et produire donc trois estimateurs non biaisés pour l'interpolation, la distribution et l'extrapolation.

Après cette contribution fondatrice, plusieurs auteurs chercheront à adapter la méthode aux cas où les séries présentent une non-stationnarité structurelle. C'est dans ce contexte que Fernandez (1981) propose une extension de la méthode de Chow et Lin (1971), conçue pour désagréger des séries temporelles non stationnaires, c'est-à-dire des séries avec des tendances stochastiques. Cette méthode, à la différence de Chow et Lin (1971), considère que la série trimestrielle des résidus suit un processus de marche aléatoire. L'approche parvient à reproduire les variations à haute fréquence de manière plus fidèle dans le contexte des séries non stationnaires.

Dans la continuité des limites soulevées au sujet du traitement de la corrélation sérielle par Fernández, Litterman (1983) propose une légère modification de l'approche de Fernandez (1981) pour apporter des améliorations à la méthode initiale de Chow et Lin. Il suggère que sa nouvelle méthode devrait mieux tenir compte de la corrélation sérielle dans les résidus que les autres méthodes. En effet, Litterman trouve que le modèle de Fernandez retire toute corrélation sérielle des

résidus quand le modèle est correctement spécifié. Dans de multiples applications de la procédure de Fernandez, Litterman trouve que ce filtre particulier ne retire pas toute corrélation sérielle. Fernandez a donc suggéré que dans ce type de cas, on devrait filtrer en première étape les données avant d'appliquer sa procédure. Pour pallier cette tâche supplémentaire, Litterman propose d'utiliser un processus de marche aléatoire pour définir les résidus ainsi qu'un processus auto-régressif d'ordre 1 sur le terme d'erreur des résidus tandis que, dans le cas de la procédure de Fernandez, ce dernier est un bruit blanc.

Outre ces développements théoriques, il est important de considérer les méthodes effectivement utilisées par les instituts statistiques. L'Institut de la statistique du Québec (ISQ), par exemple, applique la méthode de Ginsburgh modifiée par Carufel et Lizotte (1982) qui est une extension de la méthode de Ginsburgh (1973). En effet, Kabore (2014) reproduit cette méthode sur des données québécoises et explique qu'après avoir effectué un test de qualité d'ajustement de la régression annuelle avec la méthode de Ginsburgh modifiée et d'autres méthodes (notamment celles de Chow et Lin (1971) et de Ginsburgh (1973)), Carufel et Lizotte arrivent à la conclusion que les erreurs d'estimation commises en utilisant leur méthode sont en général comparables, sinon inférieures, à celles correspondant aux autres méthodes. La méthode de Ginsburgh modifiée est employée pour produire les données qui sont publiées dans les comptes économiques trimestriels récents du Québec par l'ISQ. La méthode de Ginsburgh et celle modifiée sont toutes les deux des méthodes basées sur des indicateurs ; d'ailleurs, l'une des variables les plus utilisées par l'ISQ pour faire de la trimestrialisation est l'indice de production industrielle. La méthode de Ginsburgh se distingue de celle de Chow et Lin sur la détermination des résidus trimestriels ; Ginsburgh estime d'abord la relation annuelle par moindres carrés ordinaires puis détermine les résidus trimestriels par minimisation d'une forme quadratique des résidus trimestriels sous contraintes que l'agrégation de ces derniers correspond aux valeurs des résidus annuels. Ce-

pendant, cette méthode présente une certaine limite dans les estimations ; elle fait fi de la première observation des résidus dans le processus de minimisation de la forme quadratique des résidus. Pour pallier ce problème, Carufel et Lizotte vont modifier la structure de la minimisation quadratique des résidus de Ginsburgh pour déterminer une équation de la valeur initiale des résidus trimestriels. Les auteurs ont, par ailleurs, démontré que la méthode de Ginsburgh telle que modifiée est équivalente à la méthode de Chow-Lin appliquée au cas où les résidus trimestriels suivent le processus stochastique de Wiener (processus utilisé dans l'analyse du mouvement brownien).

Bien que ces approches reposent toutes sur des modèles statiques, une limite importante subsistait. Plus de 25 ans après Chow et Lin, Santos Silva et Cardoso (2001) introduisent ainsi un modèle qui met en avant une approche dynamique de la méthode de Chow et Lin qui jusque-là n'était applicable qu'à des modèles statiques. Les auteurs expliquent que les modèles dynamiques sont la meilleure façon de modéliser les séries temporelles et donc se limiter à des modèles statiques pourrait conduire à des erreurs de spécification. Particulièrement, ils pensent que l'utilisation de modèles statiques engendre l'apparition d'auto-corrélation dans les résidus, d'où l'effort de certains auteurs pour contrer ce problème. Ils introduisent donc un moyen simple d'appliquer l'approche de Chow et Lin en utilisant des modèles dynamiques. Ils suggèrent que leur méthode est adéquate pour la désagrégation lorsque la variable à désagréger et les indicateurs utilisés sont stationnaires ou cointégrés.

Enfin, nous citons l'article de Guay et Maurin (2015) dans lequel ils proposent une nouvelle méthode, basée aussi sur les indicateurs, qui s'inspire de la méthode MIDAS (Mixed Data Sampling) élaborée elle-même par Ghysels *et al.* (2007). Ces derniers ont permis de réaliser des régressions avec des variables de fréquence différente en appliquant des poids flexibles aux observations des variables explicatives par rapport à leur positionnement dans l'échelle de temps. En effet, la nouvelle

approche développée par Guay et Maurin est une inspiration du modèle MIDAS pour la réalisation de désagrégation temporelle. Les auteurs ont proposé un modèle statique et dynamique inspiré de MIDAS ; les poids flexibles alloués aux variables indicatrices permettent de prendre en compte la saisonnalité et les effets de calendrier sans imposer pour autant, par exemple, que la caractéristique saisonnière de la série agrégée est proportionnelle à celle des indicateurs, une hypothèse sous-jacente des procédures existantes. Ayant effectué plusieurs simulations, ils ont pu montrer que lorsqu'on attribue des poids flexibles aux variables indicatrices pour déterminer les valeurs réelles, de toutes les différentes méthodes existantes telles que Chow et Lin, Litterman, Fernandez, leurs nouvelles approches produisaient de meilleurs résultats, c'est-à-dire que leurs estimés présentaient une plus forte corrélation avec les valeurs réelles et une erreur quadratique moyenne plus faible que celle des autres méthodes. Mais avec des poids constants, elles présentent des résultats similaires aux autres méthodes classiques. Aucun article ne fait état de l'utilisation de ces nouvelles approches sur données réelles, c'est pourquoi nous explorerons cette nouvelle option en termes de désagrégation temporelle dans notre mémoire en l'appliquant sur les données québécoises et guadeloupéennes en comparaison des méthodes classiques.

1.2 Travaux de trimestrialisation du PIB annuel réel

En complément à cette revue méthodologique, il est instructif d'examiner les travaux appliqués ayant construit des estimés trimestriels du PIB dans différents pays. Dans la littérature, plusieurs travaux pour construire le PIB trimestriel de certains pays ou régions dans le monde à travers les méthodes de désagrégation temporelle ont vu le jour. Dans cette section, nous allons mettre en lumière quelques articles afin de mieux contextualiser notre étude.

On peut citer l'article d'Abeyasinghe et Rajaguru (2004), dans lequel les auteurs construisent des estimés trimestriels réels du PIB pour la Chine et les quatre pays principaux de l'ASEAN (Association des nations de l'Asie du Sud-Est), en termes de développement économique, que sont l'Indonésie, la Malaisie, les Philippines et la Thaïlande. Ces pays sont souvent regroupés sous le terme d'"ASEAN4" dans les études économiques et analyses régionales pour souligner leurs rôles significatifs dans la croissance de l'Asie du Sud-Est, en raison de leur taille et de leur potentiel économique comparativement aux autres membres de l'ASEAN. L'influence économique grandissante de ces différents pays accroît la nécessité d'évaluer les liens économiques qui existent entre ces derniers et les autres économies à travers le monde. Cependant, les analystes font face à un manque de séries temporelles de haute fréquence pour quantifier ces liens. Les auteurs ont employé la méthode bien connue de Chow et Lin pour construire le PIB trimestriel réel de chacun de ces pays ; pour des résultats cohérents, ils ont utilisé des indicateurs qui caractérisent convenablement l'économie de chaque pays, car il est important d'utiliser des variables explicatives qui ont un fort lien économique avec la variable à désagréger. Comme exemple, dans le cas de la Chine, ils ont utilisé comme indicateurs la masse monétaire (M1) et les échanges avec l'extérieur (importations et exportations) tandis que pour l'Indonésie, ils privilégient des indices sur la production minière et manufacturière.

Au-delà de l'Asie, les économies insulaires constituent un autre contexte où les données trimestrielles sont souvent absentes. En effet, plusieurs économies insulaires ne disposaient pas ou ne disposent toujours pas de données trimestrielles sur le PIB, comme c'est le cas de la Guadeloupe. Certains pays des Caraïbes ont déjà fait la tentative en construisant des données trimestrielles estimées du PIB à partir des méthodes d'interpolation/distribution. C'est le cas des travaux de Denny (1997) pour la Barbade, de Shelton *et al.* (1995) pour la Trinité-et-Tobago, d'Allen (2002), Serju (2004) pour la Jamaïque, et Cayemitte (2007) pour les pays

de la CARICOM.

C'est dans ce contexte que Perry (2006) va utiliser l'approche de Chow et Lin pour désagréger trimestriellement le PIB annuel de Tobago. En effet, les îles de Trinité-et-Tobago forment une seule nation depuis 1899. Cependant, la population de Tobago étant plus petite et moins représentative que celle de Trinité, il y a eu un manque d'efforts par l'institut statistique national pour produire des données annuelles cohérentes sur l'économie de Tobago, ce qui biaise les informations sur la contribution économique de Tobago au PIB annuel national. Le but de l'auteur a été de déterminer des estimés annuels consistants du PIB de la région insulaire de Tobago et de construire des estimés trimestriels du PIB à partir d'indicateurs sur l'agriculture et certains secteurs gouvernementaux. Ces résultats lui ont permis d'évaluer de manière plus efficace la contribution de l'île de Tobago dans le PIB annuel de la nation.

Il est pertinent d'examiner les différentes problématiques auxquelles font face les économies insulaires, étant donné que nous allons effectuer la trimestrialisation du PIB de la Guadeloupe.

Dans la même perspective, Cayemitte (2010) construit le PIB trimestriel réel d'Haïti sur la période allant de 1971 à 2008 en utilisant trois approches bien connues sous le nom de benchmark que sont celles de Chow et Lin, Litterman et Fernandez dont les deux dernières sont essentiellement basées sur la première. Haïti ne disposant pas d'un nombre suffisant d'indicateurs de haute fréquence pour les travaux de désagrégation, l'auteur fera le choix entre deux indicateurs ; il s'agit de l'indice général de l'activité commerciale et l'indice de la production industrielle. Le premier indicateur est considéré comme un indicateur cible car il est relatif au secteur ayant la plus forte contribution en termes de valeur ajoutée. Néanmoins, l'indice de production industrielle s'avère plus approprié pour

représenter les fluctuations économiques, non seulement pour sa corrélation relativement élevée avec le PIB mais aussi pour sa disponibilité sur une période assez longue. L’auteur a donc choisi l’indice de production industrielle comme variable explicative pour désagréger le PIB annuel d’Haïti. Ils montrent par la suite que la méthode de Chow et Lin permet d’obtenir des résultats plus robustes par rapport aux deux autres approches. En effet, Cayemitte teste la robustesse des résultats en s’appuyant sur les travaux de Marcellino (1999) qui propose que les propriétés d’intégration et de cointégration demeurent similaires quoi que le niveau de désagrégation temporelle des variables. Cet article permet de comprendre l’importance du choix des indicateurs mais également d’être en mesure d’évaluer la performance des méthodes employées pour la trimestrialisation.

Pour explorer un peu plus les travaux de désagrégation temporelle à travers le monde, on retient également l’article de Rashid et Jehan (2013) qui ont construit des estimés pour le PIB trimestriel du Pakistan et d’autres indicateurs économiques que sont les dépenses d’investissement et les dépenses du gouvernement. Ils utilisent la méthode de Denton et la méthode de Chow-Lin ; la première est une méthode de lissage tandis que la deuxième est une méthode de corrélation. Ils trouvent que les deux méthodes employées aboutissent à des résultats qui présentent des tendances similaires, quel que soit l’indice trimestriel considéré.

Le Québec étant l’une des régions considérées dans notre étude, il est intéressant de faire un contour des travaux de trimestrialisation du PIB dans cette région. On ne retient qu’un article pertinent ; celui de Fortin *et al.* (2022) qui est une extension au mémoire de Kabore. Les auteurs vont déterminer le PIB trimestriel du Québec et effectuer une analyse du cycle économique pour la période de 1948 à 1980. Durant cette période, le Québec ne construisait pas encore d’indica-

teurs économiques de haute fréquence tels que le PIB trimestriel. Cet article est pertinent car les auteurs utilisent la méthode de Ginsburgh modifiée par Carufel et Lizotte (1982) qui est l'une des méthodes qu'emploie l'Institut de la Statistique du Québec pour ses exercices de désagrégation. Cependant, par manque de disponibilité des données, ils utiliseront des variables explicatives autres que celles qu'utilise l'ISQ habituellement, qui est l'indice de production industrielle. Les auteurs utiliseront donc un indice sur l'emploi industriel, la valeur du commerce de détail et le PIB réel américain ; ils ne retiennent que ces derniers après avoir vérifié qu'ils soient significatifs et cointégrés. Cet article est essentiel dans notre étude, notamment pour le choix des indicateurs qui seront utilisés pour la trimestrialisation dans le cas du Québec et les analyses sous-jacentes qui ont été apportées.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE

Dans ce chapitre, nous présentons de manière détaillée les différentes méthodes utilisées pour effectuer la trimestrialisation du PIB réel annuel du Québec et du PIB annuel de la Guadeloupe, ainsi que le cadre général dans lequel elles s'appliquent. Il s'agit des méthodes de Chow et Lin (1971), Fernandez (1981), Litterman (1983), Santos Silva et Cardoso (2001), ainsi que des modèles basés sur MIDAS développés par Guay et Maurin (2015). Ainsi, on pourra entrevoir les différences, mais aussi les similarités qui se trouvent entre ces différentes méthodes.

2.1 La méthode de Chow et Lin, Litterman et Fernandez

La méthode de Chow et Lin est une référence parmi les méthodes de désagrégation temporelle. En effet, elle représente le fondement des différentes techniques qui seront employées dans notre étude.

