

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

EFFET DE L'ÉDUCATION SUR LA FÉCONDITÉ AU CANADA

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

BELABID LAHNA

OCTOBRE 2024

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.»

TABLE DES MATIÈRES

| | |
|---|------|
| LISTE DES TABLEAUX | v |
| LISTE DES FIGURES | vi |
| DÉDICACE | vii |
| REMERCIEMENTS | viii |
| ABRÉVIATIONS | ix |
| RÉSUMÉ | x |
| INTRODUCTION | 1 |
| | |
| CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE | 6 |
| 1.1 Le lien entre fécondité et l'éducation de la mère | 7 |
| 1.1.1 Analyses descriptives | 7 |
| 1.1.2 Analyse des effets causaux | 9 |
| 1.2 La fécondité au Canada | 12 |
| | |
| CHAPITRE II DONNÉES | 16 |
| 2.1 Description des bases de données | 16 |
| 2.1.1 Base de données sur la fécondité humaine (Human Fertility Database, HFD) | 16 |
| 2.1.2 Données de la Banque mondiale (World Bank databank, BM) | 17 |
| 2.1.3 Enquête sur la population active (EPA) | 19 |
| 2.1.4 Choix des variables | 19 |
| 2.2 Statistiques descriptives | 22 |
| 2.2.1 Analyse longitudinale des indicateurs Socio-économiques et démographiques : 1990-2019 | 23 |
| 2.2.2 Test de corrélation | 25 |

| | |
|--|----|
| CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE | 28 |
| 3.1 Méthodes économétriques | 28 |
| 3.1.1 L'approche des vecteurs autorégressifs (VAR) | 28 |
| 3.1.2 L'approche des modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM) | 31 |
| 3.2 Présentation des tests | 32 |
| 3.2.1 Test de racine unitaire ou Test de stationnarité | 32 |
| 3.2.2 Test de cointégration | 34 |
| 3.2.3 Test de causalité à la Granger | 35 |
| CHAPITRE IV RÉSULTATS | 37 |
| 4.1 Analyse et traitement des séries temporelles | 37 |
| 4.1.1 Analyse graphique et test de stationnarité | 38 |
| 4.1.2 Test de cointégration | 41 |
| 4.1.3 Test de causalité au sens de Granger | 43 |
| 4.2 Modèle empirique | 46 |
| 4.2.1 Estimation VAR | 46 |
| 4.2.2 Estimation du modèle par VECM | 47 |
| 4.2.3 La fonction de réponse impulsionnelle | 53 |
| 4.2.4 La décomposition de la variance de la fonction de réponse impulsionnelle | 57 |
| 4.3 La validation du modèle VECM | 58 |
| 4.3.1 Analyse de normalité des résidus | 58 |
| 4.3.2 Test de stabilité du modèle (Test AR) | 60 |
| CHAPITRE V CONCLUSION | 63 |
| APPENDICE A TEST DE CAUSALITÉ AU SENS DE GRANGER | 66 |
| APPENDICE B RÉSULTATS DE L'ESTIMATION VAR | 68 |
| APPENDICE C ESTIMATION DU MODÈLE SANS TCP PAR VECM | 70 |
| APPENDICE D LA FONCTION DE RÉPONSE IMPULSIONNELLE | 73 |

APPENDICE E LA DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE LA FONCTION DE RÉPONSE IMPULSIONNELLE 75

LISTE DES TABLEAUX

| Tableau | Page |
|---|------|
| 2.1 Définition des variables | 20 |
| 2.2 Statistiques descriptives des variables | 22 |
| 2.3 La corrélation des variables | 26 |
| 4.1 Sommaire du test ADF | 39 |
| 4.2 Sommaire du test ADF après différenciation ($y_t - y_{t-1}$) | 41 |
| 4.3 Test de Cointégration | 42 |
| 4.4 Extrait de test de causalité à la Granger | 44 |
| 4.5 Résultats du nombre de retard optimal | 47 |
| 4.6 Équations de cointégration : équation à long terme | 49 |
| 4.7 Estimation des coefficients à court terme : Variable dépendante : D(TBF) | 51 |
| 4.8 La fonction de réponse impulsionnelle | 53 |
| 4.9 La décomposition de la variance de D(TBF) | 57 |
| 4.10 Test de normalité | 60 |

LISTE DES FIGURES

| Figure | Page |
|---|------|
| 2.1 Évolution du taux brut de fécondité (TBF) | 23 |
| 2.2 Évolution des variables éducatives | 24 |
| 2.3 Évolution du taux de femmes dans la population active | 25 |
| 4.1 L'évolution en niveau des séries | 38 |
| 4.2 Évaluation de la stationnarité des séries après différenciation ($y_t - y_{t-1}$) | 40 |
| 4.3 La fonction de réponse impulsionnelle (TBF) | 56 |
| 4.4 Analyse des résidus | 59 |
| 4.5 Test AR pour la stabilité du modèle | 61 |
| D.1 La fonction de réponse impulsionnelle de toutes les variables | 74 |

DÉDICACE

Je dédie ce travail à :

À mes parents : Rachida et Madjid.

À mes soeurs : Samira et Fatima.

Ma fille Mayline et mon mari Amine.

Ma nièce et mon neveu : Axel et Massilya.

À mes amis et collègues.

REMERCIEMENTS

Tout d'abord, je tiens à exprimer sincèrement ma gratitude à mon directeur de recherche, Nicholas Lawson, pour ses conseils avisés, son soutien inébranlable et sa patience tout au long de ce projet. Ses suggestions précieuses et son expertise ont été indispensables à l'achèvement de cette étude.

Je souhaite également à exprimer ma gratitude envers le Groupe de Recherche sur le Capital Humain (GRCH) pour leur soutien inestimable, tant sur le plan scientifique que financier. Leur environnement collaboratif, ainsi que les ressources et le financement fournis, ont été d'une grande aide dans l'avancement de ce travail. Un merci spécial à Marie Connolly, la directrice du Groupe, Nicholas Lawson, Andrei Munteanu et Anne-Charlotte Latour pour leurs conseils, leur assistance technique et leurs discussions enrichissantes. Je souhaite remercier tous les autres membres pour leur aide précieuse et leur soutien constant.

Enfin, je souhaite exprimer ma reconnaissance à mes parents, ma fille, mon mari et mes soeurs pour leur soutien financier et moral tout au long de mes études. Leur compréhension et leur encouragement ont été une source inestimable de motivation ainsi qu'à tous ceux qui ont contribué, de près ou de loin, à l'achèvement de ce mémoire.

Je remercie également les enseignants-chercheurs de l'UQAM pour la qualité de l'enseignement reçu durant ma maîtrise en économie financière, qui a enrichi mes réflexions et m'a apporté une grande satisfaction intellectuelle.

Merci à tous.

ABRÉVIATIONS

ADF : Augmented Dickey-Fuller.

Dip_ES : Taux de titulaires d'un diplôme d'études secondaires.

Dip_UN : Taux de titulaires d'au moins un diplôme universitaire.

ECM : Error Correction Model.

EPA : Enquête sur la population active.

HFD : Human Fertility Database.

ISF : Indice Synthétique de Fécondité.

MN : Migration nette.

Moins_ES : Taux de personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires.

Part_PS : Taux de personnes ayant suivi des études postsecondaires mais n'ayant pas obtenu de diplôme universitaire.

PIB : Produit Intérieur Brut.

TBF : Taux brut de fécondité.

TCP : Taux de croissance de la population.

TPF : Taux de femmes dans la population active.

VAR : Vecteurs autorégressifs.

VECM : Vector Error Correction Model.

RÉSUMÉ

Ce mémoire analyse l'effet de l'éducation sur la fécondité au Canada de 1990 à 2019. Pour ce faire, nous avons utilisé la modélisation vectorielle à correction d'erreur (VECM) afin de mettre en évidence les effets à court et à long terme entre nos variables à travers des tests de racine unitaire (stationnarité), de cointégration de Johansen, ainsi que le test de causalité au sens de Granger. Nous avons inclus dans notre étude non seulement les variables éducatives, mais aussi les variables économiques et démographiques. Les résultats montrent que bien que les femmes plus instruites aient tendance à avoir un taux de fécondité plus bas, les tests de causalité ne révèlent pas de lien direct entre l'éducation et la fécondité au Canada. Cela signifie que l'éducation n'est pas nécessairement la cause principale de la baisse de la fécondité, mais elle peut être corrélée à d'autres facteurs influents. Par ailleurs, l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle révèle que les variables économiques et démographiques, telles que le PIB réel et la migration nette (MN), ont un impact positif sur le taux de fécondité. En revanche, les variables éducatives et la participation des femmes à la population active tendent à faire baisser la fécondité. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les femmes plus instruites, et souvent plus engagées dans leur carrière, tendent à avoir moins d'enfants, bien que l'éducation en elle-même ne soit pas la cause directe de cette baisse.

Mots-clés : VECM, lien causal, fécondité, éducation, les fonctions de réponse impulsionnelle, modélisation.

INTRODUCTION

La fécondité¹ est un concept qui permet de décrire et de mesurer la reproduction au sein d'une population donnée, qui se calcule en déterminant le nombre moyen de naissances par femme en âge de procréer sur une période spécifique. Ce concept offre des perspectives cruciales pour orienter les politiques publiques et les programmes sociaux. Il est essentiel de souligner que la fécondité est influencée par une combinaison complexe de facteurs, allant des choix personnels aux facteurs socio-économiques, culturels, environnementaux et éducatifs qui façonnent les normes, les valeurs et les opportunités liées à la reproduction au sein d'une société donnée. Les tendances actuelles de la fécondité dans les pays développés, caractérisées par des niveaux souvent bien en dessous du seuil de renouvellement, suscitent un intérêt croissant. Par exemple, en 2022, le Canada a enregistré un indice synthétique de fécondité (ISF)² de 1,33 enfant par femme³, le plus bas jamais observé.

L'éducation, quant à elle, se réfère à un processus d'apprentissage complexe par lequel les individus acquièrent des connaissances, des compétences et des valeurs qui leur permettent de développer diverses compétences dans différents do-

1. À ne pas confondre avec la fertilité qui mesure la possibilité d'avoir des enfants, c'est-à-dire la capacité de concevoir un enfant.

2. L'indice synthétique de fécondité (ISF) représente le nombre moyen d'enfants qu'une femme aurait au cours de sa vie si les conditions de fécondité restaient constantes.

3. « La fécondité au Canada atteint un creux historique en 2022 », diffusé à 8 h 30, heure de l'Est dans Le Quotidien, Statistique Canada, le mercredi 31 janvier 2024.

maines soit intellectuel, physique, moral et social. Elle englobe un large éventail de méthodes et d'institutions, telles que les écoles, les universités, la formation professionnelle, ainsi que bien d'autres formes d'enseignement. L'éducation occupe une place importante dans de nombreux aspects de la société, et dans la vie des individus, son influence s'étend à divers domaines, y compris la fécondité.

Les données globales mettent en évidence un lien statistiquement significatif entre l'éducation des femmes et la fécondité à l'échelle mondiale, soulignant des tendances marquées dans divers contextes socio-économiques⁴. Dans les pays confrontés à la pauvreté et aux difficultés socio-économiques, les statistiques indiquent une relation inverse entre le niveau d'éducation des femmes et les taux de fécondité élevés. Par exemple, en Afrique subsaharienne, où l'accès à l'éducation est restreint et la pauvreté prépondérante, les taux de fécondité demeurent élevés, avec des moyennes allant de 4 à 7 enfants par femme tandis que les femmes ayant une éducation supérieure ont en moyenne 2,6 enfants (Ambrosetti, 2011). En revanche, dans les pays développés comme les pays de l'Asie du Nord-Est (la Corée du Sud et le Japon), caractérisés par un accès généralisé à l'éducation, les taux de fécondité sont significativement plus bas, atteignant respectivement 0,78 et 1,26 enfant par femme en 2022.⁵ En outre, le pourcentage de femmes ayant atteint un niveau d'éducation supérieur dans ces pays dépasse la moyenne mondiale. Cette corrélation est également observée dans d'autres pays développés tels que la Finlande, le Royaume-Uni, l'Allemagne et le Canada, où un niveau élevé d'éducation des femmes coïncide avec des taux de fécondité bas. Ces faits mettent en lumière l'importance critique de l'accès à une éducation de qualité et de la promotion de l'éducation des femmes en tant que facteurs clés pour réduire la fécondité, mais il

4. Voir GBD 2021 Fertility and Forecasting Collaborators (2024).

5. <https://www.nippon.com/en/in-depth/d00915/>

convient de noter que la corrélation observée ne garantit pas une relation de cause à effet directe. C'est pourquoi la réalisation de tests de causalité est essentielle pour mieux comprendre cette relation.

Au Canada, un pays reconnu pour son système éducatif solide⁶, il est pertinent d'étudier l'effet de l'éducation sur la fécondité et d'analyser comment le niveau d'éducation des femmes influence leurs décisions en matière de reproduction. Selon les chiffres les plus récents, le taux de fécondité au Canada s'élevait à environ 1,44 enfant par femme en 2021 pour atteindre en 2022 un nouveau record plancher de 1,33 enfant par femme⁷. Une observation importante est le pourcentage élevé de femmes âgées de 25 à 34 ans qui ont obtenu un diplôme d'études supérieures, soit près de 68% en 2021⁸. Ces données suggèrent une corrélation entre le niveau d'éducation élevé des femmes et des taux de fécondité plus bas dans le pays. L'accès à une éducation de qualité offre aux femmes canadiennes des possibilités d'épanouissement personnel, professionnel et économique, ce qui peut influencer leurs choix en matière de reproduction.

Cette recherche propose d'analyser la relation entre l'éducation et la fécondité au Canada. Bien que les approches microéconomiques soient souvent utilisées pour examiner les décisions individuelles en matière de fécondité, l'approche ma-

6. Vous pouvez consulter le site Web officiel de l'éducation au Canada à l'adresse suivante : <https://www.educanada.ca/why-canada-pourquoi/quality-education-qualite.aspx>.

7. Claudine Provencher et Nora Galbraith, « La fécondité au Canada de 1921 à 2022 », No 91F0015M au catalogue, Statistique Canada, février 2024 : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/91f0015m/91f0015m2024001-fra.htm>.

8. Vous pouvez consulter la publication « Coup d'œil sur le Canada 2022 » sur le site Web de Statistique Canada : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/12-581-x/12-581-x2022001-fra.htm>

croéconomique présente plusieurs avantages dans ce contexte, ce qui constitue l'objet de notre étude. En effet, l'approche macroéconomique permet d'évaluer l'effet global des politiques éducatives sur la fécondité à l'échelle nationale, d'identifier des tendances à long terme ainsi que des relations structurelles qui ne sont pas nécessairement visibles à un niveau individuel. Pour cette analyse, nous utilisons des données agrégées au niveau national couvrant la période allant de 1990 à 2019. Ces données proviennent de sources fiables telles que la Banque mondiale, l'Enquête sur la population active (EPA) de Statistique Canada, ainsi que la Base de données sur la fécondité humaine.

Afin de traiter ces données, nous utiliserons des techniques économétriques avancées, notamment le modèle vectoriel autorégressif (VAR) et le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM). Ces approches nous permettront d'examiner les interactions dynamiques entre les variables au fil du temps, de tester la causalité, d'identifier les relations à long terme, et les ajustements à court terme entre l'éducation et la fécondité.

Partant de là, nous pouvons nous poser la question suivante : **Existe-t-il une relation de causalité entre l'éducation et la fécondité au Canada ?**

En explorant cette problématique, nous visons à approfondir notre compréhension de la relation entre l'éducation et la fécondité et élaborer des recommandations stratégiques pour assurer un équilibre plus homogène entre ces aspects essentiels de la société canadienne.

En résumé, notre recherche révèle que l'éducation des femmes au Canada est associée à une diminution du taux de fécondité, mais ne constitue pas un déterminant causal direct de cette tendance. Les résultats soulignent la nécessité d'explorer davantage les interactions entre l'éducation, les variables économiques et les choix de vie des femmes pour mieux comprendre les dynamiques qui in-

fluencent la fécondité.

Ainsi, notre travail comporte quatre chapitres. Le premier chapitre portera sur la revue de la littérature pour resumer les théories et les recherches existantes sur ce sujet. Le deuxième chapitre fournira un regard détaillé sur les bases de données utilisées, et la méthodologie est exposée dans le troisième chapitre, qui détaillera les approches statistiques et les méthodes économétriques. Enfin, le quatrième chapitre présentera nos résultats empiriques.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans le domaine de la recherche sur la fécondité et l'éducation, de nombreuses études se sont penchées sur les facteurs influençant la fécondité et l'impact de l'éducation sur ce processus. Cependant, aucune étude n'a examiné spécifiquement les effets de l'éducation sur la fécondité au Canada, à l'exception de Bingoly-Liworo (2008), qui aborde ce sujet dans une certaine mesure. Néanmoins, ma contribution à la littérature existante réside dans l'analyse de la relation entre l'éducation et la fécondité dans le contexte canadien, en prenant en compte les spécificités du pays telles que le système éducatif, les dynamiques socio-économiques et démographiques, ainsi que l'intégration d'indicateurs récents.

Pour résumer cette littérature existante, ce chapitre sera divisé en deux sous-sections distinctes. La première examinera le lien entre l'éducation et la fécondité, en explorant les travaux qui abordent cette relation de manière générale. La deuxième se concentrera spécifiquement sur la fécondité au Canada, en mettant en évidence les recherches qui traitent de ce sujet dans le contexte national.

1.1 Le lien entre fécondité et l'éducation de la mère

1.1.1 Analyses descriptives

Psacharopoulos et Woodhall (1985) ont examiné l'effet de l'éducation sur la fécondité en prenant en considération différents facteurs, tels que le genre et le milieu de vie. L'étude souligne que l'effet de l'éducation sur la fécondité peut différer entre les hommes et les femmes. Les femmes ayant un niveau d'éducation plus élevé ont souvent tendance à avoir moins d'enfants que celles ayant un niveau d'éducation plus faible. Cela peut s'expliquer par l'accès accru à l'autonomie économique et les opportunités d'emploi offertes par une meilleure éducation. En revanche, chez les hommes, l'effet de l'éducation sur la fécondité est moins prononcé. Aussi, ils ont trouvé que l'effet de l'éducation sur la fécondité peut varier également en fonction de l'environnement socioéconomique et culturel dans lequel les individus vivent. À titre d'exemple, dans les régions urbaines où les opportunités économiques sont plus abondantes et où les normes culturelles peuvent valoriser la famille plus petite, l'éducation peut avoir un impact plus marqué sur la réduction de la fécondité. Par contre, dans les zones rurales où les normes culturelles répondent à la famille nombreuse et où les opportunités économiques sont plus limitées, l'effet de l'éducation sur la fécondité peut être moins prononcé.

Léon (2004) analyse l'impact de l'éducation sur la fécondité en se basant sur les données du recensement américain de 1950 à 1990. Les résultats indiquent une corrélation négative entre le niveau d'éducation des femmes et le nombre total d'enfants, avec une diminution d'environ un enfant pour chaque augmentation de 3 à 4 années d'éducation. De plus, les analyses révèlent que la réduction de la fécondité associée à l'éducation ne s'explique pas par une diminution du taux de mariage, mais que les femmes éduquées ont une probabilité accrue d'atteindre la fin de leur période de fécondité sans enfant.

Toulemon *et al.* (2008) ont mené une étude dans laquelle la population française a été segmentée en trois groupes en fonction du niveau de scolarité : faible, moyen et élevé. Leurs résultats ont mis en évidence que les femmes dotées d'un niveau de scolarité plus élevé ont tendance à avoir moins d'enfants que celles ayant un niveau de scolarité inférieur.

Davie et Magali (2010) ont réalisé une analyse approfondie de la fécondité des femmes en fonction de leur niveau de diplôme en France sur la période 2000-2008. Leur étude, basée sur les données des enquêtes annuelles de recensement (EAR) réalisées de 2004 à 2009, révèle des variations significatives des taux de fécondité en fonction du niveau d'instruction, avec un recul de l'âge à l'accouchement pour toutes les femmes. L'âge moyen au premier enfant est de 25 ans pour celles qui ne sont pas diplômées, tandis que celles plus diplômées (notamment celles avec des diplômes universitaires) débutent plus tard, vers l'âge de 30 ans. Ces résultats soulignent une différenciation claire des comportements de fécondité selon le niveau de diplôme, avec une tendance chez les femmes les plus diplômées à avoir moins d'enfants, plus tard et plus espacés.

Selon Adsera (2011), l'incertitude économique en Europe exerce un impact défavorable sur la décision des femmes, notamment celles ayant un niveau de scolarité inférieur, d'agrandir leur famille, en particulier en ce qui concerne l'accueil d'un deuxième enfant. De plus, la durée du contrat de travail s'avère être un facteur déterminant dans la prise de décision des femmes ayant une éducation secondaire quant à l'expansion de leur famille.

Cohen *et al.* (2011) ont mené une étude visant à comprendre le lien entre le niveau d'éducation des femmes norvégiennes de 39 ans et le nombre d'enfants, ainsi que les effets de la procréation sur le niveau de scolarité et vice versa. Leurs résultats ont montré que les femmes avec un niveau d'éducation plus élevé avaient

tendance à avoir moins d'enfants.

Bartus *et al.* (2013) ont entrepris une étude visant à examiner l'effet de l'éducation des femmes sur le timing des deuxièmes naissances en Hongrie, à l'aide d'un échantillon de femmes nées entre 1946 et 1983, tiré des données de l'Enquête Génération et Genre (GGS) en Hongrie. Ils ont estimé le timing des deuxièmes naissances à l'aide de modèles de survie lognormaux. Les résultats de leur analyse ont révélé que l'éducation des femmes réduit effectivement le temps d'attente jusqu'à la conception du deuxième enfant en Hongrie. De manière significative, ces résultats ont persisté même après avoir pris en compte la sélection de l'échantillon, et ne peuvent être expliqués en termes de contrainte temporelle ou d'éducation du partenaire. En résumé, l'étude suggère que la relation entre l'éducation des femmes et leurs décisions de fécondité est susceptible d'être causale.

Wood *et al.* (2016) ont fait une analyse approfondie sur la relation entre l'éducation, la maternité et l'emploi en Europe, en examinant les données de l'Enquête Génération et Genre (GGS) dans trois pays européens : les Pays-Bas, la Hongrie et la France. Leurs résultats confirment les découvertes antérieures, montrant une corrélation positive entre le niveau d'éducation des femmes et leur retour au travail après la maternité. Les femmes ayant un niveau d'éducation plus élevé ont ainsi une probabilité accrue de réintégrer le marché du travail après la naissance d'un enfant. De plus, l'étude met en évidence la tendance des femmes plus instruites à retarder la maternité, ce qui peut également influencer la fécondité.

1.1.2 Analyse des effets causaux

Sander (1992) examine l'effet de la scolarisation des femmes sur la fécondité aux États-Unis entre 1985 et 1991, en se demandant si la scolarisation des femmes peut être considérée comme un déterminant exogène de la fécondité. Les résultats

montrent que la scolarisation des femmes a un effet négatif significatif sur la fécondité et que cette relation n'est pas fortement influencée par d'autres facteurs endogènes tels que la situation économique, les normes culturelles et sociales, ou l'accès à des services de santé reproductive. Cela suggère que l'éducation peut être traitée comme une variable indépendante dans les modèles de fécondité.