Considérons un vecteur Y_a de dimension $n \times 1$, qui représente la variable annuelle que l'on veut trimestrialiser, où n désigne le nombre d'années observées. Il faut donc disposer d'un vecteur trimestriel X de dimension $4n \times 1$ (où $N = 4n$ représente le nombre total d'observations trimestrielles), qui représente la variable explicative dont les valeurs observées sont trimestrielles. On suppose que la va-

riable explicative a un fort lien économique avec la variable à désagréger. Soit la variable $X_a = CX$ qui résulte de l'agrégation (par la somme ou la moyenne) de la variable X . Dans le cas d'une agrégation par moyenne, C est multipliée par 0,25.

L'équation qui permet d'obtenir les estimations trimestrielles du PIB est la suivante :

$$\hat{Y} = X\hat{\beta} + VC'(CVC')^{-1}\hat{u}_a, \quad (1)$$

où $\hat{Y}$ est le vecteur trimestriel estimé de dimension $4n \times 1$, $\hat{u}_a = Y_a - X_a\hat{\beta}$ est un vecteur ($n \times 1$) des résidus annuels estimés, et $\hat{\beta}$ est l'estimateur des moindres carrés généralisés de la relation annuelle. Dans le cas univarié présenté ici, $\hat{\beta}$ est de dimension 1×1 (scalaire) ; dans le cas général multivarié, on aurait X de dimension $4n \times k$ et $\hat{\beta}$ de dimension $k \times 1$, où k représente le nombre d'indicateurs utilisés. L'estimateur $\hat{\beta}$ se définit par :

$$\hat{\beta} = [X'C'(CVC')^{-1}CX]^{-1}X'C'(CVC')^{-1}Y_a. \quad (2)$$

La matrice C de dimension $n \times 4n$ est désignée comme la matrice d'agrégation qui transforme les variables trimestrielles en variables annuelles ; elle s'écrit de la façon suivante :

$$C = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & \cdots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}_{n \times 4n}. \quad (3)$$

Dans l'équation (1), on remarque une matrice de filtrage $L = VC'(CVC')^{-1}$

de dimension $4n \times n$ qui permet de déterminer les résidus trimestriels estimés à partir des résidus annuels $\hat{u}_a$. La matrice V est la matrice de variance-covariance des termes d'erreur trimestriels, $u = (u_1, \dots, u_{4n})'$, de dimension $4n \times 4n$, où l'indice t désigne le trimestre ($t = 1, \dots, 4n$). Chow et Lin présentent deux formes différentes pour V . La forme la plus simple est le cas où u_t est un bruit blanc, auquel cas V est diagonale et l'estimateur des moindres carrés généralisés devient un estimateur des moindres carrés ordinaires. Dans ce cas, le second terme de l'équation (1), qui représente les résidus trimestriels estimés, consiste à allouer $1/4$ du résidu annuel à chaque trimestre de l'année.

Quant à la deuxième forme, il faut considérer que u_t suit un processus AR(1) de la forme $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$, $|\rho| < 1$ et $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$, dans ce cas la matrice V a la forme bien connue suivante :

$$V = \sigma_\varepsilon^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{4n-1} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{4n-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho^{4n-1} & \dots & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix}_{4n \times 4n}. \quad (4)$$

Chow et Lin l'ont effectué dans le cas spécifique où on voudrait passer de données trimestrielles à mensuelles ; ainsi, en étendant leurs résultats au cas spécifique où l'on veut trimestrialiser nos données annuelles, on obtient l'équation suivante qui peut être utilisée pour estimer ρ à partir de l'estimé annuel $\hat{\rho}_a$:

$$(\rho^7 + 2\rho^6 + 3\rho^5 + 4\rho^4 + 3\rho^3 + 2\rho^2 + \rho) \div (2\rho^3 + 4\rho^2 + 6\rho + 4) = \hat{\rho}_a. \quad (5)$$

L'une des difficultés majeures avec la procédure de Chow et Lin est la possibilité d'avoir des résidus non stationnaires. Pour prendre en compte ce problème, Fernandez (1981) utilise les mêmes équations (1) et (2) sous l'hypothèse que $\rho = 1$. Litterman (1983) généralise de façon plus poussée l'hypothèse de Fernandez en supposant que $u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t$ et $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + e_t$, $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_e^2)$. En imposant les

conditions initiales à zéro, Litterman utilise les expressions en (1) et (2) ce qui implique de remplacer V avec $(D'H'HD)^{-1}$ où D et H sont deux matrices carrées $(4n \times 4n)$ définies par :

$$D = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 1 \end{bmatrix}_{4n \times 4n}, H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -\rho & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & -\rho & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -\rho & 1 \end{bmatrix}_{4n \times 4n}.$$

En proposant une extension du cas mensuel-trimestriel considéré par Litterman au cas trimestriel-annuel étudié ici, on obtient donc l'équation suivante qui permet d'obtenir un estimé de ρ basé sur $\hat{\rho}_a$:

$$(\rho^{10} + 4\rho^9 + 10\rho^8 + 20\rho^7 + 31\rho^6 + 40\rho^5 + 44\rho^4 + 40\rho^3 + 32\rho^2 + 24\rho + 10) \\ \div (2\rho^6 + 8\rho^5 + 20\rho^4 + 40\rho^3 + 62\rho^2 + 80\rho + 44) = \hat{\rho}_a. \quad (6)$$

On note qu'en posant $H = I$, où I est la matrice identité de dimension $4n \times 4n$, on retrouve la méthode suggérée par Fernandez (1981). En posant $D = I$, on retrouve la méthode de Chow et Lin avec les termes d'erreur qui suivent le processus AR(1). Dans ce cas, il est mieux de remplacer le premier élément de H par $\sqrt{1 - \rho^2}$. En posant $D = H = I$, on obtient la méthode Chow-Lin avec le terme d'erreurs qui est un bruit blanc.

Ces méthodes classiques de désagrégation temporelle font appel à des modèles essentiellement statiques, ce qui peut conduire à des problèmes de spécification en présence de dynamiques riches ou de corrélation sérielle dans les résidus. Dans la suite, nous présentons une approche dynamique de la méthode de Chow

et Lin proposée par Santos Silva et Cardoso (2001).

2.2 Une approche dynamique de la méthode de Chow et Lin

Il est bien connu que les modèles avec des termes d'erreur qui suivent un processus autorégressif peuvent être reconvertis en modèles avec des termes d'erreur non corrélés et indépendants. Par conséquent, les modèles discutés jusqu'à présent peuvent être interprétés comme des versions restreintes de modèles dynamiques convenablement spécifiés. De plus, les modèles dynamiques peuvent être appliqués aux variables stationnaires et non stationnaires, même s'il n'y a pas de cointégration.

Pour illustrer cela, considérons le modèle dynamique suivant :

$$y_t = \kappa y_{t-1} + Z_t \gamma + \varepsilon_t, \quad (7)$$

où $t = 1, \dots, 4n$ indexe les trimestres, y_t est la variable dépendante trimestrielle non observée, κ est un paramètre autorégressif tel que $|\kappa| \leq 1$, Z_t est la variable explicative (potentiellement avec retards), γ est un vecteur de paramètres de dimension compatible avec Z_t , et ε_t est un bruit blanc. Si cela est requis, on peut enrichir la spécification par l'inclusion de retards plus prolongés de la variable dépendante. Ainsi, on considère comme hypothèse sous-jacente que les termes d'erreur dans l'équation (7) ne sont pas corrélés sériellement. En particulier, les auteurs soutiennent que l'équation (7) est suffisamment générale pour englober les modèles à correction d'erreur, qui constituent une façon attractive de modéliser les séries temporelles cointégrées (Engle et Granger (1987)).

Dans le cas où les variables dans l'équation (7) sont intégrées d'ordre 1 et qu'il n'y a pas de cointégration, la stationnarité des termes d'erreur peut être

atteinte en écrivant le modèle en première différence avec $\kappa = 1$. Dans ce cas, les méthodes de Fernandez (1981) et Litterman (1983) sont appropriées et devraient être utilisées. Cependant, dans les autres cas, il est adéquat d'utiliser des méthodes plus générales.

La spécificité de ce modèle dynamique de désagrégation temporelle se trouve dans le fait qu'il utilise une simple transformation qui permet d'éviter le besoin d'établir des conditions sur les observations initiales, rendant donc ainsi la méthode de Chow et Lin applicable aux modèles dynamiques. Ainsi, on considère le cas où $|\kappa| < 1$ et les paramètres du processus générateur des données sont constants ; des substitutions récursives peuvent être utilisées pour écrire l'équation (7) comme :

$$y_t = \left(\sum_{i=0}^{\infty} \kappa^i Z_{t-i} \right) \gamma + \left(\sum_{i=0}^{\infty} \kappa^i \epsilon_{t-i} \right).$$

En utilisant les résultats dans l'article de Klein (1987), cette équation peut être exprimée comme :

$$y_t = Z(\kappa)_t \gamma + \kappa^t \eta + \nu_t, \quad (8)$$

où $Z(\kappa)_t = (\sum_{i=0}^{t-1} \kappa^i Z_{t-i})$ est une somme pondérée des valeurs présentes et passées de la variable indicatrice, $\eta = (\sum_{i=0}^{\infty} \kappa^i Z_{-i}) \gamma$ est appelé communément le reste de troncation et $\nu_t = (\sum_{i=0}^{\infty} \kappa^i \epsilon_{t-i}) = \kappa \nu_{t-1} + \epsilon_t$ est un terme d'erreur qui suit un processus stationnaire AR(1) avec le paramètre κ .

En regroupant la variable indicatrice et les paramètres d'une façon évidente, l'équation (8) peut être écrite sous forme vectorielle telle que $y = x(\kappa)\beta + \nu$, où y et ν sont des vecteurs $4n \times 1$ et $x(\kappa)$ une matrice $4n \times k$. Il est alors possible d'écrire le modèle agrégé comme :

$$\bar{y} = Cx(\kappa)\beta + C\nu,$$

où $\bar{y}$ est le vecteur annuel agrégé de dimension $n \times 1$ (équivalent à Y_a), C , on se rappelle, est la matrice d'agrégation de dimension $n \times 4n$. En utilisant cette

notation, la fonction de log-vraisemblance à être maximisée est proportionnelle à :

$$-\ln |C\Omega(\kappa)C'| - n \ln \left[\left(\bar{y} - Cx(\kappa)\hat{\beta}(\kappa) \right)' (C\Omega(\kappa)C')^{-1} \left(\bar{y} - Cx(\kappa)\hat{\beta}(\kappa) \right) \right],$$

où $\hat{\beta}(\kappa) = [x(\kappa)'C'(C\Omega(\kappa)C')^{-1}Cx(\kappa)]^{-1}x(\kappa)'C'(C\Omega(\kappa)C')^{-1}\bar{y}$ est un vecteur $k \times 1$, et $\Omega(\kappa)$ est la matrice de variance-covariance $(4n \times 4n)$ des erreurs ν_t dont chaque élément est tel que $\omega_{ij} = \kappa^{|i-j|}$ (sous l'hypothèse que $\nu_0 = 0$). Bien que l'équation (7) soit hautement non linéaire en κ , elle est linéaire en γ et η . Donc, pour un κ donné, il est possible d'estimer γ, η et y par application directe de la méthode de Chow et Lin. Bien sûr, dans la pratique, κ doit être estimée. Une façon simple et effective de le faire est d'effectuer une recherche avancée sur les valeurs admissibles de κ afin de déterminer laquelle de ces valeurs maximiserait la fonction de log-vraisemblance pour ce problème. Donc, l'implémentation de cette méthode requiert l'application répétée de la méthode de Chow et Lin pour différentes valeurs de κ . Bien que le modèle de Santos-Silva et Cardoso soit non linéaire dans les paramètres, la fonction de vraisemblance est construite sous l'hypothèse que les erreurs suivent une distribution normale. L'hypothèse de normalité structure donc la vraisemblance, mais n'est pas indispensable à la cohérence des estimateurs. En revanche, elle affecte la validité exacte des tests basés sur la vraisemblance.

On peut remarquer que, dans l'équation (8), κ affecte à la fois la variable explicative et la matrice de variance-covariance des termes d'erreur. Donc, selon les auteurs, bien que l'estimation des paramètres de ce modèle puisse être effectuée par l'application répétée de la méthode de Chow-Lin qui permet la présence d'erreurs auto-corrélées, son interprétation est très différente des modèles statiques auxquels la méthode Chow-Lin est habituellement appliquée.

En utilisant cette procédure, il est donc possible d'estimer à la fois γ, κ et η . Sous l'hypothèse que y_0 et $y_t, t > 0$, sont générés par le même processus, le reste de troncation η peut être interprété comme l'espérance conditionnelle de y_0 étant donné

les valeurs passées de Z_t . Donc, cette méthode octroie un estimé de la condition initiale de y . D'après Santos Silva et Cardoso, il est important de remarquer que, dans ce type de problème, l'estimateur de maximum de vraisemblance, bien qu'il soit sans biais pour γ et η , est seulement pertinent pour γ . C'est une conséquence du fait que κ^t disparaisse progressivement avec la convergence du nombre d'observations vers l'infini. Cependant, cette incohérence a relativement des conséquences mineures, vu que l'effet de η sur $\hat{y}$, qui représente les estimations trimestrielles de la variable dépendante, décline géométriquement quand t croît.

Cette méthode permet donc la construction directe des estimations trimestrielles, qui sont obtenus par l'équation suivante :

$$\hat{y} = x(\hat{\kappa})\hat{\beta}(\hat{\kappa}) + \Omega(\hat{\kappa})C' (C\Omega(\hat{\kappa})C')^{-1} \left(\bar{y} - Cx(\hat{\kappa})\hat{\beta}(\hat{\kappa}) \right). \quad (9)$$

2.3 Les nouvelles approches basées sur MIDAS

Nous allons présenter maintenant les nouvelles méthodes de désagrégation temporelle qui sont basées sur la régression MIDAS ; ces méthodes ont été développées par Guay et Maurin (2015). Nous allons d'abord montrer une vue globale sur les régressions MIDAS.

La régression MIDAS (Mixed Data Sampling) a été développée par Ghysels, Sinko et Valkanov (2006) ; cette régression permet de poser une relation entre des variables échantillonnées à différentes fréquences. Présentons un cas simple ; on veut examiner la variable y_t qui se situe entre les périodes $t-1$ et t . Considérons que cette variable soit échantillonnée à la fréquence trimestrielle, l'indice t correspond aux trimestres. La variable explicative $x_t^{(m)}$ est échantillonnée m fois durant la

même période. Par exemple, si $x_t^{(m)}$ est échantillonnée sur une base mensuelle, l'indice m est égal à trois. Il est donc question ici d'examiner la relation entre y_t et $x_t^{(m)}$. L'objectif est de projeter la variable y_t sur les valeurs historiques de $x_{t-j/m}^{(m)}$. L'indice $t-j/m$ montre que la variable est échantillonnée plus souvent que la variable y_t . Une régression de type MIDAS se définit par la relation suivante :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 B(L^{1/m}; \theta) x_t^{(m)} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

où $t = 1, \dots, T$, $B(L^{1/m}; \theta) = \sum_{k=0}^K B(k; \theta) L^{k/m}$ et $L^{1/m}$ est un opérateur de retard tel que $L^{1/m} x_t^{(m)} = x_{t-1/m}^{(m)}$. Le terme $B(L^{1/m}; \theta)$ dépend de l'opérateur de retard $L^{1/m}$ et d'un vecteur de paramètres de dimension limitée. Ghysels *et al.* (2007) introduisent le vecteur θ pour contenir les cas où le nombre de retards de $x_t^{(m)}$ est considérable. Par exemple, y_t peut dépendre de 12 trimestres de retard de la variable indicatrice $x_t^{(m)}$. Étant donné que cette dernière est échantillonnée sur une base mensuelle, le nombre de retards est donc de 36. Dans l'équation (10), le paramètre β_1 capture l'effet agrégé des retards de $x_t^{(m)}$ sur y_t . Ce paramètre peut être identifié en normalisant la fonction $B(L^{1/m}; \theta)$ telle que sa somme soit égale à l'unité.