Monstad *et al.* (2008) ont étudié la relation entre l'éducation et la fécondité en Norvège, en se concentrant sur la question de savoir si cette relation est causale. Leurs résultats indiquent que l'augmentation de l'éducation conduit à un report des premières naissances loin de la maternité adolescente vers le fait d'avoir le premier enfant dans la vingtaine et, pour un groupe plus restreint, jusqu'à l'âge de 35-40 ans. Cependant, ils n'ont pas trouvé de preuves indiquant que la fécondité totale diminue en raison d'une éducation accrue.

Amin et Behrman (2014) ont mené une étude pour déterminer si les femmes plus scolarisées ont tendance à avoir moins d'enfants et à reporter la maternité. Pour ce faire, ils ont utilisé un échantillon de jumeaux américains et ce afin de contrôler les facteurs génétiques et familiaux pouvant influencer la fécondité. Ils ont analysé les données concernant l'éducation, le nombre d'enfants et l'âge auquel les femmes sont devenues mères. Amin et Behrman ont trouvé de fortes associations entre l'éducation et la fécondité et qu'une plus grande scolarisation peut amener les femmes à avoir moins d'enfants, à retarder la procréation, bien qu'elles ne soient pas plus susceptibles d'être sans enfant. Dans une étude similaire faite au Royaume-Uni, Tropf et Mandemakers (2017) ont mené une étude visant à comprendre le lien entre l'éducation et l'âge au premier accouchement chez les femmes britanniques, en utilisant un échantillon de jumelles. Leurs résultats révèlent que bien qu'une année de scolarité supplémentaire soit associée à un léger retard dans l'âge au premier accouchement, cette association diminue considérablement lorsqu'on tient compte des influences familiales partagées. Les

facteurs de l'environnement familial semblent avoir un impact plus significatif que les facteurs génétiques sur cette relation. De plus, l'étude met en lumière que l'augmentation de l'éducation ne peut expliquer qu'une partie du retard de la fécondité observé dans différentes cohortes. Ainsi, elle souligne l'importance de considérer les influences familiales dans la compréhension des dynamiques de la fécondité associées à l'éducation.

Fort *et al.* (2016) ont examiné le lien entre l'éducation et la fécondité en Europe en utilisant la variation exogène de l'éducation résultant des réformes de la scolarité obligatoire entre les années 1930 et 1970. Leurs résultats ont révélé un effet négatif de l'éducation sur la fécondité en Angleterre, suggérant qu'un accroissement du niveau d'éducation est associée à une diminution du nombre d'enfants. Toutefois, dans d'autres pays européens tels que la France, l'Italie et l'Espagne, aucun lien significative n'a été constaté entre l'éducation et la fécondité.

Kan et Lee (2018) ont examiné l'effet de l'éducation des femmes sur la fécondité dans le contexte spécifique de Taiwan. Ils ont utilisé la modification apportée (l'amendement) à la loi sur l'enseignement obligatoire de 1968, qui a prolongé la durée de l'enseignement obligatoire pour les filles de neuf à douze ans¹ et ce pour estimer cet effet causal. Ils ont montré que l'éducation des femmes avait un effet négatif sur la fécondité, ce qui signifie que l'accès à une éducation plus élevée pour les femmes peut avoir un effet démographique en réduisant la fécondité.

Outre les études ci-dessus qui se concentrent sur les pays développés, quelques articles ont tenté d'estimer un effet causal de l'éducation sur la fécondité dans les pays en développement. En particulier, Breierova et Duflo (2004) ont profité d'un programme massif de construction d'écoles qui a eu lieu en Indonésie entre 1973 et 1978 et ce pour étudier l'impact de l'éducation des femmes, mais aussi des

1. Voir Chou (2014) pour plus d'information.

hommes (les pères) sur la fécondité et la mortalité infantile. Elles ont trouvé que l'éducation des femmes a un impact significatif sur la fécondité et sur la mortalité infantile. Cela signifie que les femmes les plus instruites ont moins d'enfants et connaissent des taux de mortalité infantile plus faibles par rapport aux femmes moins éduquées. En revanche, l'éducation des hommes n'a pas montré d'effet significatif sur ces deux résultats démographiques.

Une autre étude sur un pays moins développé est Meng (2023), qui a analysé l'effet causal de l'éducation des femmes sur la fécondité en Chine et ce à l'aide des méthodes de discontinuité de régression et de variables instrumentales tout en utilisant l'échantillon féminin nés après 1980 soit entièrement concerné par la loi nationale sur l'éducation obligatoire². Il a constaté que l'augmentation de l'âge d'entrée à l'école avait un effet positif sur l'éducation des femmes et un impact négatif sur les décisions en matière de fécondité. Ainsi, un niveau d'éducation plus élevé chez les femmes est lié à une fécondité plus faible. Il a également conclu que l'investissement dans l'éducation des femmes a des effets positifs sur plusieurs aspects socio-économiques et de santé, offrant ainsi un portrait de certaines mesures captant l'efficacité de la loi chinoise sur l'éducation obligatoire.

1.2 La fécondité au Canada

Dans cette section, la revue de littérature se concentre sur la fécondité au Canada. Cette subdivision est motivée par le constat qu'il existe des études sur la fécondité dans ce pays, mais peu d'entre elles se penchent spécifiquement sur l'effet de l'éducation sur ce phénomène. En concluant avec cette section, nous établissons

2. Une loi qui a été adoptée le 12 avril 1986 en Chine et garantit à tous les enfants d'âge scolaire (6–12 ans) le droit de recevoir neuf ans d'enseignement obligatoire, financé par le gouvernement chinois.

le cadre nécessaire pour comprendre les particularités du contexte canadien et souligner l'originalité de notre contribution à la littérature existante.

Sardon (2006) examine la fécondité dans les pays anglophones développés en dehors de l'Europe, dont le Canada, en mettant en lumière l'impact des politiques migratoires sur les niveaux de fécondité. Il souligne que ces pays partagent une similitude en termes de politiques migratoires, et note que la fécondité dans ces pays était autrefois plus élevée que celle des pays européens, mais a depuis convergé vers des niveaux similaires. Au Canada, la fécondité varie d'une province à l'autre, avec le Québec enregistrant des niveaux particulièrement bas dans les années 1970 et 1980.

Tossou (2002) examine la fécondité différentielle entre les natives et les migrantes pour la période de 1976 à 1996, constatant que la région de Montréal se distingue par une fécondité plus élevée chez les immigrantes par rapport aux natives. Il a également constaté des niveaux des Indices Synthétiques de Fécondité (ISF) plus élevés chez les migrantes, avec des écarts significatifs tout au long de la période étudiée. Dans la même idée Street (2009) élabore une comparaison de la fécondité des immigrantes entre le Québec et le reste du Canada, mettant en évidence l'importance croissante des immigrantes internationales dans le développement démographique futur de la province québécoise. Les résultats montrent un écart grandissant dans la fécondité entre les femmes nées au Canada et les immigrantes.

Bingoly-Liworo (2008) analyse les comportements reproductifs des femmes et des hommes au Canada dans le cadre de sa thèse doctorale. L'étude examine le passage à la parentalité pour la première fois ainsi que la progression vers la maternité d'un premier, deuxième et troisième enfant. Les résultats mettent en évidence que l'allongement de la durée des études est associé à un retard dans

l'âge de la première naissance. Chez les hommes, ceux qui achèvent leurs études à un âge plus avancé ont tendance à avoir un intervalle plus court entre la fin des études et la première naissance. De plus, les conditions d'emploi précaires chez les hommes sont corrélées à un risque moindre d'avoir un premier enfant. Pour les femmes actives, les choix reproductifs sont de plus en plus influencés par ces conditions de participation au marché du travail plutôt que par le simple fait d'avoir un emploi.

Les recherches menées par Morency et Laplante (2010) révèlent que les couples canadiens prennent principalement en considération les conditions de travail de la femme et les implications financières familiales avant de décider d'avoir leur premier enfant. Laplante *et al.* (2015) approfondissent ces conclusions en montrant que la situation économique de la femme joue un rôle déterminant dans la décision d'avoir un premier enfant, tandis que les revenus de l'homme influent davantage sur la décision d'avoir un deuxième enfant.

Street et Laplante (2014) exposent une stratégie pour mesurer le nombre de naissances avant et après l'immigration, à travers l'Indice Synthétique de Fécondité (ISF). Ils révèlent que la fécondité des femmes immigrantes au Québec, qui reste supérieure à celle des femmes natives jusqu'au milieu des années 2000, est influencée par le calendrier de l'immigration. Trovato (2016) élargit l'analyse en examinant l'effet des revenus des hommes et des opportunités de travail des femmes sur la fécondité au Canada, ainsi que l'influence de la sécularisation. Ses résultats indiquent que les opportunités économiques des femmes et l'augmentation de la sécularisation ont contribué à la baisse générale de la fécondité au Canada.

Il existe également un certain nombre d'études sur les effets des incitations financières sur la fécondité, comme les allocations familiales (ou "primes bébé").

Par exemple, plusieurs études ont montré que les allocations familiales du Québec ont eu un effet positif sur la fécondité (Duclos *et al.*, 2002; Malak *et al.*, 2019).

Dans ce premier chapitre, nous avons examiné de manière théorique et empirique le lien entre l'éducation et la fécondité. Bien que la prédominance des écrits soutienne l'effet négatif de l'éducation sur la fécondité, certains résultats divergent. Étant donné que certains résultats empiriques ne concordent pas avec cette conclusion et en raison de l'existence de divers facteurs confondants et des différences entre les pays, il est nécessaire d'effectuer une nouvelle analyse spécifique au Canada. Bien que la fécondité ait déjà été étudiée, elle n'a pas encore été analysée dans le cadre d'une étude macroéconomique détaillée de l'effet de l'éducation. C'est précisément ce que nous proposons de faire dans cette recherche.

CHAPITRE II

DONNÉES

Ce chapitre est divisé en deux parties. La première contient une description des bases de données utilisées et la deuxième présente les statistiques descriptives.

2.1 Description des bases de données

Trois bases de données seront utilisées pour atteindre les objectifs de ce mémoire : la Base de données sur la fécondité humaine (Human Fertility Database), les Données de la Banque mondiale (World Bank Data) et l'Enquête sur la population active (EPA).

2.1.1 Base de données sur la fécondité humaine (Human Fertility Database, HFD)

La HFD est une base de données de référence sur la fécondité et la planification familiale, gérée conjointement par le Max Planck Institute for Demographic Research et le Vienna Institute of Demography. Cette base de données offre un accès gratuit et convivial à des données détaillées et fiables sur la fécondité, couvrant les différents aspects tels que l'âge des mères et l'ordre de naissance. Les données de la HFD proviennent de sources officielles de statistiques vitales et sont

soigneusement vérifiées et documentées, elle propose également une large gamme d'indicateurs de fécondité, notamment des taux spécifiques par âge, des taux bruts, cumulatifs et totaux, des âges moyens à la naissance, des ratios de progression de la parité, ainsi que des tables de fécondité par cohorte et par période pour les populations nationales. Ces données couvrent à la fois des périodes historiques et récentes (1921-2019), permettant ainsi une analyse approfondie des tendances de la fécondité.

La base de données HFD est continuellement mise à jour et s'enrichit régulièrement de données provenant de nouveaux pays. En tant que ressource précieuse, la HFD est largement utilisée par les chercheurs et les décideurs intéressés par l'étude de la fécondité. Un exemple est l'étude de Bongaarts et Sobotka (2012), qui utilise la base de données HFD et ce pour analyser les tendances mondiales de la fécondité et étudier les facteurs qui influencent les variations de la fécondité entre les pays.