Spécifier les paramètres du polynôme $B(L^{1/m}; \theta)$ est le défi majeur pour la régression de type MIDAS. Les auteurs ont proposé différentes formes fonctionnelles pour ce polynôme. Une de ces formes est associée au polynôme de retard d'Almon.

Une variante exponentielle peut être définie comme suit :

$$B(k; \theta) = \frac{e^{\theta_1 k + \theta_2 k^2 + \dots + \theta_p k^p}}{\sum_{k=1}^K f(\frac{k}{K}, \theta_1; \theta_2)}.$$

Cette fonction est très flexible et peut fonctionner sur différentes configurations, d'où son intérêt. En effet, le cas simple où $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_p = 0$ correspond au cas où le poids de chaque retard est le même. Cette spécification correspond à la pratique habituelle d'utiliser la moyenne des valeurs mensuelles pour obtenir

des séries trimestrielles. En général, les poids peuvent décliner plus ou moins rapidement ou prendre la forme désirée dépendamment de la valeur des paramètres θ_i , pour $i = 1, \dots, p$.

La seconde spécification proposée par Ghysels, Sinko et Valkanov (2006) dépend de deux paramètres θ_1, θ_2 et a la forme suivante :

$$B(k; \theta_1, \theta_2) = \frac{f(\frac{k}{K}, \theta_1; \theta_2)}{\sum_{k=1}^K f(\frac{k}{K}, \theta_1; \theta_2)}$$

et

$$f(x, a; b) = \frac{x^{a-1}(1-x)^{b-1}\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)}$$

$$\Gamma(a) = \int_0^\infty e^{-x}x^{a-1}dx.$$

Cette spécification est basée sur la fonction Gamma qui est souvent employée en économétrie pour sa flexibilité. La fonction $f(x, \theta_1; \theta_2)$ peut prendre différentes formes, selon les valeurs de θ_1 et θ_2 . Par exemple, quand $\theta_1 = \theta_2 = 1$, les poids sont égaux.

Les deux fonctions présentées ci-dessus impliquent deux caractéristiques importantes : (i) les coefficients sont positifs ; (ii) leur somme est égale à 1. Le fait que les coefficients soient positifs permet l'évaluation du processus de la volatilité et la seconde caractéristique permet l'identification du paramètre β_1 . Comme le montrent Ghysels, Sinko et Valkanov (2006), l'équation (10) peut être généralisée. Les retards de la variable dépendante peuvent être ajoutés comme régresseurs à la variable indicatrice $x_t^{(m)}$, on a donc l'équation dynamique suivante :

$$y_t = \mu + \alpha(L)y_{t-1} + \beta_1 B(L^{1/m}; \theta)x_t^{(m)} + \varepsilon_t,$$

où $\alpha(L) = \sum_{q=0}^Q \alpha_q L^q$. Le modèle (10) peut aussi être étendu à un modèle multi-varié. On obtient donc :

$$Y_t = \mu + A(L)Y_{t-1} + \mathbf{B}(L^{1/m}; \theta)X_t^{(m)} + \varepsilon_t,$$

où Y_t , ε_t et X_t sont maintenant des vecteurs avec $\mu, A(L)$ et $\mathbf{B}$ de dimensions compatibles.

Au-delà de leur utilisation en prévision, les régressions MIDAS peuvent également servir de base à un schéma de désagrégation temporelle. On montre maintenant comment les séries désagrégées peuvent être obtenues à partir d'une régression type MIDAS. L'approche présentée ici est donc une alternative aux approches plus traditionnelles de Chow et Lin (1971) et Litterman (1983). Considérons le cas simple où la variable y_t est échantillonnée annuellement et la variable $x_t^{(m)}$ est échantillonnée sur une base trimestrielle. La relation des séries trimestrielles non échantillonnées $y_{t-i/m}^{(m)}$, avec la variable $x_{t-i/m}$ est représentée comme :

$$y_{t-i/m}^{(m)} = \beta_0^{(m)} + \beta_1^{(m)} \omega_i x_{t-i/m}^{(m)} + \varepsilon_{t-i/m}^{(m)}. \quad (11)$$

pour $t = 1, \dots, T$, $i = 0, \dots, m-1$ et $m = 4$ dans ce cas. Le poids ω_i varie selon le trimestre, est contraint d'être positif, et vérifie $\sum_{i=0}^{m-1} \omega_i = 1$. Dans le cas où les séries annuelles sont la somme des séries non échantillonnées trimestrielles, on a donc $y_t = \sum_{i=0}^{m-1} y_{t-i/m}$. En utilisant la relation (11) on obtient :

$$y_t = \sum_{i=0}^{m-1} y_{t-i/m}^{(m)} = m\beta_0^{(m)} + \beta_1^{(m)} \left(\sum_{i=0}^{m-1} \omega_i x_{t-i/m}^{(m)} \right) + \sum_{i=0}^{m-1} \varepsilon_{t-i/m}^{(m)}.$$

Cette relation correspond à la régression MIDAS ayant la forme suivante :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 B(L^{1/m}; \theta) x_t^{(m)} + \varepsilon_t. \quad (12)$$

avec $\beta_0 = m\beta_0^{(m)}$, $\beta_1 = \beta_1^{(m)}$, $\sum_{i=0}^{m-1} \omega_i x_{t-i/m}^{(m)} = B(L^{1/m}; \theta) x_t^{(m)}$ et $\varepsilon_t = \sum_{i=0}^{m-1} \varepsilon_{t-i/m}^{(m)}$. Dans ce cas, le problème de désagrégation consiste à construire les séries trimestrielles $y_t^{(m)}$ en utilisant les séries annuelles y_t et la régression (12). Sous l'hypothèse que le terme d'erreur est un bruit blanc homoscedastique, les séries désagrégées correspondant aux séries non échantillonnées trimestrielles dans l'équation (11) peuvent être obtenues par la transformation suivante :

$$y_{t-i/m}^{(m)} = \frac{1}{m} \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{\omega}_i x_{t-i/m}^{(m)} + \frac{1}{m} \hat{\varepsilon}_t, \quad (13)$$

où $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\omega}_i$ sont des estimateurs des paramètres de la régression (12) et $\hat{\varepsilon}_t$, le résidu de cette régression. Plus spécifiquement, les estimés des poids trimestriels ω_i dans (11) sont donnés par $\hat{B}(L^{1/m}; \theta)$ de la régression MIDAS (12) et les estimés de $\varepsilon_{t-i/m}^{(m)}$ par les résidus également pondérés $\frac{1}{m}\hat{\varepsilon}_t$ pour $i = 0, \dots, m-1$.

Comparons maintenant l'approche développée en utilisant la régression MIDAS avec l'approche de Chow et Lin. Selon cette dernière, la pondération de la variable explicative trimestrielle dans la relation (11) est supposée être la même pour tous les trimestres, bien que $\beta_1^{(m)}\omega_i = \beta_1^{(m)}\omega$ pour tout i , ce qui impose une relation invariante quoiqu'il en soit le trimestre. Dans le cas de la régression MIDAS, la pondération est estimée en utilisant le polynôme $B(L^{1/m}; \theta)$. L'approche proposée ici considère un plus grand nombre d'informations par rapport à la méthode classique de Chow et Lin. Cette flexibilité additionnelle devrait améliorer la performance d'agrégation et permettre la présence de saisonnalité et d'effets de calendrier. En particulier, en présence de saisonnalité, les poids flexibles évitent d'imposer que la caractéristique saisonnière des séries agrégées est proportionnelle à celle des indicateurs, une hypothèse sous-jacente de la procédure de Chow-Lin. L'approche basée sur MIDAS peut aussi prendre en compte la présence d'autocorrélation dans les résidus. Cela peut être accompli en effectuant une procédure d'estimation en deux étapes. Soit un coefficient d'autocorrélation de premier ordre dénoté ϕ . La première étape est d'estimer les paramètres d'intérêt en utilisant la matrice identité comme matrice de poids. En utilisant l'estimateur de première étape des paramètres de poids ω_i , un estimateur de ϕ est obtenu en minimisant le critère moindre généralisé pour l'estimateur de première étape $\hat{\omega}_i^1$. En effet, cela correspond à l'approche de Chow et Lin utilisant des poids fixes connus $\hat{\omega}_i^1$. Cet estimateur de ϕ permet de construire la matrice de poids utilisée dans la deuxième étape dont les éléments (i, j) de cette matrice de poids dénotés par $\Omega(\phi)$ sont don-

nés par $\phi^{|i-j|}..$

De façon analogue à l'approche de Santos-Silva et Cardoso, Guay et Maurin (2015) proposent une extension à la régression MIDAS pour obtenir une forme dynamique basée sur cette dernière en introduisant une forme autorégressive. On examine donc la régression MIDAS incluant un retard de la variable dépendante. On obtient l'équation de régression suivante :

$$y_t = \beta_0 + \rho y_{t-1} + \beta_1 B(L^{1/m}; \theta) x_t^{(m)} + \varepsilon_t,$$

où ρ est un paramètre autorégressif (avec $|\rho| < 1$) et les autres notations sont celles de l'équation (10).

L'équation peut être réécrite dans la forme suivante :

$$y_t = \frac{\beta_0}{(1 - \rho)} + \frac{\beta_1 B(L^{1/m}; \theta)}{(1 - \rho L)} x_t^{(m)} + \frac{\varepsilon_t}{(1 - \rho L)}.$$

On obtient donc un polynôme ayant la forme $B(L^{1/m}; \theta) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j L^j$. Ce polynôme est compatible avec les effets saisonniers de $x_t^{(m)}$ sur $y_t^{(m)}$. En effet, pour l'exemple cité, le polynôme a une représentation de moyenne mobile avec des effets périodiques correspondant aux trimestres. La régression MIDAS avec une relation entre les variables désagrégées données par :

$$y_{t-i/m}^{(m)} = \beta_0^{(m)} + \rho y_{t-(m+i)/m}^{(m)} + \beta_1^{(m)} \omega_i x_{t-i/m}^{(m)} + \varepsilon_{t-i/m}^{(m)}.$$

On peut facilement entrevoir qu'il serait plus simple d'examiner la relation entre les séries désagrégées basées sur une représentation autorégressive de premier ordre des séries désagrégées non échantillonnées comme dans le papier de Santos-Silva Cardoso. Ainsi, on s'intéresse à l'équation suivante :

$$y_{t-i/m}^{(m)} = \beta_0^{(m)} + \rho^{(m)} y_{t-(i+1)/m}^{(m)} + \beta_1 \omega_i x_{t-i/m}^{(m)} + \varepsilon_{t-i/m}^{(m)}, \quad (14)$$

où la variable $y_{t-i/m}^{(m)}$ dépend de sa valeur non échantillonnée du trimestre précédent. Cette spécification peut être réécrite dans la forme suivante :

$$y_{t-i/m}^{(m)} = \frac{\beta_0^{(m)}}{(1 - \rho^{(m)})} + \frac{\beta_1 \omega_i}{(1 - \rho^{(m)} L^{1/m})} x_{t-i/m}^{(m)} + \frac{\varepsilon_{t-i/m}^{(m)}}{(1 - \rho^{(m)} L^{1/m})},$$

ce qui donne :

$$y_{t-i/m}^{(m)} = \frac{\beta_0^{(m)}}{(1 - \rho^{(m)})} + \beta_1 \sum_{j=0}^{\infty} (\rho^{(m)})^j \omega_i x_{t-i/m-j/m}^{(m)} + \sum_{j=0}^{\infty} (\rho^{(m)})^j \varepsilon_{t-i/m-j/m}^{(m)}. \quad (15)$$

On obtient ainsi un polynôme qui dépend de $L^{1/m}$ et ayant la forme $B(L^{1/m}; \theta) \sum_{j=0}^{\infty} (\rho^{(m)})^j L^{j/m}$. Cette spécification représente un défi en termes d'estimation vu que la variable retardée n'est pas observée. Pour la suite, les auteurs vont utiliser la stratégie proposée par Santos-Silva et Cardoso (2001) mais adaptée à la régression MIDAS. En effet, comme on l'avait déjà montré, cette stratégie a l'avantage de ne pas avoir besoin d'imposer des conditions sur les observations initiales et permet de calculer directement les séries désagrégées.

Ainsi, l'équation (15) peut être exprimée comme :

$$y_{t-i/m}^{(m)} = \frac{\beta_0^{(m)}}{(1 - \rho^{(m)})} + \beta_1 \sum_{j=0}^{mt-i-1} (\rho^{(m)})^j \omega_i x_{t-i/m-j/m}^{(m)} + (\rho^{(m)})^{mt-i} \mu + \nu_{t-i/m}, \quad (16)$$

où $\mu = \beta_1 \sum_{j=0}^{\infty} (\rho^{(m)})^j \omega_i x_{-j/m}^{(m)}$ est le reste de troncation et $\nu_{t-i/m} = \rho^{(m)} \nu_{t-i/m-1/m} + \varepsilon_{t-i/m}$. En agrégeant l'équation, on obtient :

$$y_t = \sum_{i=0}^{m-1} y_{t-i/m}^{(m)} = m \frac{\beta_0^{(m)}}{(1 - \rho^{(m)})} + \beta_1 \sum_{i=0}^{m-1} \sum_{j=0}^{(mt-(i+1))} (\rho^{(m)})^j \omega_i x_{t-i/m-j/m}^{(m)} + \sum_{i=0}^{m-1} (\rho^{(m)})^{t-i/m} \mu + \tilde{\nu}_t,$$

où $\tilde{\nu}_t = \sum_{i=0}^{m-1} \nu_{t-i/m}$.