2.1.2 Données de la Banque mondiale (World Bank databank, BM)

C'est une base de données très vaste qui contient une multitude d'informations sur les pays du monde entier. Elle propose une large gamme d'indicateurs, couvrant des domaines tels que l'économie, la santé, l'éducation, l'environnement, la démographie, la gouvernance et bien d'autres. Chaque indicateur comprend de nombreux sous-indicateurs qui permettent d'analyser en détail les tendances et les performances des pays. Les données de la Banque mondiale¹ sont collectées

1. Pour accéder aux bases de données de la Banque mondiale, visitez <https://www.worldbank.org> et cliquez sur "Data", sélectionnez "World Development Indicators" ou vous pouvez aller directement à <https://data.worldbank.org/indicator>, recherchez des indicateurs spécifiques comme par exemple le PIB ("GDP") puis sélectionnez les pays, la

auprès des pays membres, des agences nationales et internationales, et sont soumises à des processus rigoureux de vérification et de validation, ce qui garantit leur fiabilité et leur qualité. Elles couvrent une période étendue et permettent de suivre les tendances au fil du temps. Il convient de noter que la Banque mondiale met régulièrement à jour ses données pour refléter les dernières informations disponibles.

Le choix d'utiliser des données internationales de nature macroéconomique me permettra aisément d'obtenir une vision globale des variables étudiées à l'échelle internationale et une comparabilité accrue avec d'autres études utilisant des données provenant de pays autres que le Canada. Les deux principales sources, la Banque mondiale et le HFD, s'efforcent de rendre les différentes sources de données compatibles et facilement comparables. De plus, ces données sont disponibles sur une période plus longue, ce qui me permet d'analyser les tendances à long terme et de comprendre les évolutions historiques des agrégats étudiés.

Toutefois, les données sur l'éducation disponibles auprès de la Banque mondiale ne sont pas adéquates pour mon étude, car je souhaite mesurer annuellement le niveau d'éducation des femmes en âge de procréer, et les données pertinentes de la Banque mondiale ne sont publiées que tous les cinq ans. En outre, les autres données éducatives fournies par la Banque mondiale, comme les pourcentages d'enfants inscrits à l'école, ne répondent pas à mes besoins d'analyse. Par conséquent, il est nécessaire d'utiliser une troisième source de données pour obtenir les informations nécessaires sur l'éducation, soit l'Enquête sur la population active.

période et visualisez les données soit en graphique ou en tableau.

2.1.3 Enquête sur la population active (EPA)

Les données de l'Enquête sur la population active sont des données recueillies auprès de la population canadienne. Elles contiennent de l'information sur la situation actuelle du marché du travail canadien et permettent, entre autres, de calculer les taux d'emploi et de chômage à l'échelle nationale, provinciale, territoriale et régionale. Ainsi, ces données permettent d'avoir un aperçu crucial du marché du travail, de l'éducation, de la formation, des pensions de retraite et au soutien du revenu, chez les ménages.

Ce qui est important pour notre étude, c'est que l'EPA contient des données sur l'éducation de tous les répondants. Plus précisément, les individus sont interrogés sur leur niveau d'éducation, dans six ou sept catégories différentes (comme les 0-8 ans, les décrocheurs du secondaire, les diplômés du secondaire, etc). Pour nous concentrer sur les femmes en âge de procréer, nous nous limitons aux données sur les femmes âgées de 15 à 44 ans ; et parce que la question sur éducation dans l'EPA a considérablement changé entre 1989 et 1990, nous nous concentrons sur les données de 1990 à 2019. À l'aide des poids d'échantillonnage finaux, nous calculons la proportion de femmes dans chacune des quatre catégories de niveaux d'éducation pour chaque année, à savoir : celles n'ayant pas terminé leurs études secondaires (moins de 11 ans de scolarité), les titulaires d'un diplôme d'études secondaires (qui peuvent avoir 11-13 ans de scolarité), celles ayant fait des études postsecondaires sans diplôme universitaire, et celles possédant au moins un diplôme universitaire.

2.1.4 Choix des variables

Les variables utilisées dans notre étude sont regroupées en trois catégories principales : les variables démographiques, les variables économiques et les variables de l'éducation. Cette classification nous permet d'organiser les différentes

variables et de mieux analyser leurs relations. Voici un tableau illustrant ces catégories et les variables correspondantes :

TABLEAU 2.1 Définition des variables

| Descriptions | Variables | Source de données |
|---|-----------|-------------------|
| Variable dépendante Y | | |
| Le taux brut de fécondité | TBF | HFD |
| Variables explicatives X | | |
| Variables économiques | | |
| Le produit intérieur brut réel par habitant | PIB | BM |
| Le taux de femmes dans la population active | TPF | BM |
| Variables démographiques | | |
| Le taux de croissance de la population | TCP | BM |
| La migration nette | MN | BM |
| Variables de l'éducation | | |
| Le taux de femmes n'ayant pas terminé leurs études secondaires | moins_ES | EPA |
| Le taux de titulaires d'un diplôme d'études secondaires | dip_ES | EPA |
| Le taux de femmes ayant suivi des études postsecondaires mais n'ayant pas obtenu de diplôme universitaire | part_PS | EPA |
| Le taux de titulaires d'au moins un diplôme universitaire | dip_UN | EPA |

Dans notre étude, nous avons sélectionné plusieurs variables pour examiner l'effet de l'éducation sur la fécondité. Le choix de ces variables est basé sur leur pertinence pour comprendre les facteurs économiques, démographiques et éducatifs qui influencent les décisions de fécondité.

Nous incluons le produit intérieur brut réel par habitant (PIB) et ce pour éva-

luer l'impact du développement économique sur les choix de fécondité des femmes. Un niveau plus élevé de PIB peut offrir de meilleures conditions de vie, une augmentation des opportunités d'emploi et une sécurité économique améliorée, ce qui peut influencer les décisions des femmes en matière de fécondité. Concernant le taux de femmes dans la population active, c'est un aspect essentiel pour saisir et mieux comprendre comment l'autonomisation économique des femmes peut jouer un rôle dans leurs décisions de fécondité et leur impact sur la dynamique démographique. Ce taux est calculé comme le pourcentage de personnes dans la population active qui sont des femmes, afin de saisir l'importance relative des femmes sur le marché du travail.

Ensuite, le taux de croissance de la population et la variable migration nette sont incluses pour prendre en compte l'effet des tendances démographiques, y compris les mouvements migratoires, sur les décisions de fécondité des femmes. Ces variables sont importantes car elles peuvent avoir des conséquences sur les ressources disponibles et les pressions exercées sur les services publics.

Enfin, l'éducation des femmes est mesurée annuellement par un taux pondérés pour chacune des quatre catégories évoquées précédemment, et ce pour toutes les femmes âgées de 15 à 44 ans, soit les femmes en âge de procréer. Cette mesure permet de quantifier le niveau d'éducation formelle des femmes et d'examiner comment l'augmentation de leur niveau d'éducation influe sur leurs décisions de fécondité. Dans notre analyse, nous excluons une catégorie pour éviter les problèmes de multicolinéarité parfaite, dans notre cas nous allons omettre la variable « Le taux de personnes n'ayant pas terminé leurs études secondaires ». Par conséquent, les coefficients des autres catégories peuvent être interprétés comme un effet relatif à cette catégorie omise.

En prenant en compte ces variables, nous cherchons à comprendre comment

l'éducation des femmes interagit avec d'autres facteurs économiques, démographiques et sociaux pour façonner leurs décisions en matière de fécondité. Les tests et estimations sont réalisés sur des variables annuelles allant de 1990 à 2019.

2.2 Statistiques descriptives

Des statistiques descriptives pour les variables d'études ont été calculées afin de mieux comprendre leurs distributions et leurs caractéristiques.

TABLEAU 2.2 Statistiques descriptives des variables

| | Moyenne | Médiane | Ecart type | Minimum | Maximum |
|-----------------------|---------|---------|------------|---------|---------|
| TBF | 1,60 | 1,61 | 0,07 | 1,47 | 1,71 |
| moins_ES | 0,19 | 0,18 | 0,03 | 0,12 | 0,27 |
| dip_ES | 0,19 | 0,19 | 0,03 | 0,16 | 0,25 |
| part_PS | 0,41 | 0,41 | 0,02 | 0,36 | 0,44 |
| dip_UN | 0,21 | 0,21 | 0,07 | 0,12 | 0,34 |
| PIB réel | 49,52 | 51,46 | 6,15 | 39,08 | 57,67 |
| MN | 210,85 | 203,60 | 77,52 | 123,63 | 417,97 |
| TCP | 1,07 | 1,07 | 0,17 | 0,75 | 1,51 |
| TPF | 46,35 | 46,66 | 1,03 | 44,0 | 47,43 |
| Nombre d'observations | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |

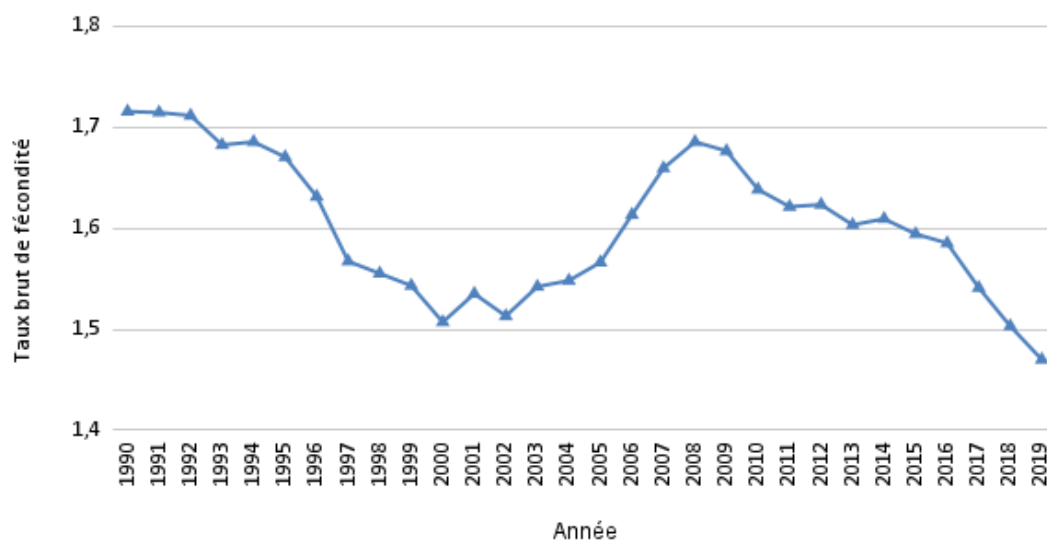
Note : La valeur du PIB réel est exprimée en milliers de dollars et celle de la migration nette (MN) est exprimée en milliers de personnes.

Le tableau 2.2 des statistiques descriptives révèle que le taux brut de fécondité (TBF) présente une faible variabilité, avec une moyenne de 1,60 et un écart-type de 0,07, tandis que les autres variables éducatives, telles que le taux

de diplômés universitaires (dip_UN) et le taux de personnes sans diplôme secondaire ($moins_ES$), affichent également des variations relativement modérées. En revanche, les variables économiques et démographiques, telles que le PIB réel par habitant et la migration nette (MN), montrent une plus grande dispersion, soulignant des fluctuations notables sur la période étudiée. Ces différences dans la variabilité peuvent avoir des répercussions sur la dynamique des relations entre les variables éducatives et la fécondité.