L'équation (16) peut être réécrite comme telle :

$$y_{t-i/m}^{(m)} = \frac{\beta_0^{(m)}}{(1 - \rho^{(m)})} + \beta_1 X_{t-i/m}(\rho^{(m)}, \omega_i) + (\rho^{(m)})^{t-i/m} \mu + \nu_{t-i/m},$$

où $X_{t-i/m}(\rho^{(m)}, \omega_i) = \sum_{j=0}^{mt-(i+1)} (\rho^{(m)})^j \omega_i x_{t-i/m-j/m}^{(m)}$. En agrégeant la relation, on obtient

$$y_t = m \frac{\beta_0^{(m)}}{(1 - \rho^{(m)})} + \beta_1 \sum_{i=0}^{m-1} X_{t-i/m}(\rho^{(m)}, \omega_i) + \sum_{i=0}^{m-1} (\rho^{(m)})^{t-i/m} \mu + \tilde{\nu}_t.$$

Les estimés de β_0, β_1, μ et ω_i pour $i = 1, \dots, m-1$ peuvent être obtenus par régression non linéaire pondérée avec la matrice de poids $\Omega^*(\rho^{(m)}) = C\Omega(\rho^{(m)})C'$ où $\Omega(\rho^{(m)})$ est une matrice $(4n \times 4n)$ dont les éléments (i, j) sont donnés par $(\rho^{(m)})^{|i-j|}$ et la matrice C a déjà été définie auparavant. La fonction objective à minimiser est :

$$\tilde{\nu}'(\delta) \Omega^*(\rho^{(m)})^{-1} \tilde{\nu}(\delta)$$

avec $\tilde{\nu}(\delta) = (\tilde{\nu}_1(\delta), \tilde{\nu}_2(\delta), \dots, \tilde{\nu}_T(\delta))'$ un vecteur $n \times 1$ des résidus annuels agrégés où $T = n$ est le nombre d'observations annuelles, et

$$\delta = (\rho, \beta_0, \beta_1, \omega_0, \dots, \omega_{m-1}, \mu)',$$

un vecteur de paramètres de dimension $(m+4) \times 1$ (puisque $m = 4$). Vu que la matrice de poids dépend aussi d'un paramètre à estimer, une procédure à deux étapes peut être implémentée avec la matrice identité comme matrice de poids à la première étape. Cette méthode de moindres carrées pondérées non linéaire permet d'estimer conjointement les paramètres d'intérêt $\rho, \beta_0, \beta_1, \mu$ et ω_i pour $i = 1, \dots, m-1$. Selon l'équation (15), le paramètre μ peut être interprété comme l'espérance conditionnelle de y_0 étant donné les valeurs passées de $X_{t-i/m}(\rho^{(m)}, \omega_i)$ procurant un estimateur pour la condition initiale de y_t . La méthode permet la construction des séries désagrégées estimées en utilisant l'équation (16), notamment

$$\hat{y}_{t-i/m}^{(m)} = \frac{\hat{\beta}_0^{(m)}}{(1 - \hat{\rho}^{(m)})} + \hat{\beta}_1 \sum_{j=0}^{mt-i-1} (\hat{\rho}^{(m)})^j \hat{\omega}_i x_{t-i/m-j/m}^{(m)} + (\hat{\rho}^{(m)})^{mt-i} \hat{\mu} + \hat{\nu}_{t-i/m},$$

où le vecteur des résidus $\hat{\nu}_{t-i/m}$ (le résidu trimestriel estimé et qui vérifie la structure AR(1) imposée par le modèle dynamique) est donné par $\Omega(\hat{\rho}^{(m)})C'(C\Omega(\hat{\rho}^{(m)})C')^{-1}\tilde{\nu}'(\hat{\delta})$.

CHAPITRE III

DONNÉES

Dans notre étude, nous employons des modèles qui reposent sur une seule variable explicative pour trimestrialiser le PIB annuel réel du Québec et de la Guadeloupe, en cohérence avec le cadre méthodologique présenté au chapitre précédent. Pour le cas du Québec, nous nous basons essentiellement sur Kabore (2014) et Fortin *et al.* (2022), qui ont utilisé certaines variables pour trimestrialiser le PIB annuel du Québec sur la période allant de 1948 à 1980. Les variables que nous avons retenues à partir de cet article sont le niveau d’emploi selon les industries dans les secteurs manufacturiers, de la construction, et de la foresterie, la pêche, les mines, l’exploitation en carrière et l’extraction de pétrole et de gaz, ainsi qu’une variable qui représente la valeur en dollars des permis de construction émis dans la région du Québec. À ceux-ci, nous avons ajouté la valeur des nouvelles commandes manufacturières effectuées dans la région du Québec, que nous supposons intimement liée à la croissance économique du Québec.

Les données pour ces variables proviennent de la base de données canadienne développée par la Chaire en macroéconomie et prévisions de l’ESG UQÀM. En effet, cette base de données exploite des données qui proviennent de différents organismes statistiques canadiens tels que l’Institut de la statistique (ISQ) du Québec

ou statistique Canada. Stevanovic *et al.* (2022) ont construit cette base de données à grande échelle pour montrer son utilité pour l'analyse macroéconomique empirique. Elle facilite la tâche notamment aux utilisateurs qui font face aux différents changements qui peuvent intervenir dans les données, ainsi qu'aux révisions méthodologiques sur ces dernières. Dans la construction de ces données, les auteurs rencontrent un problème ; en effet, certains tableaux de données sont discontinus, de sorte que les nouveaux tableaux présentent rarement des périodes temporelles assez longues quand on remonte dans le temps. Pour pallier ce problème et obtenir des données sans discontinuité, les auteurs fusionnent les anciennes et les nouvelles séries. Par exemple, les données issues de Statistique Canada sur la variable qui présente la valeur des permis de construction émis au Québec, sont séparées en deux groupes : le tableau 34-10-0006-01, allant de 1978/01 à 2017/12, et le tableau 34-10-0066-01, allant de 2011/01 à 2023/12. De même, pour la variable sur les livraisons manufacturières, on a : le tableau 16-10-0078-01, allant de 1980/01 à 1997/12 et le tableau 16-10-0048-01 allant de 1992/01 à 2024/09. Les auteurs utilisent l'approche basée sur la rétropolation pour fusionner les séries temporelles ; les nouvelles séries sont reprojctées en utilisant les taux de croissance des anciennes séries. Ainsi, si la plus ancienne observation des nouvelles séries est observée au temps T , les séries retropolées qui se situent dans l'intervalle de temps précédent T sont données par :

$$y_t := \left(\frac{y_T^{new}}{y_T^{old}} \right) y_t^{old}.$$

Nous utilisons les données trimestrielles de ces trois variables sur la période allant de 1982 à 2019. On peut donc visualiser ces trois variables ainsi que le PIB réel annuel que l'on veut trimestrialiser dans la figure 3.1.

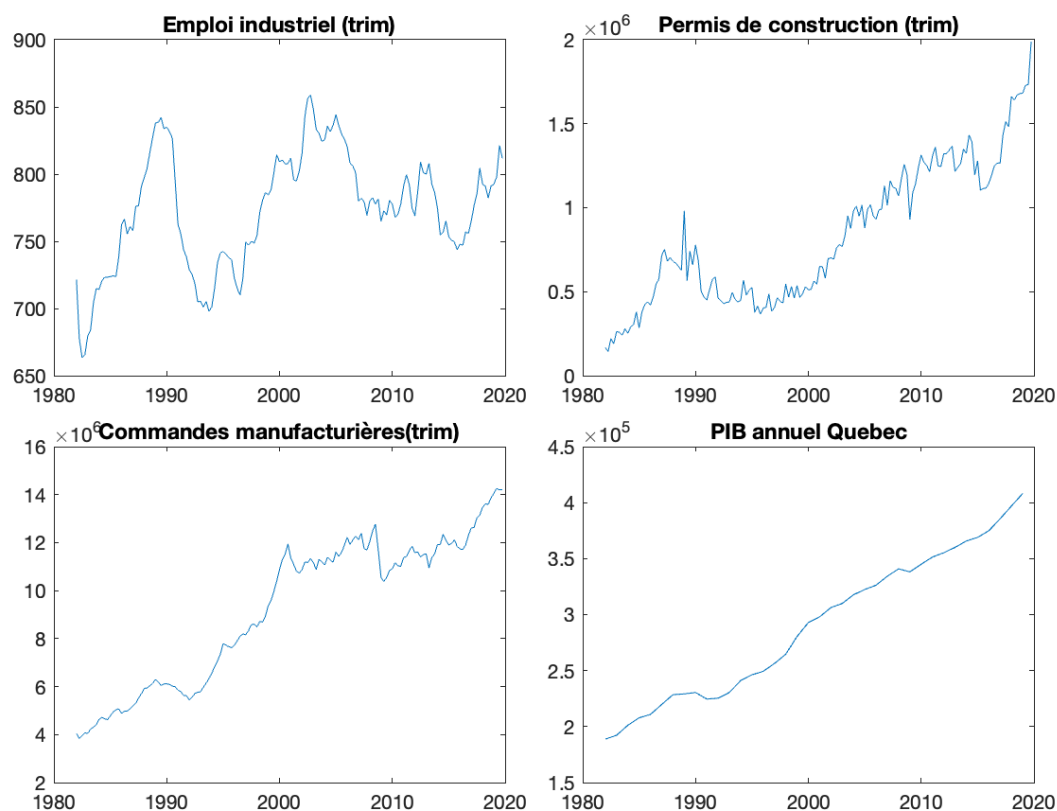


FIGURE 3.1 – Variables trimestrielles et PIB annuel du Québec de 1982 à 2019

Après avoir décrit les variables utilisées pour le cas du Québec, nous précisons maintenant celles retenues pour la Guadeloupe. Notre étude portant aussi sur la trimestrialisation du PIB annuel de la Guadeloupe, nous allons donc spécifier les variables qui seront utilisées pour réaliser cet exercice. À cause du manque de données trimestrielles, nous n'avons pu obtenir que deux variables que nous utiliserons comme variables explicatives ; il s'agit de la variable "ODM" et de la variable "TVA". La variable ODM (octroi de mer) reflète en grande partie l'activité économique et commerciale de la Guadeloupe, étant donné la dépendance aux importations¹, tandis que la variable TVA (taxe sur la valeur ajoutée) est un

1. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/8261682#titre-bloc-7>

proxy de la consommation, qui est un moteur essentiel du PIB. Le PIB annuel de la Guadeloupe ne s'étendant que sur la période allant de 1994 à 2020, nous effectuerons la trimestrialisation sur cet intervalle de temps. Dans la figure 3.2, on peut voir comment ces deux variables trimestrielles ainsi que le PIB annuel de la Guadeloupe évoluent dans le temps.

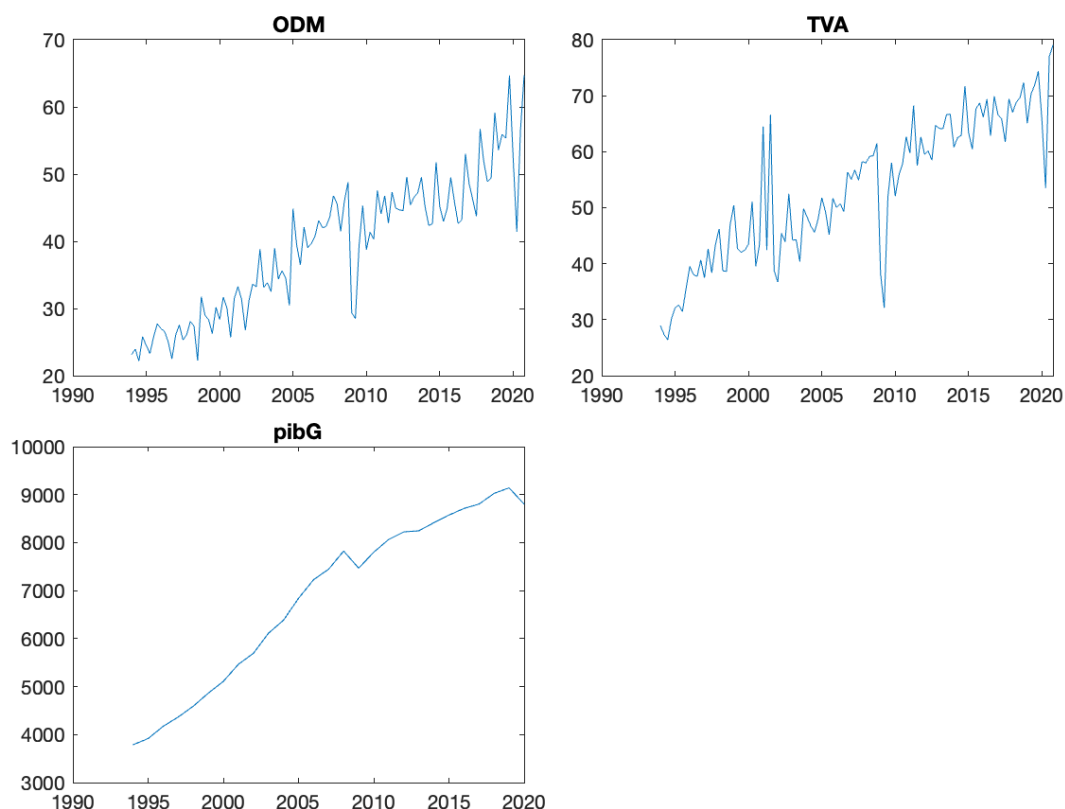


FIGURE 3.2 – Variables trimestrielles et PIB annuel de la Guadeloupe de 1994 à 2020

Les figures 3.1 et 3.2 donnent un premier aperçu de l'évolution conjointe des indicateurs et du PIB dans les deux régions. Afin de pouvoir appliquer les méthodes de désagrégation temporelle, il est toutefois nécessaire d'examiner les propriétés statistiques de ces séries. Nous allons à présent effectuer un test de

stationnarité sur nos variables.

-Test de stationnarité

Nous utiliserons le test augmenté de Dickey et Fuller ou plus communément appelé test ADF pour tester la stationnarité de nos différentes variables. Soit y_t la série dont on veut évaluer la stationnarité ; on a le modèle suivant : $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$. L'hypothèse nulle (H_0) est telle que la série admet une racine unitaire, c'est-à-dire qu'elle n'est pas stationnaire, soit $H_0 : \rho = 0$. Tandis que l'hypothèse alternative (H_1) propose que la série n'a pas de racine unitaire ; ainsi, généralement $\rho < 0$, c'est-à-dire que la série est stationnaire. En effet, lorsque l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, on peut voir que la série retardée y_{t-1} ne fournit pas d'informations sur le changement de la variable y_t à l'instar des changements retardés (Δy_{t-i}). Cependant, lorsque l'hypothèse nulle est rejetée en faveur de l'hypothèse alternative, la série y_{t-1} donne de l'information pertinente sur le changement de y_t en plus de celle obtenue des changements retardés, ce qui implique un retour vers une moyenne, puisque le coefficient ρ est négatif, et permet ainsi de qualifier la série y_t de stationnaire. Lorsque la valeur de la statistique du test est inférieure à la valeur critique du test, on peut considérer la variable comme étant stationnaire ; dans le cas contraire, elle ne l'est pas. On peut observer les résultats du test dans le tableau 3.1. Hormis les variables trimestrielles guadeloupéennes qui sont déjà stationnaires, les variables annuelles et trimestrielles en niveau sont toutes non stationnaires et donc intégrées d'ordre 1 ; ainsi, quand on les transforme en différence première, elles deviennent stationnaires.