2.2.1 Analyse longitudinale des indicateurs Socio-économiques et démographiques : 1990-2019

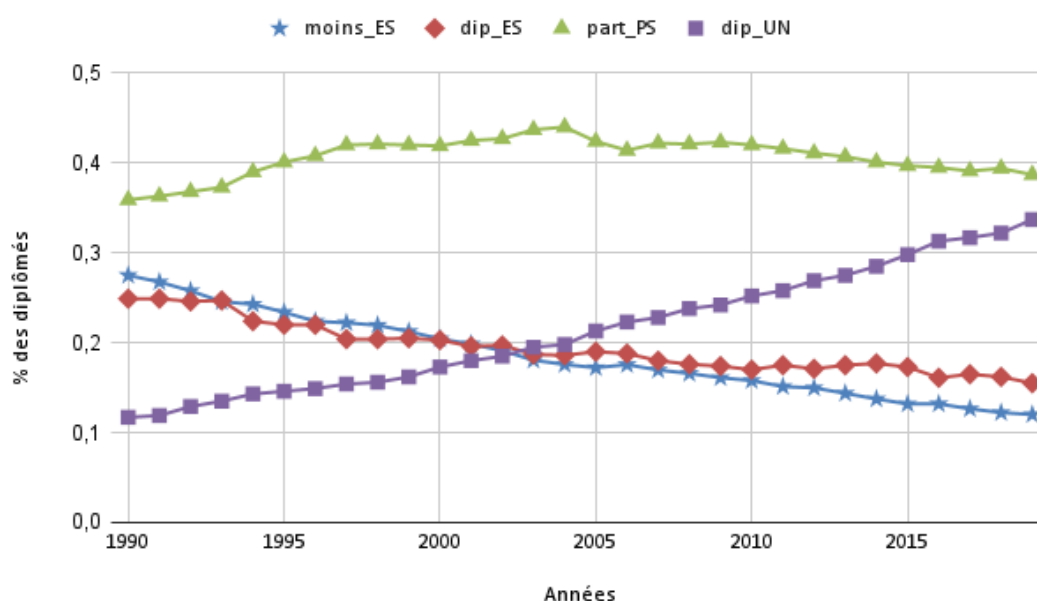
FIGURE 2.1 Évolution du taux brut de fécondité (TBF)



La figure 2.1 révèle plusieurs tendances significatives concernant le taux brut de fécondité (TBF) au Canada. Entre 1990 et 2000, le TBF a connu une diminution constante, passant de 1,72 à 1,51, ce qui représente une baisse de 12,1 % en une

décennie. À partir de 2001, une légère reprise a été observée, marquée par des fluctuations minimales, atteignant un pic de 1,69 en 2008. Cependant, cette phase de reprise a été suivie d'une nouvelle période de diminution, le TBF atteignant 1,47 en 2019, indiquant une baisse supplémentaire de 13 % par rapport au pic de 2008. Cette baisse pourrait être attribuée à divers facteurs socio-économiques tel que l'augmentation du niveau d'éducation, la hausse de la participation des femmes sur le marché du travail et les modifications dans les préférences reproductives des individus.

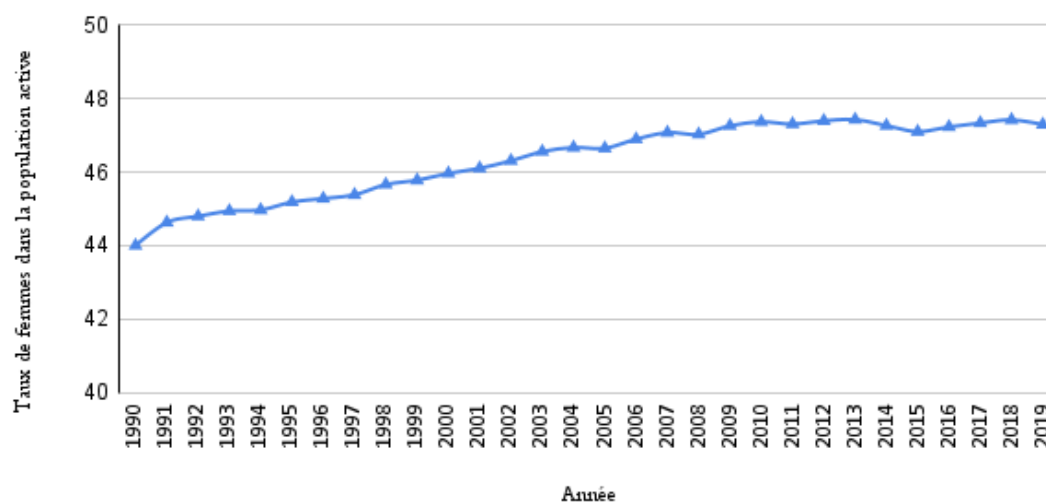
FIGURE 2.2 Évolution des variables éducatives



La figure 2.2 met en évidence des tendances à la hausse du niveau d'éducation au cours des trois dernières décennies. Il est observé une diminution notable de la proportion de personnes ayant un niveau d'éducation inférieur au secondaire, passant de 27,5% en 1990 à seulement 12% en 2019. Parallèlement, le pourcentage de diplômés universitaires a également augmenté, atteignant 33,7 % à la fin de

cette période. Cette évolution indique un progrès significatif vers une population plus instruite, soulignant un investissement accru dans le capital humain, élément crucial pour la compétitivité et l'innovation à long terme.

FIGURE 2.3 Évolution du taux de femmes dans la population active



Selon la figure 2.3, on constate une tendance à la hausse du taux de femmes dans la population active (TFP) au fil des années. En effet, celui-ci passe de 44% en 1990 pour atteindre un pic de 47,43% en 2013 avant de se stabiliser autour de 47% par la suite. L'augmentation enregistrée reflète l'effet des politiques en faveur de l'emploi féminin et les progrès socio-économiques, notamment en matière d'accès à l'éducation et aux opportunités professionnelles.

2.2.2 Test de corrélation

Un test de corrélation a été réalisé afin d'évaluer la relation entre les variables d'étude.

TABLEAU 2.3 La corrélation des variables

| | TBF | dip_ES | part_PS | dip_UN | PIB | MN | TCP | TPF |
|---------|-------|--------|---------|--------|-------|------|-------|-----|
| TBF | 1 | | | | | | | |
| dip_ES | 0,55 | 1 | | | | | | |
| part_PS | -0,47 | -0,50 | 1 | | | | | |
| dip_UN | -0,42 | -0,92 | 0,13 | 1 | | | | |
| PIB | -0,51 | -0,96 | 0,39 | 0,94 | 1 | | | |
| MN | -0,52 | -0,80 | 0,03 | 0,89 | 0,82 | 1 | | |
| TCP | 0,16 | 0,09 | -0,63 | 0,12 | -0,04 | 0,41 | 1 | |
| TPF | -0,43 | -0,96 | 0,47 | 0,91 | 0,96 | 0,75 | -0,13 | 1 |

Le tableau 2.3 révèle une corrélation positive modérée (0,55) entre le taux brut de fécondité (TBF) et le taux de personnes ayant un diplôme d'études secondaires (dip_ES), ce qui suggère qu'à mesure que le taux de diplômés d'études secondaires augmente, le TBF tend également à augmenter. En revanche, des corrélations négatives sont observées entre le TBF et certaines variables, telles que le taux de personnes ayant suivi des études postsecondaires sans diplôme universitaire (part_PS) et le taux de titulaires d'au moins un diplôme universitaire (dip_UN). Cela suggère que des niveaux d'éducation plus élevés sont associés à des taux de fécondité plus bas. De plus, des corrélations négatives sont constatées avec la migration nette (MN), le taux de femmes dans la population active (TPF) et le produit intérieur brut réel (PIB). Ces corrélations indiquent que des facteurs tels que l'éducation, la migration et la participation économique des femmes pourraient possiblement influencer le taux de fécondité. En revanche, une faible corrélation positive est observée entre le TBF et le taux de croissance de la population (TCP).

Il est important de noter que ces corrélations mettent en évidence des relations potentielles entre les variables étudiées, mais ne signifient pas nécessairement qu'il existe une relation de cause à effet. Des études supplémentaires, telles que le test de causalité de Granger et l'analyse de cointégration, doivent être effectuées pour évaluer plus précisément si une relation de causalité existe entre ces variables.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Dans ce chapitre, nous allons présenter la méthodologie employée pour examiner la relation entre le taux de fécondité et l'éducation au Canada. Nous utiliserons le modèle VECM (Vector Error Correction Model) pour analyser cette relation à travers la dynamique du VAR (Vector Autoregression). Avant de plonger dans l'estimation du modèle, il est de rigueur de définir les outils méthodologiques utilisés dans le cadre de cette recherche.

3.1 Méthodes économétriques

Dans cette section, nous examinerons les deux méthodes de modélisation, à savoir le VAR et le VECM.

3.1.1 L'approche des vecteurs autorégressifs (VAR)

Un modèle VAR est un modèle dynamique linéaire composé de plusieurs équations. Dans ce type de modèle, chaque équation exprime une relation linéaire où une variable est déterminée par une combinaison de ses valeurs passées ainsi que des valeurs passées des autres variables du système. Le nombre de retards sélectionnés dans le modèle peut être estimé en utilisant des critères d'information

tels que ceux d'Akaike et de Bayes. Toutes les variables incluses dans le modèle sont considérées comme endogènes, ce qui implique qu'elles sont mutuellement influencées par les autres variables du système. Chaque équation contient un terme d'erreur, qui peut être exogène ou endogène, et représente les facteurs non pris en compte par le modèle. Ces termes d'erreur sont ajoutés au système d'équations pour le compléter.

L'équation ci-dessous décrit un modèle VAR à p retards VAR(p) :

$$y_t = \mu + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \epsilon_t$$

Où :

- $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt})$: est le vecteur de dimensions ($K \times 1$) contenant les K variables du modèle ;
- $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_K)$: est un vecteur de constantes spécifiques à chaque variable, avec une dimension ($K \times 1$) ;
- θ_i : sont des matrices ($K \times K$) de coefficients fixes, ($i = 1, 2, \dots, p$) ;
- $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \dots, \epsilon_{Kt})$: est un vecteur ($K \times 1$) de bruits blancs, connu sous le nom processus d'innovations K -dimensionnel avec $E[\epsilon_t] = 0$, $E[\epsilon_t \epsilon_s] = 0 \quad \forall s \neq t$ et $E[\epsilon_t \epsilon_t^T] = \Sigma_\epsilon$, où Σ_ϵ est la matrice non singulière de variances-covariances.

L'utilisation d'un modèle VAR pour analyser l'effet causal de l'éducation sur la fécondité présente plusieurs avantages. Premièrement, les modèles VAR offrent une approche puissante pour modéliser l'éducation et la fécondité. Ils permettent d'analyser leurs interactions complexes, de comprendre les dynamiques à court terme entre ces variables, et d'identifier efficacement les effets immédiats des changements dans l'éducation sur la fécondité, et vice versa.

Le deuxième avantage des modèles VAR est qu'ils éliminent le besoin de distinguer entre les variables exogènes et endogènes, car ils incluent uniquement des variables endogènes. Cela simplifie la spécification du modèle et permet une analyse plus précise des dynamiques à court terme entre l'éducation et la fécondité, offrant ainsi une vision détaillée des variations dans ces domaines. De plus, leur nature empirique permet de baser les conclusions sur les données réelles, réduisant ainsi le biais subjectif dans l'analyse.

Néanmoins, l'utilisation des méthodes VAR présente également des inconvénients. En plus des défis associés au choix des variables, l'identification des chocs dans les modèles VAR représente une limite majeure, car la corrélation entre les termes d'erreur peut rendre difficile l'attribution d'un choc à une variable spécifique. Pour analyser les réponses aux chocs et interpréter les résultats, il est crucial que les termes d'erreur soient non corrélés entre eux, ce qui peut rendre l'utilisation des modèles VAR moins intuitive.

De plus, leur application sur les effets à court terme et l'absence d'attention à la dynamique découle de la capacité de la théorie économique à identifier les relations à long terme entre les variables, en négligeant les ajustements dynamiques. Le modèle VAR est flexible mais ignore les informations théoriques sur les équilibres à long terme. Pour combiner la flexibilité de modèle avec les connaissances théoriques, une approche souple et basée sur les données est privilégiée, appelée équation à correction d'erreurs (ECM). Cette méthode, qui intègre une structure latente flexible et les conditions d'équilibre de long terme, est considérée comme supérieure aux modèles VAR ou ARIMA, selon Kennedy (2003).

3.1.2 L'approche des modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM)

Un modèle de vecteur à correction d'erreur (VECM) se distingue d'un modèle VAR (Vector Autoregression) par l'ajout d'une relation de long terme en plus des relations de court terme entre les variables. En d'autres termes, le modèle de vecteur à correction d'erreur (VECM) se démarque par l'intégration d'une composante de cointégration, en plus des relations à court terme entre les variables.

D'un point de vue technique, un VECM modélise les différences entre les variables (qui sont généralement $I(1)$ ¹) plutôt que les variables elles-mêmes. Cela permet de capter à la fois les relations de court terme (via les différences) et les relations de long terme (via les termes de correction d'erreur). Les termes de correction d'erreur ajustent les écarts entre les séries vers leur relation de long terme, ce qui les rend adaptés pour modéliser des séries non stationnaires présentant une relation de cointégration.

Comme un ECM, un VECM est donné par l'équation suivante :

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Où :

- y_t est un vecteur $m \times 1$ de variables comme dans un VAR ;
- Δy_t est un vecteur $m \times 1$ des premières différences des variables dans y_t ;
- μ est un vecteur $m \times 1$ de coefficients d'interception ;
- Π et les Γ_i^* sont des matrices de coefficients de taille $m \times m$;

1. $I(1)$ désigne une série temporelle intégrée d'ordre 1. Cela signifie que la série n'est pas stationnaire à son niveau initial, mais devient stationnaire après avoir pris la première différence des observations.

- ε_t est un vecteur d'erreurs $m \times 1$ avec une corrélation contemporaine mais sans autocorrélation, comme le vecteur d'erreurs dans un VAR.

Pour identifier une relation de cointégration, deux méthodes sont généralement utilisées : le test d'Engle et Granger (1987) et les tests de Johansen (1988). Le premier test est utilisé pour déterminer s'il existe une seule relation à long terme entre plusieurs variables, tandis que le second est plus général et peut être appliqué dans des cas plus complexes. Dans notre étude, nous prévoyons d'utiliser ce dernier test.

3.2 Présentation des tests

3.2.1 Test de racine unitaire ou Test de stationnarité

Le test de stationnarité est utilisé pour détecter la présence d'une racine unitaire dans une série temporelle, indiquant ainsi une non-stationnarité. Une racine unitaire signifie qu'une variable suit un processus autoregressif intégré d'ordre 1, où les différences entre les valeurs successives ne sont pas constantes. En d'autres termes, une série avec une racine unitaire peut présenter une tendance ou une instabilité dans ses données, nécessitant éventuellement une transformation ou une différenciation pour rendre les données stationnaires avant d'effectuer une analyse plus approfondie. Des tests statistiques tels que le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) ou le test de Phillips-Perron sont souvent employés dans ce contexte.

Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) permet de vérifier trois scénarios potentiels pour une série temporelle : une marche aléatoire, une marche aléatoire avec une constante, ou une marche aléatoire avec une tendance. La formule générale de ce test reflète ces trois cas :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \phi \Delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Avec :

- Δy_t : la première différence de la série temporelle à l'instant t .
- α : le terme constant.
- βt : le terme de tendance linéaire.
- ϕ : le coefficient de la première différence de la série temporelle retardée d'un pas.
- $\sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i}$: les termes de différences retardées supplémentaires.
- ε_t : le terme d'erreur.

Dans cette équation, si α et β sont tous deux égaux à zéro, cela indique une marche aléatoire. Autrement dit, aucune constante ni tendance n'est présente dans le processus. En revanche, si α est différent de zéro, cela signifie qu'il y a une constante dans le processus, tandis qu'un β non nul indique la présence d'une tendance.

Pour le test ADF, l'hypothèse nulle (H_0) est que $\phi = 1$, ce qui signifierait que le processus est non stationnaire. L'hypothèse alternative (H_1) est que $\phi < 1$, ce qui indiquerait que le processus est stationnaire.

Pour mener ce test correctement, il est crucial de choisir le nombre de retards approprié dans le processus. Si le nombre de retards est insuffisant, le test peut manquer de précision, tandis qu'un nombre excessif de retards peut réduire la puissance du test. La méthode de Perron guide cette sélection en évaluant la significativité du dernier retard dans l'équation estimée. Cette approche est itérative et se termine lorsque le dernier retard devient significatif. Nous nous référons au critère d'Akaike pour définir ce que nous entendons par un nombre de retards considérable.

Cette méthode, combinant le test ADF avec la procédure de Perron, est appliquée à chaque série du modèle. Tout d'abord, nous examinons les données en niveau, puis en différences si nécessaire pour les rendre stationnaires. Ce processus est répété jusqu'à ce qu'un modèle satisfaisant soit trouvé pour chacune des séries.

3.2.2 Test de cointégration

Le test de cointégration est un outil important en économie pour analyser les relations de long terme entre des variables économiques. La cointégration implique que même si les variables peuvent s'écarter temporairement les unes des autres, des forces économiques tendent à les ramener vers un équilibre à long terme. Pour déterminer la présence ou l'absence de cointégration entre nos variables, nous allons utiliser le test de Johansen (1988). Selon Lütkepohl (2005), le test de Johansen est considéré comme une généralisation multivariée du test de Dickey-Fuller augmenté. Cette généralisation consiste à examiner les combinaisons linéaires des variables pour détecter les racines unitaires. Par exemple, si quatre variables sont examinées et présentent toutes des racines unitaires, il peut exister au plus trois vecteurs de cointégration. En général, si toutes les variables ont des racines unitaires, il peut exister au plus $k - 1$ vecteurs de cointégration. Le test de Johansen repose sur la matrice Π dans la formulation suivante du modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM) :

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Le test est basé sur les valeurs propres des transformations des données, qui représentent des combinaisons linéaires des données ayant une corrélation canonique.

Les tests de Johansen sont généralement des tests de ratios de probabilités, et parmi ces principaux tests, on trouve le test de trace. Ce test utilise la statistique $\mathbf{J}_{\text{trace}}(r)$, définie comme :

$$\mathbf{J}_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Ici, T représente la taille de l'échantillon et $\hat{\lambda}_i$ est la i -ème plus grande corrélation canonique entre les résidus.

Ce test est dérivé pour déterminer si le rang de la matrice Π est r . L'hypothèse nulle est que $\text{rang}(\Pi) = r$. L'hypothèse alternative est que $r < \text{rang}(\Pi) \leq k$, où k est le nombre maximal possible de vecteurs de cointégration. Pour réussir ce test, et si cette hypothèse nulle est rejetée, alors l'hypothèse nulle suivante est $\text{rang}(\Pi) = r + 1$, et l'hypothèse alternative est que $r + 1 < \text{rang}(\Pi) \leq k$.

Dans ce cas deux situations peuvent se présenter :

- $\text{Rang}(\Pi) = 0$ donc $r = 0$, cela signifie qu'il n'existe pas de relation de cointégration, donc on ne peut pas estimer un modèle VECM. Par contre, il est possible d'estimer un modèle VAR sur Δy_t .
- $\text{Rang}(\Pi) = r$, il existe $r > 0$ relations de cointégration, donc un modèle VECM peut alors être estimé.

À noter que l'hypothèse H_0 est acceptée lorsque la valeur de la statistique $\mathbf{J}_{\text{trace}}(r)$ est inférieure à sa valeur critique. Les valeurs critiques sont tabulées dans Johansen-Juselius (1990).

3.2.3 Test de causalité à la Granger

Dans un modèle VAR(p) où les variables y_{1t} et y_{2t} sont stationnaires :

$$\begin{aligned}
y_{1t} &= \nu_1 + \alpha_{11}y_{1t-1} + \alpha_{12}y_{1t-2} + \dots + \alpha_{1p}y_{1t-p} \\
&\quad + \beta_{11}y_{2t-1} + \beta_{12}y_{2t-2} + \dots + \beta_{1p}y_{2t-p} + \epsilon_{1t} \\
y_{2t} &= \nu_2 + \alpha_{21}y_{1t-1} + \alpha_{22}y_{1t-2} + \dots + \alpha_{2p}y_{1t-p} \\
&\quad + \beta_{21}y_{2t-1} + \beta_{22}y_{2t-2} + \dots + \beta_{2p}y_{2t-p} + \epsilon_{2t}
\end{aligned}$$

Nous évaluons deux hypothèses concernant les relations de causalité entre ces deux variables, comme détaillé ci-dessous :

- **Test de causalité de y_{2t} sur y_{1t} :** Nous formulons l'hypothèse nulle H_0 comme suit : $\beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \dots = \beta_{1p} = 0$. Ceci signifie que y_{2t} ne cause pas y_{1t} . Si nous rejetons H_0 , cela implique qu'au moins un des coefficients β est différent de zéro, ce qui indique que y_{2t} cause y_{1t} .
- **Test de causalité de y_{1t} sur y_{2t} :** L'hypothèse nulle H_0 est formulée comme suit : $\alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \dots = \alpha_{2p} = 0$. Ceci indique que y_{1t} ne cause pas y_{2t} . Si H_0 est rejetée, cela suggère qu'au moins un des coefficients α est non nul, ce qui signifie que y_{1t} cause y_{2t} .

Si nous acceptons les deux hypothèses alternatives, cela indique une relation de rétroaction entre y_{1t} et y_{2t} , ce qui signifie que chacune des variables cause l'autre de manière réciproque.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

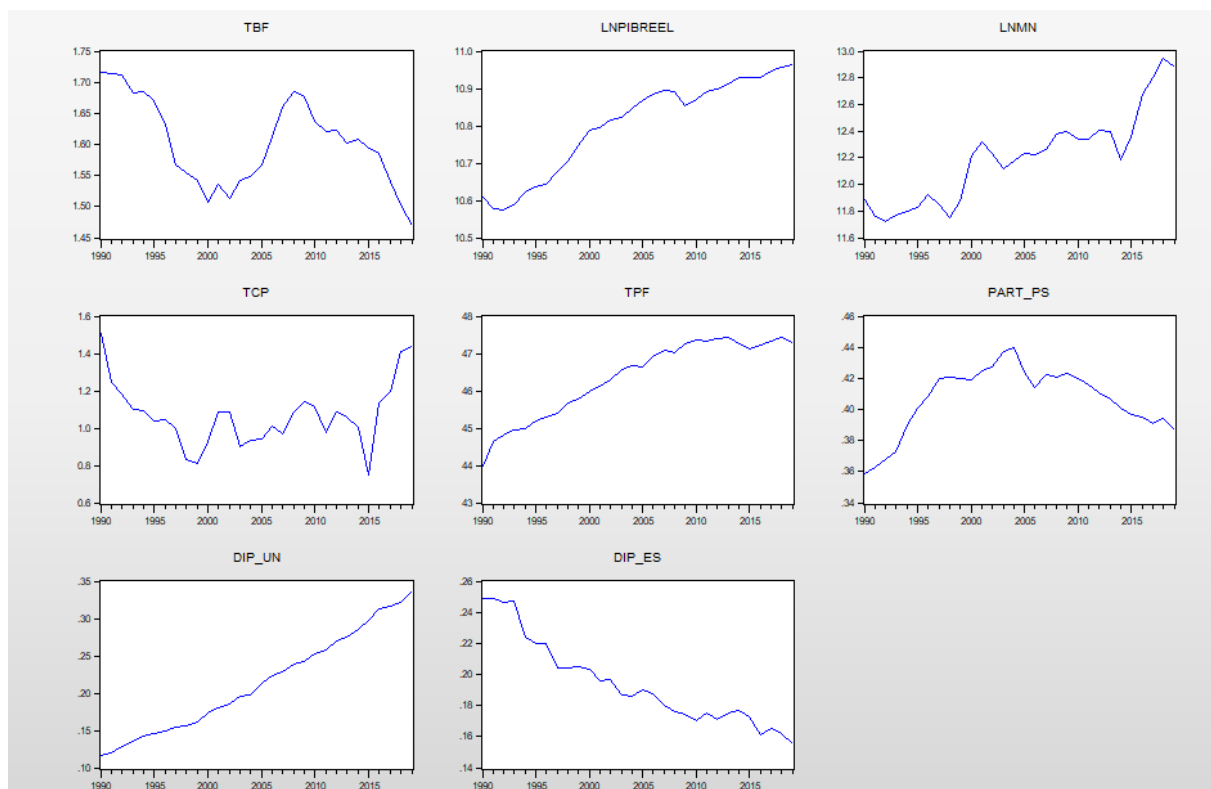
Dans le présent chapitre, nous discutons en premier lieu de l'analyse des séries temporelles utilisées pour estimer la relation entre l'éducation et la fécondité. Ensuite, nous présentons l'approche économétrique utilisée. Enfin, nous discutons des résultats empiriques du modèle. À noter également que dans les sections qui suivent, nous avons appliqué une transformation logarithmique au PIB réel par habitant ($\ln\text{PIB}$) et à la migration nette ($\ln\text{MN}$) et ce afin de réduire l'échelle de leurs valeurs et faciliter notre analyse.