Les tests de racine unitaire confirment ainsi que les séries utilisées sont, au besoin, rendues stationnaires par différenciation première. Il est aussi important de déterminer le niveau de corrélation qui existe entre les variables explicatives et le PIB annuel. Nous avons agrégé les variables trimestrielles afin d'obtenir

TABLEAU 3.1 – Test de racine unitaire

Variables	Niveau		Différence 1 ^{ere}	
	Stat	cValeur	Stat	cValeur
Annuelles				
PIB_Qc	-1,3567	-3,5384	-3,8575	-3,5425
PIB_G	0,2463	-3,5966	-4,9133	-3,6040
Trimestrielles				
PIB_ISQ	-1,2223	-3,4406	-9,9319	-3,4407
Emploi	-1,7507	-3,4406	-9,1786	-3,4407
Construction	-2,4349	-3,4406	-18,0377	-3,4407
Manufacture	-1,6332	-3,4406	-9,7177	-3,4407
ODM	-8,1172	-3,4534	-13,2181	-3,4537
TVA	-8,6369	-3,4534	-15,9420	-3,4537

Notes : La cValeur représente la valeur critique des tests au niveau de 5% et le nombre de retards du test ADF est déterminé par le critère d'information d'Akaike.

des variables annuelles. Pour ce faire, nous appliquons la simple moyenne sur les valeurs trimestrielles d'une année donnée afin d'obtenir la valeur annuelle de la variable en question. La corrélation porte sur la première différence des variables transformées en logarithme, ce qui correspond à la corrélation entre les taux de variation des variables annuelles. En plus de quantifier le niveau de corrélation entre les variables annuelles, le test fournit également le niveau de significativité de la relation qui existe entre celles-ci ; l'hypothèse nulle propose qu'il n'y a pas de relation entre les variables contre l'hypothèse alternative qu'il y a bien une relation entre celles-ci. Le tableau 3.2 montre la corrélation entre les taux de variation des variables annuelles québécoises. On remarque que toutes les relations sont significatives, mais la variable sur les permis de construction a un niveau de

corrélation de 0,3979 beaucoup moins élevé que celui des variables sur l'emploi industriel et les commandes manufacturières qui sont respectivement de 0,6461 et 0,7978. Étant toutes significatives, cela nous rassure sur l'utilisation de ces variables dans notre étude.

Dans le cas de la Guadeloupe dans le tableau 3.3 , toutes les relations sont significatives et les corrélations des variables des taux de variation sont assez élevées, soit de 0,6032 pour la variable ODM et de 0,5417 pour la variable TVA. La variable ODM demeure légèrement plus corrélée que la variable TVA dans les deux cas.

Corr	PIB_Q
Emploi	0,6461*
Construction	0,3979*
Manufacture	0,7978*

(*) Significativité au seuil de 5%

TABLEAU 3.2 – Corrélation entre les taux de variation des variables annuelles québécoises sur la période 1982-2019

Corr	PIB_G
ODM	0,6032*
TVA	0,5417*

(*) Significativité au seuil de 5%

TABLEAU 3.3 – Corrélation entre les taux de variation des variables annuelles guadeloupéennes sur la période 1994-2020

Ces résultats confirment la pertinence des variables indicatrices retenues. On peut maintenant estimer les relations annuelles entre nos différentes variables. En effet, on veut voir les variables qui sont potentiellement significatives pour le PIB annuel.

Ainsi, la variable dépendante dans la relation annuelle est le PIB en différence première et les variables explicatives employées seront respectivement les variables "Emploi", "Construction" et "Manufacture" qui ont été annualisées en effectuant la simple moyenne des valeurs trimestrielles de l'année donnée. Les valeurs trimestrielles de ces dernières sont obtenues en effectuant la différence entre la valeur d'un trimestre donné pour une année spécifique et la valeur du même trimestre de l'année précédente. Si $y_1, \dots, y_8$ représentent les séries trimestrielles de deux années consécutives telles que $Y_1 = 1/4(y_1 + y_2 + y_3 + y_4)$ et $Y_2 = 1/4(y_5 + y_6 + y_7 + y_8)$ sont les agrégats annuels. La différence première est $G = Y_2 - Y_1 = 1/4(y_5 + y_6 + y_7 + y_8 - y_1 - y_2 - y_3 - y_4) = 1/4((y_5 - y_1) + (y_6 - y_2) + (y_7 - y_3) + (y_8 - y_4))$. Dans ce cas, les valeurs en différence première des quatre trimestres de l'année 2 sont respectivement $g_1 = y_5 - y_1$, $g_2 = y_6 - y_2$, $g_3 = y_7 - y_3$ et $g_4 = y_8 - y_4$. Les figures 3.3 et 3.4 montrent l'évolution dans le temps des variables trimestrielles et annuelles mises en différence première de la Guadeloupe et du Québec.

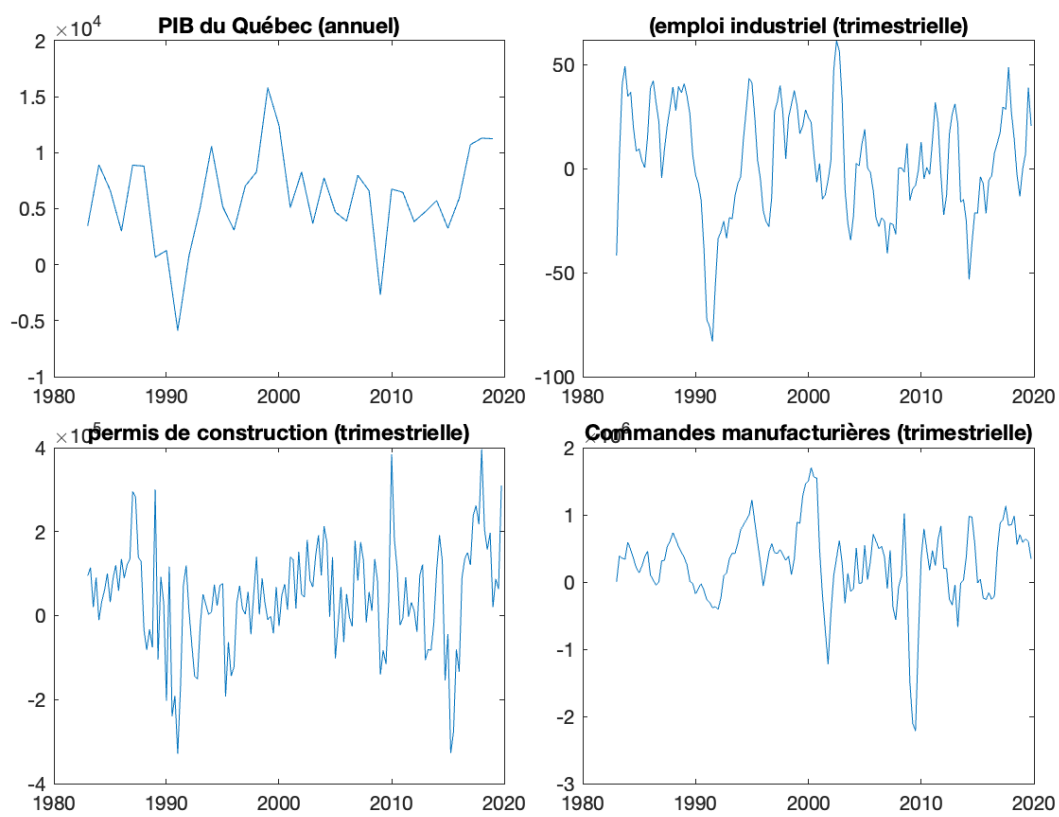


FIGURE 3.3 – Variables trimestrielles et PIB annuel en différence première du Québec de 1983 à 2019

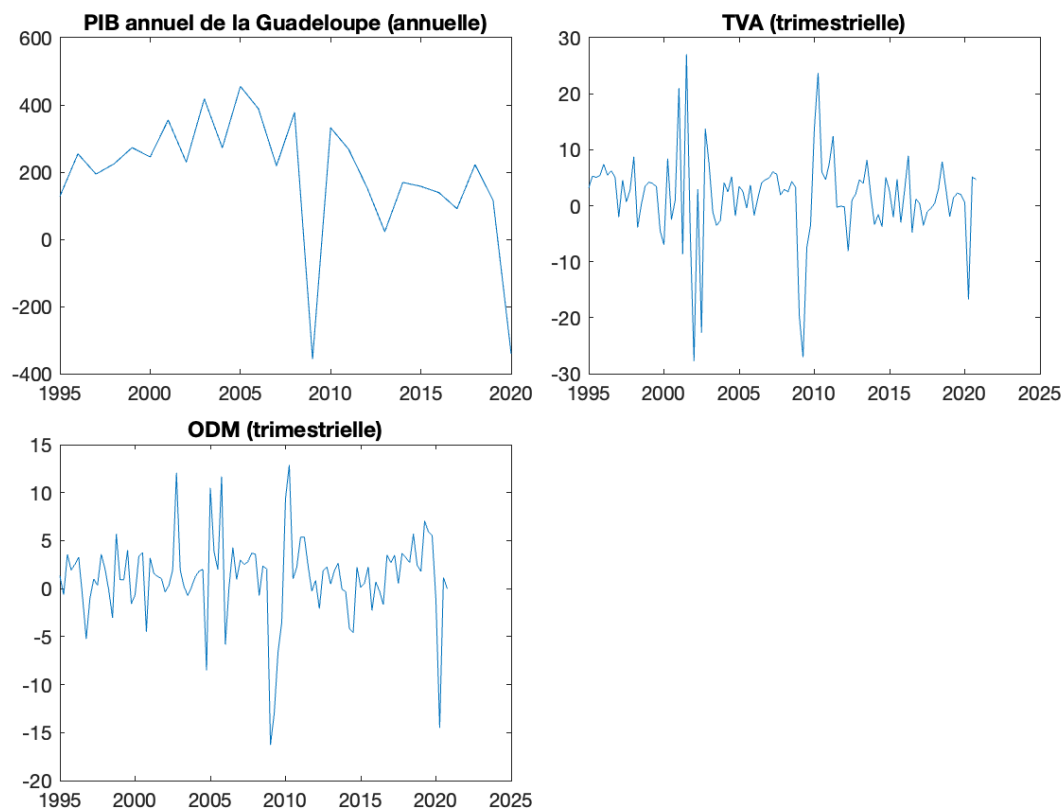


FIGURE 3.4 – Variables trimestrielles et PIB annuel en différence première de la Guadeloupe de 1995 à 2020

À présent, nous présentons dans le tableau 3.4 les relations annuelles entre le PIB annuel et les variables indicatrices :

TABLEAU 3.4 – Régressions annuelles entre les variations du PIB et les variables indicatrices

	Constante	Indicateur	t -stat (indicateur)	R^2 ajusté
Québec				
$\Delta PIBQ_t$ sur $\Delta Emploi_t$	5587,13 (9,80)	102,19	(4,26)	0,3224
$\Delta PIBQ_t$ sur $\Delta Construction_t$	5033,32 (7,45)	0,0207	(3,16)	0,1998
$\Delta PIBQ_t$ sur $\Delta Manufacture_t$	4333,86 (8,19)	0,0058	(6,49)	0,5331
Guadeloupe				
$\Delta PIBG_t$ sur ΔODM_t	146,67 (4,91)	39,96	(4,5042)	0,4355
$\Delta PIBG_t$ sur ΔTVA_t	159,07 (4,82)	21,57	(3,35)	0,2908

Notes : (1) Les coefficients sont présentés sous la forme « estimateur (statistique de Student) ». (2) La colonne « Indicateur » correspond au coefficient associé à la variable explicative de la régression. (3) La colonne « t -stat (indicateur) » présente la statistique de Student de ce coefficient. (4) Le R^2 ajusté mesure la part de la variation du PIB expliquée par l'indicateur utilisé.

Dans le cas du Québec, on remarque que toutes les variables indicatrices sont significatives mais la variable "Manufacture" se démarque en présentant un plus haut niveau de significativité et un R^2 plus élevé, soit de 0,5331 ; cette variable semble fortement liée au PIB réel du Québec. Dans le cas des variables guadeloupéennes, toutes les variables indicatrices sont également significatives, cependant, on observe un R^2 plus élevé lorsque la variable "ODM" est utilisée comme variable explicative.

Ces résultats nous rassurent sur l'utilisation des variables explicatives choi-

sies, mais aussi du modèle qui sera utilisé dans les différentes méthodes de désagrégation temporelle que nous emploierons. Nous pouvons maintenant entamer la trimestrialisation du PIB annuel.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

Nous avons maintenant à notre disposition tous les éléments nécessaires pour trimestrialiser le PIB annuel réel du Québec et de la Guadeloupe. Nous utiliserons les méthodes bien connues de Chow et Lin, Fernandez, Litterman et Santos-Silva et Cardoso, auxquelles nous ajouterons les deux nouvelles approches basées sur MIDAS.

-Trimestrialisation du PIB annuel réel du Québec :

Nous commençons par le cas du Québec, pour lequel nous disposons d'une série trimestrielle officielle de l'ISQ, ce qui permet d'évaluer directement la performance des différentes méthodes de désagrégation. Nous trimestrialisons le PIB annuel réel du Québec en utilisant individuellement les trois variables indicatrices que nous avons choisies et analysées préalablement, soit la variable "Emploi" (niveau d'emploi industriel), la variable "Construction" (valeur en dollars des permis de construction) et la variable "Manufacture" (valeur en dollars des nouvelles commandes manufacturières). Les figures 4.1, 4.2 et 4.3 montrent l'évolution dans le temps des séries trimestrielles estimées du PIB réel obtenues après l'application de chaque méthode de désagrégation temporelle citée ; les variables explicatives respectivement utilisées étant les variables "Emploi", "Construction" et "Manufacture". On voit également dans chaque graphique l'évolution de la sé-

rie trimestrielle construite avec celle du PIB trimestriel que produit l'Institut de la Statistique du Québec. En effet, nous pouvons considérer le PIB produit par l'ISQ comme étant une alternative au PIB trimestriel réel du Québec ; ce qui nous permettra d'évaluer d'une certaine façon la performance de chaque méthode de désagrégation temporelle. L'ISQ estime le PIB selon trois façons de le calculer : soit par les industries (de manière mensuelle, en dollars enchaînés), par revenu (de manière trimestrielle, en dollars courants) et par dépense (de manière trimestrielle, en dollars courants et en dollars enchaînés). Chacune des trois méthodes comprend entre 150 et 200 variables, environ. Les méthodes de calcul (les modèles) peuvent varier d'une composante à l'autre du PIB.