4.1 Analyse et traitement des séries temporelles

Il est difficile de tirer des conclusions statistiques avec une série non stationnaire, donc pour détecter si nos séries sont stationnaires, nous commencerons par une analyse graphique.

4.1.1 Analyse graphique et test de stationnarité

FIGURE 4.1 L'évolution en niveau des séries



À priori, par observation, nous remarquons que presque toutes les séries présentent une tendance globale, soit à la baisse, soit à la hausse, à l'exception du taux de croissance de la population, du taux brut de fécondité et du taux de personnes ayant suivi des études postsecondaires sans avoir obtenu de diplôme universitaire, qui semblent stationnaires. Afin de rendre les séries stationnaires, nous allons éventuellement utiliser une différenciation, une approche courante pour y parvenir.

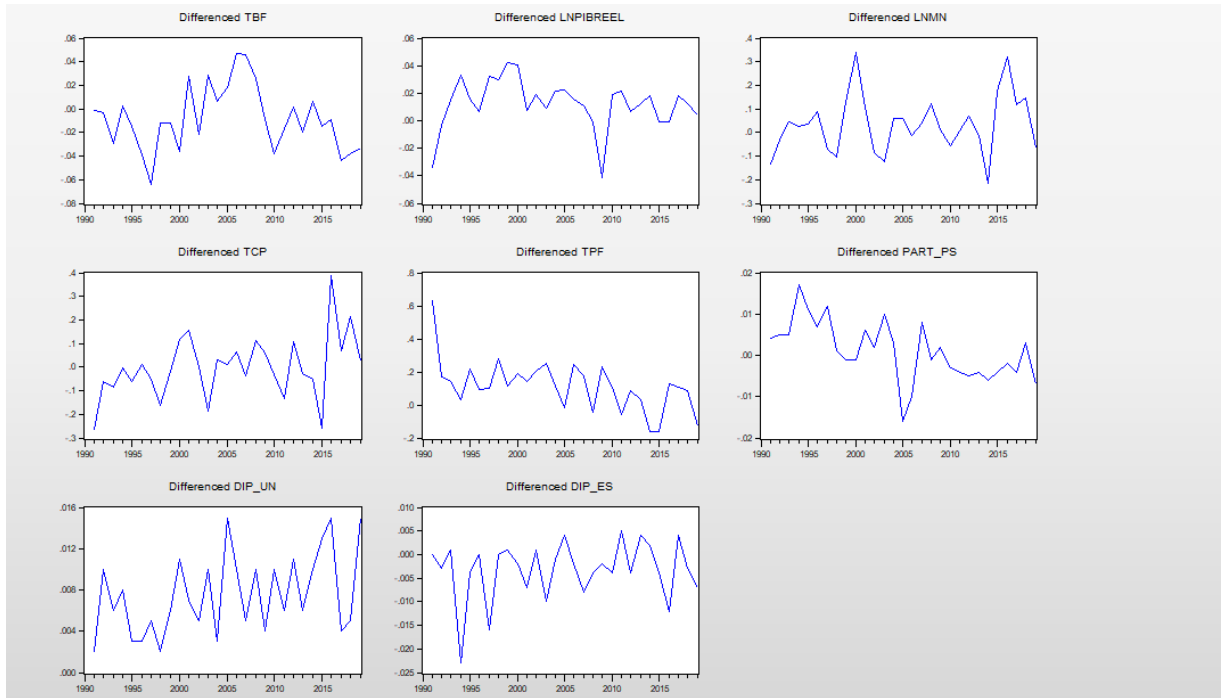
Pour valider l'état des séries, nous appliquerons le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et le tableau ci-dessous résume les résultats du test ADF pour chacune des séries.

TABLEAU 4.1 Sommaire du test ADF

| Séries | t-Statistique | Probabilité. |
|---------|---------------|--------------|
| TBF | -2,39 | 0,38 |
| dip_ES | -2,17 | 0,49 |
| part_PS | -3,54 | 0,06 |
| dip_UN | -1,30 | 0,87 |
| lnPIB | -0,98 | 0,93 |
| lnMN | 0,05 | 0,96 |
| TCP | -2,73 | 0,23 |
| TPF | -1,36 | 0,85 |

D'après les résultats du test ADF, nous constatons que la plupart des séries ne sont pas stationnaires à des niveaux de signification courants ($p > 0,05$), à l'exception de la variable part_PS ($p = 0,06$), qui montre des signes de stationnarité à un niveau de ($p < 0,10$), bien que ces résultats ne soient pas entièrement significatifs. Cela indique qu'il est nécessaire d'effectuer des transformations supplémentaires pour garantir leur stationnarité. L'hypothèse nulle du test ADF, qui postule la présence d'une racine unitaire (non-stationnarité), n'a pas été rejetée dans ces cas.

FIGURE 4.2 Évaluation de la stationnarité des séries après différenciation ($y_t - y_{t-1}$)



Suite à une première différenciation, toutes les séries semblent devenir stationnaires, suggérant ainsi une transformation efficace vers la stationnarité des données. Nous allons également procéder au test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) après différenciation pour confirmer l'état de stationnarité des séries.

TABLEAU 4.2 Sommaire du test ADF après différenciation ($y_t - y_{t-1}$)

| Séries | t-Statistique | Probabilité. |
|---------|---------------|--------------|
| TBF | -3,16 | 0,03 |
| dip_ES | -6,47 | 0,00 |
| part_PS | -4,29 | 0,01 |
| dip_UN | -6,29 | 0,00 |
| lnPIB | -4,63 | 0,00 |
| lnMN | -5,50 | 0,00 |
| TCP | -6,04 | 0,00 |
| TPF | -4,81 | 0,00 |

Le tableau 4.2 montre que toutes les séries sont désormais stationnaires, avec des valeurs de probabilité très faibles, toutes inférieures à 0,05, ce qui indique une forte confiance dans le rejet de l'hypothèse nulle de non-stationnarité. Cela suggère une stationnarité statistiquement significative au seuil de 5%.

4.1.2 Test de cointégration

Comme mentionné ci-haut, nous avons différencié nos séries une seule fois pour les rendre stationnaires. Cette transformation les rend intégrées d'ordre 1 (I(1)), ce qui indique l'existence d'une relation de long terme entre nos séries et un impact direct sur la dynamique à court terme entre les variables. Pour déterminer si nos données présentent un équilibre à long terme, nous devons estimer ce lien en utilisant un test de cointégration. Le test choisi pour cette estimation est celui de Johansen.

TABLEAU 4.3 Test de Cointégration

| | trace-Statistique | Valeur Critique au seuil de 5% | Probabilité. |
|-----------|-------------------|--------------------------------|--------------|
| Aucun | 384,02 | 159,53 | 0,00 |
| Au plus 1 | 238,45 | 125,62 | 0,00 |
| Au plus 2 | 172,55 | 95,75 | 0,00 |
| Au plus 3 | 120,07 | 69,82 | 0,00 |
| Au plus 4 | 76,24 | 47,86 | 0,00 |
| Au plus 5 | 35,81 | 29,80 | 0,009 |
| Au plus 6 | 16,40 | 15,49 | 0,04 |
| Au plus 7 | 7,03 | 3,84 | 0,008 |

À la lumière des résultats du test de cointégration présentés dans le tableau 4.3, nous pouvons conclure qu'il existe de multiples relations de long terme entre nos variables. À chaque niveau d'analyse, le test rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, révélant jusqu'à huit relations significatives au seuil de 5%. Cela signifie qu'une divergence de ces relations serait corrigée au fil du temps, affectant ainsi le comportement dynamique à court terme entre les variables. L'étape suivante consiste donc à estimer un VECM avec quatre équations de cointégration afin de se concentrer sur les relations les plus pertinentes pour notre question de recherche, afin de mieux illustrer et comprendre la dynamique entre l'éducation et la fécondité¹.

1. À noter que le choix du nombre de relations à retenir dépend de plusieurs facteurs ; ainsi, on peut choisir d'en retenir une seule ou d'en prendre jusqu'à huit, selon le contexte de notre recherche. Dans notre cas, bien que le test de cointégration de Johansen ait identifié jusqu'à huit relations significatives, nous avons choisi d'en retenir quatre.

4.1.3 Test de causalité au sens de Granger

Comme indiqué au troisième chapitre, la causalité de Granger confirme l'intuition d'un lien dynamique entre les différentes variables étudiées. Pour faciliter la lecture et en lien avec notre thème, nous allons examiner en détail la causalité entre les variables suivantes : (TBF) , (DIP_ES), (PART_PS), et (DIP_UN), tout en notant également toutes les autres relations significatives ($p < 0,1$). Le lecteur pourra trouver l'intégralité du tableau en appendice A. Vous trouverez ci-dessous un extrait du tableau qui illustre ces relations :

TABLEAU 4.4 Extrait de test de causalité à la Granger

| H0 : | F-Statistique | probabilité |
|--|---------------|-------------|
| lnMN ne cause pas à la Granger TCP | 69,42 | 0,000 |
| DIP_UN ne cause pas à la Granger lnMN | 7,20 | 0,004 |
| TCP ne cause pas à la Granger lnMN | 5,49 | 0,011 |
| lnPIB ne cause pas à la Granger lnMN | 4,63 | 0,02 |
| DIP_ES ne cause pas à la Granger DIP_UN | 3,11 | 0,06 |
| DIP_ES ne cause pas à la Granger lnPIB | 3,00 | 0,07 |
| DIP_ES ne cause pas à la Granger PART_PS | 2,98 | 0,07 |
| DIP_ES ne cause pas à la Granger lnMN | 2,97 | 0,07 |
| DIP_UN ne cause pas à la Granger PART_PS | 2,93 | 0,07 |
| PART_PS ne cause pas à la Granger TPF | 2,81 | 0,08 |
| TBF ne cause pas à la Granger lnPIB | 2,64 | 0,09 |
| PART_PS ne cause pas à la Granger DIP_UN | 1,68 | 0,21 |
| DIP_UN ne cause pas à la Granger DIP_ES | 1,06 | 0,36 |
| PART_PS ne cause pas à la Granger TBF | 1,01 | 0,38 |
| DIP_ES ne cause pas à la Granger TBF | 0,89 | 0,43 |
| DIP_UN ne cause pas à la Granger TBF | 0,79 | 0,46 |
| PART_PS ne cause pas à la Granger DIP_ES | 0,40 | 0,67 |
| TBF ne cause pas à la Granger DIP_UN | 0,26 | 0,77 |
| TBF ne cause pas à la Granger DIP_ES | 0,24 | 0,79 |
| TBF ne cause pas à la Granger PART_PS | 0,04 | 0,96 |