Cependant, il y a un principe général qui est valable pour à peu près toutes les composantes du PIB. Par exemple, pour estimer le PIB par dépenses en dollars enchaînés, ils commencent par évaluer chaque composante trimestrielle en brut. Par la suite, les composantes sont désaisonnalisées à l'aide d'une procédure de désaisonnalisation basée sur l'US Census Bureau, dénommée X-13ARIMA-SEATS. Ensuite, ils incorporent des prix au modèle pour rendre la composante désaisonnalisée en dollars enchaînés. Ils s'assurent que toutes ces séries trimestrielles (les composantes) sont étalonnées sur les étalons annuels produits par Statistique Canada, selon des méthodes d'étalonnage (méthode de Denton (1971), méthode de Ginsburgh modifiée (1982)).

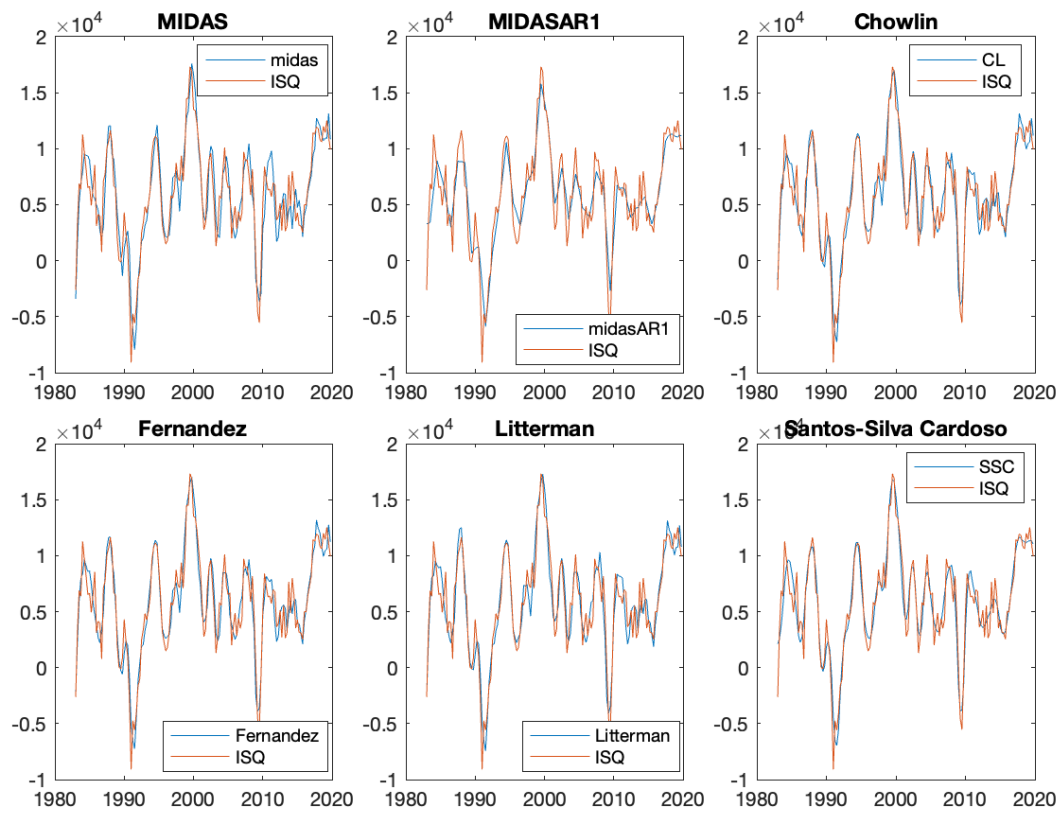


FIGURE 4.1 – PIB réel trimestriel du Québec construit en différence avec la variable indicatrice "emploi" en différence sur la période 1983-2019

Modèles	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	ρ
midas	0,3091	0	0,1579	0,5330	0,9382
midasAR1	0	0	1	0	0,9773

TABLEAU 4.1 – Valeur des poids attribués pour chaque trimestre et valeur du coefficient autorégressif pour les modèles midas et midasAR1 (variable explicative : emploi industriel).

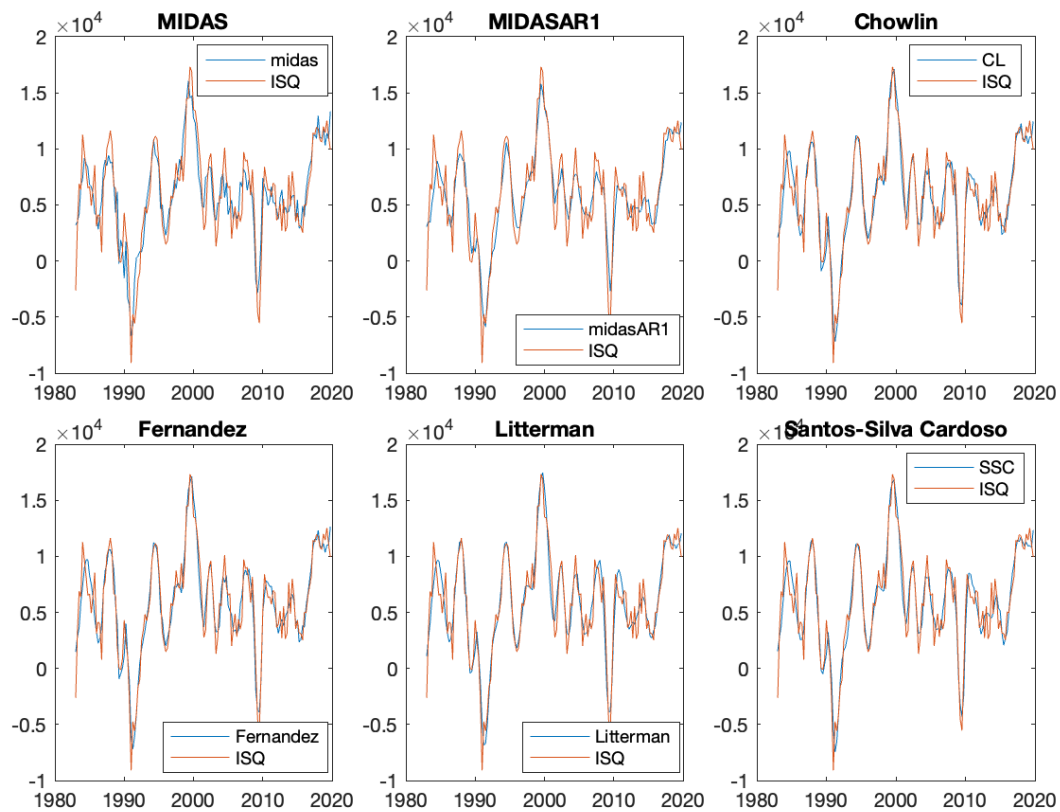


FIGURE 4.2 – PIB réel trimestriel du Québec construit en différence première avec la variable explicative "construction" en différence sur la période 1983-2019

Modèles	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	ρ
midas	0,1428	0,8572	0	0	0,9456
midasAR1	0	0	1	0	0,9475

TABLEAU 4.2 – Valeur des poids attribués pour chaque trimestre et valeur du coefficient autorégressif pour les modèles midas et midasAR1 (variable explicative : permis de construction en différence).

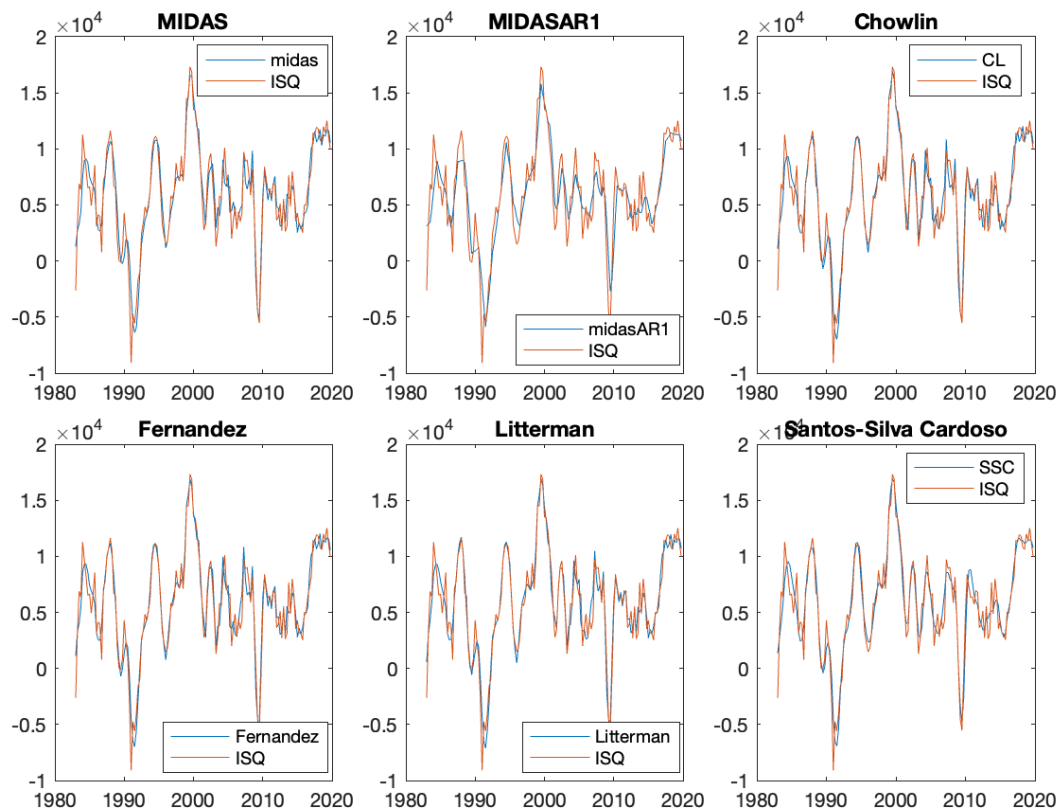


FIGURE 4.3 – PIB réel trimestriel du Québec construit en différence première avec la variable indicatrice "manufacture" en différence sur la période 1983-2019

Modèles	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	ρ
midas	0	0,4398	0,1757	0,3844	0,9486
midasAR1	0	0	1	0	0,9150

TABLEAU 4.3 – Valeur des poids attribués pour chaque trimestre et valeur du coefficient autorégressif pour les modèles midas et midasAR1 (variable explicative : commandes manufacturières en différence).

On note que ces méthodes d'étalonnage sont des méthodes statiques qui n'imposent pas de poids flexibles sur les variables explicatives comme proposé dans les nouvelles approches basées sur MIDAS. Dans ce cas, les simulations effectuées par Guay et Maurin (2015) montrent que les modèles non dynamiques devraient avoir des résultats qui se rapprochent le plus des observations réelles qui, ici, seraient les séries trimestrielles produites par l'ISQ.

Pour évaluer les performances de chaque modèle, nous établissons une comparaison sur la relation de chaque série trimestrielle construite avec le PIB construit par l'ISQ. Nous avons donc estimé la corrélation de chaque série trimestrielle construite avec le PIB réel trimestriel de l'ISQ comme on peut le présenter dans les tableaux 4.4, 4.5 et 4.6, qui correspondent à l'usage respectif des variables indicatrices 'Emploi', 'Construction' et 'Manufacture'. On retrouve également dans ces tableaux les erreurs quadratiques moyennes entre les séries trimestrielles estimées et le PIB construit par l'ISQ; l'erreur quadratique moyenne (EQM) se calcule comme suit : $EQM = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}$ où y est la variable supposée observée ou réelle et $\hat{y}$ représente la série estimée ou prédite. Cette mesure a particulièrement l'avantage d'être exprimée dans la même unité que la série estimée et pénalise plus sévèrement les grandes erreurs que d'autres mesures telles que

l'erreur absolue moyenne.

Dans le tableau 4.4, on peut remarquer que toutes les séries estimées présentent un niveau de corrélation supérieur à 0,90 avec le PIB réel trimestriel construit par l'ISQ; ce constat nous rassure dans la précision de nos estimations. La série trimestrielle du PIB réel du Québec estimée par la méthode SSC montre le niveau de corrélation le plus élevé, qui est de 0,9469. La série construite avec l'approche dynamique MIDASAR1 produit une meilleure estimation que l'approche MIDAS, soit un niveau de corrélation avec le PIB de l'ISQ de 0,9224 contre 0,9180. Dans l'ensemble, les différentes approches conduisent à des performances très proches, avec un léger avantage en faveur des méthodes dynamiques.

TABLEAU 4.4 – Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2019, variable explicative : emploi industriel

	MIDAS	MIDAS-AR1	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Corrélation	0,9180	0,9224	0,9438	0,9440	0,9377	0,9469
EQM	1812,3	1763,3	1482,9	1481,6	1574,8	1430,9

Le tableau ci-dessus présente le coefficient de corrélation entre les séries trimestrielles estimées et le PIB de l'ISQ ainsi que l'erreur quadratique moyenne (EQM) des séries.

Le tableau 4.5 met en évidence une performance supérieure des méthodes classiques en termes de corrélation avec la série estimée du PIB par l'ISQ. La méthode SSC donne une fois de plus le meilleur niveau de corrélation, soit de 0,9465. Quant aux approches basées sur MIDAS, midasAR1 surpasse la méthode midas avec des niveaux respectifs de corrélation de 0,9252 et 0,8924. Toutes les séries estimées restent fortement corrélées entre elles avec des niveaux de corrélation supérieurs à 0,90. Lorsque les variables "Emploi" et "Construction" sont

utilisées, on voit un léger avantage de l'utilisation des méthodes dynamiques pour l'estimation des séries trimestrielles.

TABLEAU 4.5 – Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2019, variable explicative : permis de construction

	MIDAS	MIDAS-AR1	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Corrélation	0,8924	0,9252	0,9448	0,9462	0,9449	0,9465
EQM	2006,1	1720,7	1459,3	1441,2	1463,4	1438

Le tableau ci-dessus présente le coefficient de corrélation entre les séries trimestrielles estimées et le PIB de l'ISQ ainsi que l'erreur quadratique moyenne (EQM) des séries.

En utilisant la variable explicative "Manufacture", les séries trimestrielles construites présentent un niveau de corrélation encore plus élevé que dans les cas précédents (tableau 4.6), ce qui est cohérent avec la forte liaison entre cette variable et le PIB du Québec. Bien que l'approche non dynamique MIDAS affiche une corrélation légèrement inférieure à celles des méthodes classiques (Chow-Lin, Fernandez, Litterman) et de SSC, son niveau de corrélation (0,9462) demeure très élevé et proche de ces dernières. En revanche, la version dynamique MIDAS-AR1 est ici nettement moins performante (0,9119). Quant à l'erreur quadratique moyenne, elle reflète fidèlement ces résultats : les méthodes les plus corrélées au PIB de l'ISQ (notamment Litterman et Chow-Lin) sont également celles qui présentent les EQM les plus faibles. Dans les trois cas que l'on vient d'analyser, il est intéressant de voir que les séries trimestrielles estimées par les méthodes Chow-Lin et Fernandez présentent des niveaux de corrélation quasiment identiques avec le PIB de l'ISQ; on rappelle que la méthode Fernandez est une extension de la méthode Chow-Lin supposant un processus de marche aléatoire pour les résidus du modèle employé afin de compter une possible corrélation sérielle de ces der-

niers. Cela suggère que, dans notre application, la prise en compte d'une marche aléatoire pour les résidus (méthode de Fernandez) ne modifie que marginalement les estimations par rapport au cas AR(1) standard de Chow-Lin.

TABLEAU 4.6 – Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2019, variable explicative : commandes manufacturières

	MIDAS	MIDAS-AR1	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Corrélation	0,9462	0,9119	0,9601	0,9601	0,9608	0,9558
EQM	1438	1853,1	1243,6	1243,8	1234,2	1306

Le tableau ci-dessus présente le coefficient de corrélation entre les séries trimestrielles estimées et le PIB de l'ISQ ainsi que l'erreur quadratique moyenne (EQM) des séries.

Il est important d'évaluer également la réaction des modèles utilisés face à l'ajout de variables explicatives. Ainsi, nous utilisons des modèles multivariés uniquement pour les méthodes de Chow-Lin, Fernandez, Litterman et Santos-Silva et Cardoso, car des modèles multivariés des approches basées sur MIDAS n'ont pas encore été développés. Dans le tableau 4.7, nous observons les niveaux de corrélation entre le PIB construit par l'ISQ et les séries construites en utilisant simultanément les trois variables explicatives d'origine. Tous les niveaux de corrélation sont similaires, mais inférieurs aux niveaux obtenus lorsqu'on utilise la variable "Manufacture" comme unique indicateur. Ainsi, l'ajout de variables explicatives dans les modèles peut éventuellement améliorer leur performance.

Corr	PIB_ISQ	CL	Fernandez	Litterman	SSC
PIB_ISQ	1				
CL	0,9581	1			
Fernandez	0,9581	1	1		
Litterman	0,9565	0,9976	0,9976	1	
SSC	0,9477	0,9682	0,9677	0,9712	1

TABLEAU 4.7 – Corrélation entre les séries trimestrielles estimées en différence du PIB réel du Québec avec comme variables indicatrices les variables "emploi", "Construction" et "manufacture" sur la période 1983-2019.

TABLEAU 4.8 – Test de racine unitaire

méthodes	Stat	cValeur
Chow-Lin	-2,9620	-2,8817
Fernandez	-2,9838	-2,8817
Litterman	-2,9130	-2,8817
SSC	-2,1961	-2,8817

Notes : Le tableau ci-dessus présente l'application du test ADF sur les séries trimestrielles du PIB en différences du Québec sur la période 1983-2019, elles ont été construites à l'aide des différentes méthodes énumérées et des variables indicatrices qui ont été utilisées simultanément. La cValeur représente la valeur critique des tests au niveau de 5% et le nombre de retards du test ADF est déterminé par le critère d'information d'Akaike.

Nous allons tester à nouveau la robustesse des différents modèles ; nous avons étendu la période d'étude qui se situe maintenant entre 1983 et 2022. En effet, on peut remarquer que cet ajout comprend l'avènement de l'épidémie de COVID-19 qui pourrait, en effet, avoir un impact sur nos estimations. Les tableaux 4.9, 4.10

et 4.11 montrent les niveaux de corrélation entre le PIB construit par l'ISQ sur la période 1983-2022 et les séries construites respectivement avec les variables indicatrices 'Emploi', 'Construction' et 'Manufacture'. Dans le tableau 4.9, la série Chow-Lin est la plus corrélée avec le PIB de l'ISQ (0,9160) et la série MIDASAR1 la moins corrélée (0,7471). Néanmoins, la série MIDAS admet un niveau de corrélation plus élevé que la série construite avec SSC. Lorsque l'on utilise la variable 'construction' comme variable explicative, de manière surprenante, la série construite avec MIDASAR1 est mieux corrélée avec la série de l'ISQ, soit un niveau de corrélation de 0,8370. Le tableau 4.11 nous montre quasiment les mêmes conclusions que celles du tableau 4.9. Dans ce tableau, la seule différence est que les corrélations sont plus élevées relativement à celles du tableau 4.9 ; en effet, la série construite par la méthode Chow-Lin admet le plus haut niveau de corrélation avec le PIB de l'ISQ, soit 0,9250. On remarque ainsi que, sur la période prolongée 1983–2022, les méthodes dynamiques semblent globalement moins robustes : la méthode SSC présente, dans tous les cas, des niveaux de corrélation inférieurs à ceux des méthodes statiques, y compris MIDAS. La performance de MIDAS-AR1 devient également plus contrastée : très dégradée pour l'emploi et les commandes manufacturières, mais relativement bonne lorsque le permis de construction est utilisé comme indicateur. Cette situation contraste avec la période 1983–2019, où les méthodes dynamiques apparaissaient généralement plus compétitives.

TABLEAU 4.9 – Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2022, variable explicative : emploi industriel

	MIDAS	MIDAS-AR1	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Corrélation	0,8746	0,7471	0,9160	0,9158	0,9024	0,8442
EQM	4196,4	5367,4	3208,1	3211,2	3477,3	4410,7

Le tableau ci-dessus présente le coefficient de corrélation entre les séries trimestrielles estimées et le PIB de l'ISQ ainsi que l'erreur quadratique moyenne (EQM) des séries.

TABLEAU 4.10 – Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2022, variable explicative : permis de construction

	MIDAS	MIDAS-AR1	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Corrélation	0,8040	0,8370	0,8153	0,8158	0,8084	0,7950
EQM	4757	4521,1	4665,7	4658,5	4759,5	4917,4

Le tableau ci-dessus présente le coefficient de corrélation entre les séries trimestrielles estimées et le PIB de l'ISQ ainsi que l'erreur quadratique moyenne (EQM) des séries.

TABLEAU 4.11 – Analyse de la performance des estimations sur la période 1983-2022, variable explicative : commandes manufacturières

	MIDAS	MIDAS-AR1	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Corrélation	0,8996	0,7350	0,9250	0,9244	0,9075	0,8580
EQM	3896,9	5433,3	3036	3047,2	3359,2	4101,3

Le tableau ci-dessus présente le coefficient de corrélation entre les séries trimestrielles estimées et le PIB de l'ISQ ainsi que l'erreur quadratique moyenne (EQM) des séries.

D'un point de vue opérationnel, les résultats obtenus suggèrent que les insti-

tuts statistiques régionaux pourraient tirer avantage de ces méthodes, en particulier lorsqu'ils ne disposent pas d'estimations trimestrielles officielles ou souhaitent valider des séries expérimentales. Les méthodes classiques telles que Chow-Lin ou Fernandez se distinguent par leur robustesse et leur facilité d'implémentation, ce qui en fait des outils immédiatement utilisables dans un contexte de production statistique régulière. Les approches MIDAS, et notamment la version non dynamique, offrent une flexibilité supplémentaire grâce à l'estimation de pondérations endogènes, tout en conservant un niveau de précision comparable aux méthodes traditionnelles. Enfin, les performances obtenues avec MIDAS-AR1 pour certains indicateurs, notamment dans des contextes perturbés comme la période post-COVID, indiquent qu'une dynamique autorégressive peut parfois améliorer l'ajustement infra-annuel. Ces éléments montrent que l'ensemble de ces approches pourrait constituer une base méthodologique utile pour des instituts souhaitant produire ou affiner des comptes macroéconomiques infra-annuels.

-Trimestrialisation du PIB annuel réel de la Guadeloupe : À présent, nous trimestrialisons le PIB annuel de la Guadeloupe à l'aide de deux variables explicatives que sont la variable ODM et la variable TVA. Après des analyses préalables sur la pertinence de ces deux variables pour nos modèles, nous avons déduit que la variable ODM était celle qui permettrait d'obtenir les estimations les plus précises. Néanmoins, nous exploiterons ces deux variables. La figure 4.4 et la figure 4.5 montrent l'évolution dans le temps des séries trimestrielles estimées en différence du PIB réel, présentées conjointement avec le PIB annuel de la Guadeloupe, obtenues après l'application de toutes les méthodes de désagrégation temporelle citées ; les variables explicatives respectivement utilisées étant la variable ODM et la variable TVA. L'ensemble des séries trimestrielles désagrégées se superpose étroitement à la série annuelle observée, ce qui confirme que les méthodes employées respectent correctement la contrainte d'agrégation et produisent

des profils infra-annuels cohérents. La convergence des résultats entre méthodes signale une robustesse importante de l'estimation et indique que les variables auxiliaires capturent adéquatement la dynamique sous-jacente du PIB.

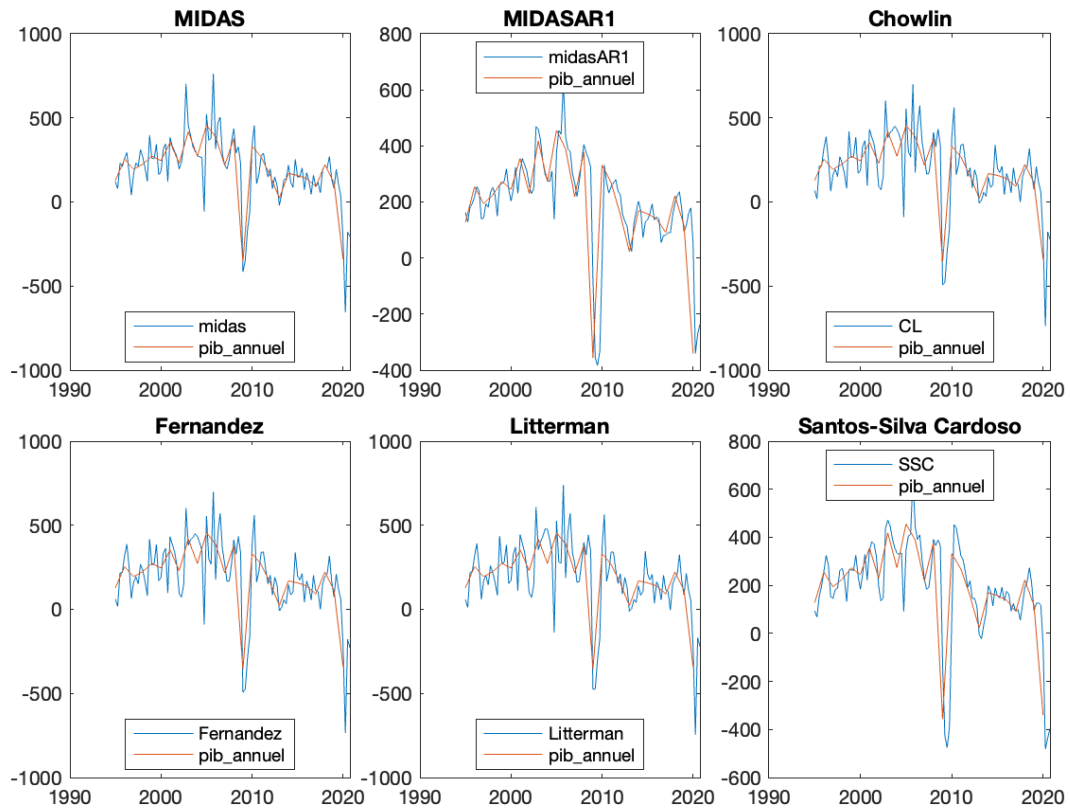


FIGURE 4.4 – PIB réel trimestriel de la Guadeloupe construit en différence première avec la variable indicatrice "ODM" en différences présenté conjointement avec le PIB annuel sur la période 1995-2020

Modèles	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	ρ
midas	0,5556	0,2785	0,1659	0	0,9668
midasAR1	0	1	0	0	0,8673

TABLEAU 4.12 – Valeur des poids attribués pour chaque trimestre et valeur du coefficient autorégressif pour les modèles midas et midasAR1 (variable explicative : ODM).

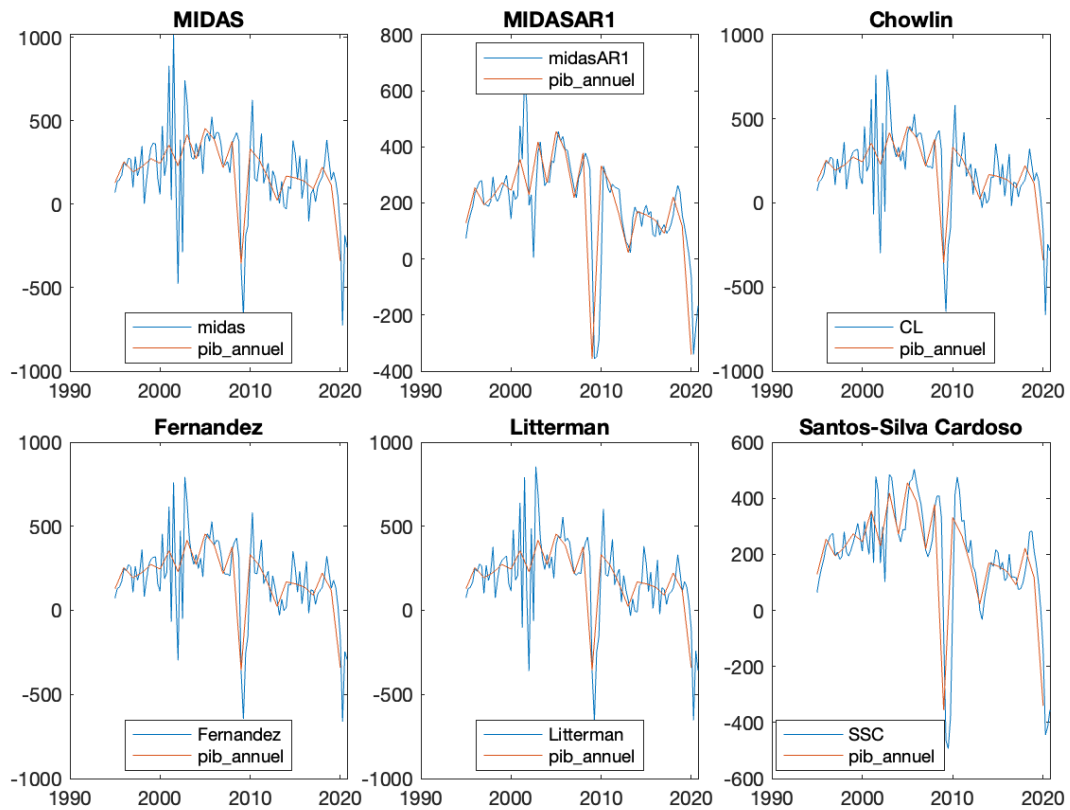


FIGURE 4.5 – PIB réel trimestriel de la Guadeloupe construit en différence première avec la variable indicatrice "TVA" en différences sur la période 1995-2020

Corr	midas	midasAR1	CL	Fernandez	Litterman	SSC
midas	1					
midasAR1	0,8672	1				
CL	0,9565	0,8437	1			
Fernandez	0,9565	0,8445	1	1		
Litterman	0,9525	0,8404	0,9986	0,9986	1	
SSC	0,8633	0,9702	0,8828	0,8828	0,8805	1

TABLEAU 4.13 – Corrélation entre les séries trimestrielles estimées en différence du PIB réel de la Guadeloupe avec comme variable explicative ODM sur la période 1995-2020 .

Nous ne disposons pas de séries trimestrielles officielles du PIB de la Guadeloupe déjà observées ; ainsi, il nous est difficile d’effectuer une comparaison sur la performance des méthodes de désagrégation temporelle. Néanmoins, nous pouvons nous baser sur l’épisode précédent pour en déduire que l’usage de la variable indicatrice ‘ODM’ devrait fournir les estimations les plus fiables, vu qu’elle est plus significative pour le PIB annuel de la Guadeloupe et semble fortement liée à ce dernier. Pour étudier les caractéristiques des séries trimestrielles construites, nous avons établi la corrélation existante entre ces dernières en fonction de la variable explicative considérée. Ainsi, les tableaux 4.13 et 4.15 nous donnent les valeurs de corrélation obtenues. On remarque que la corrélation est forte, soit supérieurs à 0,90 lorsque les séries sont construites par des méthodes d’un même type (dynamiques ou non dynamiques). En effet, selon Ghysels *et al.* (2007), les méthodes dynamiques auraient pour caractéristique d’absorber la saisonnalité des variables indicatrices ; ce qui explique les moindres fluctuations dans les figures 4.4 et 4.5. En plus, le tableau 4.17 nous montre la corrélation existante entre les deux séries

trimestrielles construites avec la même méthode de désagrégation temporelle et en utilisant séparément la variable ODM et TVA ; on remarque une plus forte corrélation lorsqu'il s'agit des méthodes MIDASAR1 et SSC (respectivement 0,9079 et 0,9599), et les plus faibles pour les méthodes Litterman et MIDAS (respectivement 0,8205 et 0,7765). Cela pourrait indiquer que, pour certaines spécifications, les méthodes dynamiques exploitent moins fortement les spécificités propres à chaque indicateur. Enfin, nous utiliserons des modèles multivariés uniquement pour les méthodes de Chow-Lin, Fernandez, Litterman et Santos-Silva et Cardoso comme dans le cas du Québec. Nous intégrons donc simultanément les variables ODM et TVA dans les modèles. Le tableau 4.16 récapitule les corrélations estimées. Les mêmes caractéristiques sont observées, la série construite avec la méthode SSC, qui est dynamique, est celle qui se différencie le plus en ayant des niveaux de corrélation plus faibles avec les autres séries. Les modèles semblent robustes face à l'ajout de variables.

En conclusion, l'application des approches basées sur MIDAS sur des données réelles s'avère globalement satisfaisante, sachant que nous sommes dans un contexte où les poids alloués aux variables explicatives sont constants. Nous avons vu dans le cas du Québec que l'utilisation d'une variable explicative plus fortement liée au PIB, permettait d'obtenir de meilleures estimations ; ainsi en nous basant sur ce fait, nous en déduisons également que les estimations obtenues avec la variable explicative "ODM" devraient être plus fiables que celles obtenues avec la variable "TVA" ; en effet, nos analyses ont montré que la variable "ODM" en différence première était plus fortement liée au PIB annuel en différence première de la Guadeloupe.

Modèles	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	ρ
midas	0,3469	0,254	0	0,3989	1
midasAR1	0	1	0	0	0,9011

TABLEAU 4.14 – Valeur des poids attribués pour chaque trimestre et valeur du coefficient autorégressif pour les modèles midas et midasAR1 (variable explicative : TVA).

Corr	midas	midasAR1	CL	Fernandez	Litterman	SSC
midas	1					
midasAR1	0,7807	1				
CL	0,9761	0,8028	1			
Fernandez	0,9760	0,8031	1	1		
Litterman	0,9760	0,7854	0,9976	0,9977	1	
SSC	0,7801	0,9479	0,8489	0,8493	0,8329	1

TABLEAU 4.15 – Corrélation entre les séries trimestrielles estimées en différence du PIB réel de la Guadeloupe avec comme variable explicative TVA sur la période 1995-2020 .

Corr	CL	Fernandez	Litterman	SSC
CL	1			
Fernandez	1	1		
Litterman	0,9961	0,9963	1	
SSC	0,8466	0,8476	0,8367	1

TABLEAU 4.16 – Corrélation entre les séries trimestrielles estimées en différence du PIB de la Guadeloupe avec comme variables explicatives les variables "ODM" et "TVA" sur la période 1995-2020.

	MIDAS	MIDAS-AR1	Chow-Lin	Fernandez	Litterman	SSC
Corrélation	0,7765	0,9079	0,8455	0,8457	0,8205	0,9599

TABLEAU 4.17 – Corrélation entre les séries construites avec la variable ODM et celle construite avec la variable TVA, respectivement selon chaque méthode employée.

CHAPITRE V

CONCLUSION

Les séries trimestrielles des variables macroéconomiques sont importantes pour effectuer des analyses approfondies des cycles économiques et pour réaliser des prévisions permettant d'éclairer la prise de décision publique. Cependant, plusieurs pays ou régions ne disposent pas de comptes nationaux trimestriels tels que le PIB réel trimestriel, qui est pourtant essentiel pour analyser l'activité économique. Ce manque a conduit les chercheurs à s'intéresser à différentes façons d'estimer ces comptes trimestriels à l'aide d'approches mathématiques tout en conservant la cohérence avec les comptes annuels. C'est dans ce contexte qu'est apparue la méthode de Chow et Lin, qui a fait l'objet de nombreuses extensions destinées à améliorer sa performance. Plus récemment, Guay et Maurin (2015) ont proposé deux approches basées sur la méthode MIDAS, inspirées de Ghysels *et al.* (2007), afin d'introduire davantage de flexibilité dans la désagrégation temporelle, notamment par l'estimation de poids trimestriels endogènes.

Dans ce cadre, notre étude visait à désagréger le PIB réel annuel du Québec et de la Guadeloupe à l'aide des méthodes classiques (Chow-Lin, Fernandez, Litterman, Santos-Silva & Cardoso) et des approches basées sur MIDAS (MIDAS et MIDAS-AR1).

Pour le Québec, les résultats montrent que l'ensemble des méthodes testées permet de produire des séries trimestrielles cohérentes avec le PIB trimestriel publié par l'ISQ. Les corrélations obtenues sont généralement élevées (souvent supérieures à 0,90), ce qui confirme la pertinence des modèles employés. L'indicateur « Manufacture » demeure celui qui permet d'obtenir les meilleures estimations, et les méthodes classiques (en particulier Chow-Lin, Fernandez et Litterman) présentent en général les niveaux de corrélation les plus élevés, souvent très proches de ceux obtenus avec SSC. L'approche MIDAS non dynamique donne des résultats très proches de ces méthodes traditionnelles, validant son intérêt pour la désagrégation sur données réelles.

Concernant l'approche MIDAS-AR1, les résultats montrent qu'elle offre des performances variables selon l'indicateur utilisé. Lorsque les indicateurs sont faiblement ou modérément liés au PIB (emploi, construction), MIDAS-AR1 reste d'un ordre de grandeur comparable aux méthodes classiques, même si elle n'atteint pas systématiquement les meilleures performances. Dans le cas de l'indicateur « Manufacture », fortement corrélé à l'activité réelle, l'approche dynamique fournit également une estimation de bonne qualité, avec une corrélation supérieure à 0,90, bien qu'inférieure à celle obtenue avec les méthodes classiques, ce qui suggère qu'elle est capable de s'ajuster convenablement lorsque l'information contenue dans l'indicateur est suffisamment forte. Cette flexibilité s'observe également lorsque l'on étend la période d'étude à 1983–2022 : dans le cas de l'indicateur « Construction », la méthode MIDAS-AR1 devient même la plus corrélée parmi l'ensemble des méthodes testées. Toutefois, cette bonne performance ne se généralise pas à l'ensemble des indicateurs, et certaines séries demeurent plus sensibles aux chocs macroéconomiques, ce qui traduit une réactivité plus marquée du modèle dynamique. L'utilisation simultanée de plusieurs variables explicatives améliore la robustesse des méthodes classiques, tandis que la méthode SSC présente, comme

auparavant, un comportement un peu plus distinct.

Dans le cas de la Guadeloupe, où aucun PIB trimestriel officiel n'est disponible, nous avons utilisé les variables ODM et TVA comme indicateurs. Les corrélations entre les séries trimestrielles construites sont généralement élevées pour les méthodes non dynamiques. Les méthodes dynamiques produisent des séries plus lisses, absorbant une partie de la variabilité des indicateurs, mais elles se distinguent davantage des séries non dynamiques et présentent des corrélations plus faibles avec ces dernières. L'intérêt empirique du travail apparaît particulièrement marqué en raison de l'absence totale de comptes trimestriels officiels du PIB. Les estimations obtenues constituent ainsi une approximation cohérente de la trajectoire infra-annuelle de l'économie guadeloupéenne, basée sur deux indicateurs économiques disponibles (ODM et TVA). L'analyse comparative des méthodes met en évidence que les approches non dynamiques convergent fortement entre elles, tandis que les méthodes dynamiques produisent des profils plus lissés. L'identification de la variable ODM comme indicateur le plus pertinent représente également un apport pour d'éventuels travaux futurs de désagrégation ou de prévision conjoncturelle pour cette région. Ces résultats apportent donc une contribution empirique originale pour la Guadeloupe en fournissant une série trimestrielle construite et méthodologiquement documentée du PIB réel. L'utilisation simultanée de plusieurs indicateurs confirme la robustesse des méthodes classiques, tandis que la méthode SSC demeure la plus différenciée.

En conclusion, nos résultats montrent que les méthodes traditionnelles de désagrégation temporelle demeurent performantes et robustes. L'approche MIDAS non dynamique constitue une alternative crédible aux méthodes classiques, avec des performances similaires en termes de corrélation et avec l'avantage d'introduire une flexibilité structurelle au niveau de la pondération des indicateurs. L'approche MIDAS-AR1, quant à elle, montre une capacité d'adaptation intéres-

sante, notamment lorsque l'information contenue dans l'indicateur est forte ou lorsque les dynamiques infra-annuelles sont affectées par des perturbations économiques. Toutefois, ses performances demeurent plus sensibles aux caractéristiques propres à chaque série. Enfin, une exploration plus approfondie des modèles dynamiques serait nécessaire afin d'améliorer leur stabilité et de mieux comprendre leur comportement face aux chocs macroéconomiques et aux changements structurels.

BIBLIOGRAPHIE

- Abeyasinghe, T. et Rajaguru, G. (2004). Quarterly real gdp estimates for china and asean4 with a forecast evaluation. *Journal of Forecasting*, 23(6), 431–447.
- Allen, C. (2002). Estimating quarterly gross domestic product for jamaica.
- Carufel, J. et Lizotte, S. (1982). L’approche économétrique utilisée pour la production de valeurs trimestrielles des comptes économiques du Québec. *Communication présentée au Congrès de la Société canadienne de Science Économique*.
- Cayemitte, J. (2007). Estimating quarterly real gdp for caricom countries. *Central Bank of Barbados, XXVIII th Annual Review Seminar*.
- Cayemitte, J. (2010). La trimestrialisation du pib réel d’haïti pour les méthodes de chow-lin, fernandez et litterman. *Working Papers ERMES, 1003, ERMES, University Paris 2*.
- Chow, G. C. et Lin, A.-l. (1971). Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series. *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372–375. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.2307/1928739>
- Denny, L. (1997). A quarterly real gdp series for barbados, 1974-1995 : A sectoral approach. central bank of barbados. *Economic Review*, 24(1).
- Denton, F. T. (1971). Adjustment of monthly or Quarterly Series to Annual Totals : An Approach based on Quadratic Minimization. *Journal of the American Statistical Association*, 66(333), 99–102. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1080/01621459.1971.10482227>

- Engle, R. et Granger, C. (1987). Co-integration and error correction : Representation, estimation and testing. *Econometrica : journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Fayolle, J. (1993). Décrire le cycle économique. *Revue de l'OFCE*, 3(45), 161–197. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.3917/reof.p1993.45n1.0161>
- Fernandez, R. B. (1981). A Methodological Note on the Estimation of Time Series. *The Review of Economics and Statistics*, 63(3), 471–476. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.2307/1924371>
- Fortin, M., Joanis, M., Kabore, P. et Savard, L. (2022). Determination of quebec's quarterly real gdp and analysis of the business cycle, 1948–1980. *Journal of Business Cycle Research*, 18(1), 1–28.
- Friedman, M. (1962). The interpolation of time series by related series. *Journal of the American Statistical Association*, 57, 729–757.
- Ghysels, E., Sinko, A. et Valkanov, R. (2007). MIDAS Regressions : Further Results and New Directions. *Econometric Reviews*, 26(1), 53–90. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1080/07474930600972467>
- Ginsburgh, V. A. (1973). A Further Note on the Derivation of Quarterly Figures Consistent with Annual Data. *Journal of the Royal Statistical Society Series C, Royal Statistical Society*, 22(3), 368–374.
- Guay, A. et Maurin, A. (2015). Disaggregation methods based on midas regression. *Economic modelling*, 50, 123–129. <http://dx.doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2015.05.013>
- Kabore, P. (2014). Détermination du pib réel trimestriel du québec et analyse du cycle économique, 1948-1964. *mémoire de maîtrise, Département d'économique, Université de Sherbrooke, sous la direction de Luc Savard et Marcelin Joanis.*

- Klein, L. (1987). The estimation of distributed lags. *Econometrica*, 26, 553–565.
- Litterman, R. B. (1983). A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1(2), 471–476. <http://dx.doi.org/https://doi.org/10.2307/1391858>
- Marcellino, M. (1999). Some consequences of temporal aggregation in empirical analysis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(1), 129–136.
- Perry, D. R. (2006). Temporal disaggregation of the gross domestic product (gdp) for an island-region economy : The case of tobago. *Paper presented at the XXX-VIII Annual Monetary Studies Conference (2006) Central Bank of Barbados*.
- Rashid, A. et Jehan, Z. (2013). Derivation of quarterly gdp, investment spending, and government expenditure figures from annual data : The case of pakistan. *Munich Personal Repec Archive*, (46937).
- Santos Silva, J. et Cardoso, F. (2001). The Chow-Lin method using dynamic models. *Economic modelling*, 18(2), 269–280. [http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1016/S0264-9993\(00\)00039-0](http://dx.doi.org/https://doi.org/10.1016/S0264-9993(00)00039-0)
- Serju, P. (2004). Estimating quarterly expenditure-based gdp for jamaica : A general kalman filter approach. *Bank of Jamaica*.
- Shelton, N., Kenneth, C. et Penelope, F. (1995). Temporal disaggregation of the gross domestic product (gdp) series in trinidad and tobago.
- Stevanovic, D., Fortin-Gagnon, O., Leroux, M. et Surprenant, S. (2022). A large canadian database for macroeconomic analysis. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 55, 1799–1833.