À la lumière des résultats présentés dans le tableau 4.4, plusieurs conclusions peuvent être tirées :

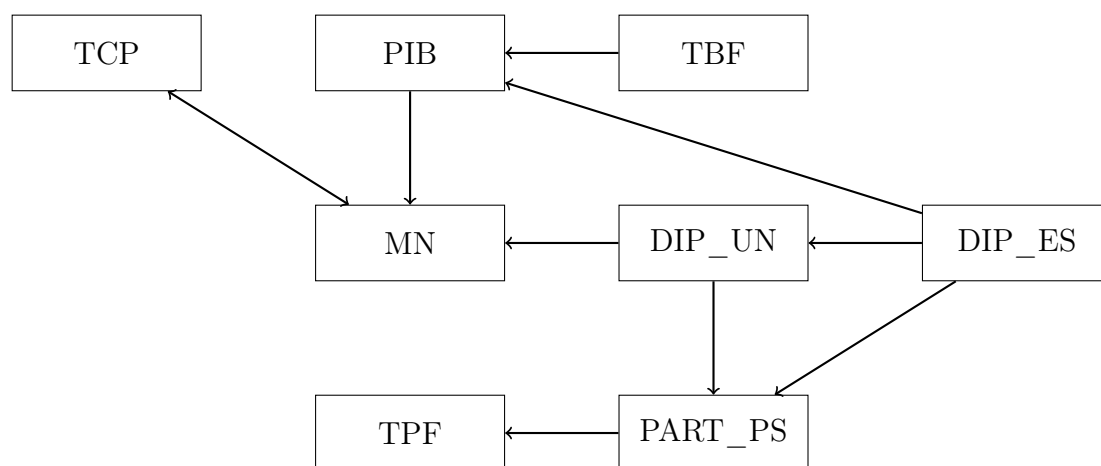
Des causalités unidirectionnelles :

- Le taux de titulaires d’au moins un diplôme universitaire (DIP_UN) cause la migration nette (MN).
- Le PIB réel par habitant cause la migration nette (MN).
- Le taux de titulaires d’un diplôme secondaire (DIP_ES) influence le taux de titulaires d’un diplôme universitaire (DIP_UN).
- Le taux de titulaires d’un diplôme secondaire (DIP_ES) influence le PIB réel par habitant.
- Le taux de titulaires d’un diplôme secondaire (DIP_ES) influence le taux de femmes ayant suivi des études postsecondaires mais n’ayant pas obtenu de diplôme universitaire (PART_PS).
- Le taux de titulaires d’un diplôme secondaire (DIP_ES) influence la migration nette (MN).
- Le taux de titulaires d’un diplôme universitaire (DIP_UN) influence le taux de femmes ayant suivi des études postsecondaires mais n’ayant pas obtenu de diplôme universitaire (PART_PS).
- Le taux de femmes ayant suivi des études postsecondaires mais n’ayant pas obtenu de diplôme universitaire (PART_PS) influence le taux de femmes dans la population active (TPF).
- Le taux brut de fécondité (TBF) influence le PIB réel par habitant.

On trouve aussi une relation bidirectionnelle : le taux de croissance de la population (TCP) et la migration nette (MN) s’influencent mutuellement à un niveau de moins de 2 %.

Nous pouvons conclure qu’aucune variable éducative n’a une influence significative directe sur le taux brut de fécondité, ni inversement, selon le test de Granger. Cependant, on peut dire que l’éducation peut influencer indirectement le taux brut de fécondité à travers plusieurs variables intermédiaires. De plus, les résultats montrent également les interactions entre les différents niveaux d’éducation

et comment ces interactions pourraient indirectement aussi affecter la fécondité via leur impact sur l'économie et la migration. Le schéma suivant résume les liens de causalité trouvés entre nos variables :



4.2 Modèle empirique

4.2.1 Estimation VAR

Après l'estimation de modèle VAR (les résultats de cette estimation se trouve en appendice B), nous avons déterminé le nombre de retards optimal, c'est-à-dire celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec le moins de paramètres. Le tableau 4.5 résume les résultats du nombre de retard optimal du modèle. Dans notre cas, nous avons choisi le critère d'information de Schwarz (SIC) pour sélectionner le modèle à utiliser.

TABLEAU 4.5 Résultats du nombre de retard optimal

| Lag | LogL | LR | FEP | AIC | SC | HQ |
|-----|--------|---------|-----------|---------|---------|---------|
| 0 | 417,25 | NA | 2,79E-23 | -29,23 | -28,85 | -29,12 |
| 1 | 669,37 | 342,17 | 4,91E-29 | -42,67 | -39,24 | -41,62 |
| 2 | 825,89 | 123,06* | 2,58E-31* | -49,28* | -42,81* | -47,31* |

Note : * L'ordre de retard sélectionné par le critère est de 2. Les critères d'information présentées sont l'Akaike Information Criterion (AIC), le Schwartz Criterion (SC), le Final Prediction Error (FEP) et le Hannan-Quinn Criterion (HQ)

Il ressort des résultats du tableau 4.5 que le modèle approprié sera celui avec deux retards, car il présente les valeurs les plus favorables pour tous les critères d'information, tout en maintenant un modèle parcimonieux. Cela permet d'obtenir des résultats statistiquement significatifs.

4.2.2 Estimation du modèle par VECM

Étant donné que le test de cointégration indique une cointégration significative entre nos variables, il est nécessaire d'utiliser un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM)² pour l'estimation. Cette approche est appropriée car elle prend en compte les relations à long terme entre les variables, contrairement à un modèle autorégressif en première différence qui prend en compte uniquement les changements de court terme, ce qui pourrait conduire à une perte d'information sur la dynamique de long terme entre les variables.

2. Comme nous l'avons déjà mentionné dans le chapitre précédent, un modèle VECM est un VAR restreint destiné pour être utilisé avec des séries non stationnaires dont on sait qu'elles sont cointégrées.

Afin de faciliter la lecture, seules l'équation de cointégration et l'équation portant sur le taux brut de la fécondité sont présentées ici.

Le tableau 4.6 révèle les relations à long terme ou effets marginaux de long terme estimés entre les variables étudiées dans le modèle VECM soit entre les variables dépendantes³ (D(TBF), D(TCP), D(MN), D(PIB)) et les variables explicatives (D(part_PS), D(dip_ES), D(dip_UN), D(TPF)).

3. Le choix de ces variables comme variables dépendantes est motivé par notre intérêt à comprendre les dynamiques de long terme entre l'éducation et la fécondité.

TABLEAU 4.6 Équations de cointégration : équation à long terme

| | Cointeq1 |
|----------------|------------------------------|
| D(TBF(-1)) | 1 |
| D(TCP(-1)) | 0 |
| D(lnPIB(-1)) | 0 |
| D(lnMN(-1)) | 0 |
| D(dip_ES(-1)) | -30,92 (12,61) [-2,45] |
| D(part_PS(-1)) | -21,51 (6,90) [-3,12] |
| D(dip_UN(-1)) | -2,44 (4,77) [-0,51] |
| D(TPF(-1)) | -0,01 (0,16) [-0,07] |
| C | 14,23 |

Note : Les coefficients des variables dans chaque équation montrent la relation à long terme entre ces variables et les variables dépendantes. Les coefficients présentés dans ce tableau proviennent de la matrice Π dans l'équation 3.1, qui représente les relations de cointégration entre les variables. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts types des coefficients et les valeurs entre crochets sont les statistiques-t.

Les résultats révèlent que l'effet des études postsecondaires sur la fécondité à long terme est négatif et statistiquement significatif, indiquant qu'une augmen-

tation de 1% des individus ayant complété des études postsecondaires est associée à une diminution d'environ 0,22 point du taux brut de fécondité (TBF) à long terme. De plus, le pourcentage de diplômés de l'enseignement secondaire a un impact encore plus prononcé, exerçant un effet négatif significatif sur le TBF au Canada. En revanche, bien que la relation entre le pourcentage de diplômés universitaires et le TBF soit également négative, elle n'est pas significative à long terme. Par ailleurs, le pourcentage de femmes dans la population active montre des effets négatifs, indiquant qu'une augmentation de cette participation est associée à une légère diminution du taux de fécondité.

La deuxième partie de l'estimation du modèle VECM présente les équations de correction d'erreur, illustrant de quelle manière les variables ajustent les écarts par rapport aux relations de long terme identifiées dans les équations de cointégration. Le tableau 4.7 résume les résultats trouvés :

TABLEAU 4.7 Estimation des coefficients à court terme : Variable dépendante : D(TBF)

| Variables | Coefficient | Ecart-Type | t-Statistique. |
|----------------|-------------|------------------|----------------|
| R-carré : | 0,82 | R-carré ajusté : | 0,67 |
| Cointeq1 | -0,06 | 0,08 | -0,80 |
| Cointeq2 | 0,50 | 0,26 | 1,94 |
| Cointeq3 | -0,07 | 0,09 | -0,75 |
| Cointeq4 | 0,10 | 0,12 | 0,86 |
| D(TBF(-1)) | -0,04 | 0,20 | -0,21 |
| D(TCP(-1)) | -0,09 | 0,06 | -1,49 |
| D(TPF(-1)) | 0,05 | 0,03 | 1,53 |
| D(lnPIB(-1)) | 0,39 | 0,24 | 1,63 |
| D(part_PS(-1)) | -3,96 | 1,34 | -2,94 |
| D(dip_ES(-1)) | -5,31 | 1,57 | -3,39 |
| D(dip_UN(-1)) | -3,13 | 1,87 | -1,67 |
| D(lnMN(-1)) | 0,08 | 0,08 | 1,00 |
| C | -0,01 | 0,02 | -0,78 |

Note : Les coefficients des termes d'erreur de correction (CointEq1 à CointEq4) indiquent la vitesse à laquelle les variables ajustent leurs écarts vers l'équilibre à long terme. Les coefficients de ce tableau sont issus des matrices Γ_i^* dans l'équation 3.1, qui décrivent les ajustements à court terme dans le modèle VECM.

Comme on peut le constater, les résultats du modèle à correction d'erreur nous indiquent que 82 % de la variation du taux brut de fécondité (D(TBF)) est expliquée par le modèle. Nous observons également que le terme de correction d'erreur correspondant à l'estimation de cointégration à long terme est négatif mais non significatif pour le taux brut de fécondité D(TBF), avec un coefficient

de -0,06, indiquant un ajustement plus lent et moins prononcé vers l'équilibre à long terme pour cette relation de cointégration.

Concernant la dynamique à court terme, on constate un effet négatif significatif des femmes ayant suivi des études postsecondaires ($part_PS$) et secondaires (dip_ES) sur le taux brut de fécondité (TBF), avec des coefficients respectifs de -3,96 et -5,31. Quant aux femmes ayant un diplôme universitaire (dip_UN), elles présentent également un effet négatif de -3,13 avec une signification statistique marginale. Cette relation négative entre le niveau d'éducation et le taux de fécondité peut s'expliquer par le fait que les individus les plus instruits sont souvent plus engagés dans leurs carrières professionnelles, ce qui peut entraîner un report de la maternité ou une réduction du nombre d'enfants. Par exemple, une augmentation de 1% du nombre de diplômés du secondaire pourrait conduire à une diminution de 0,053 point du taux brut de fécondité par an. De même, une augmentation de 1% des diplômés universitaires entraînerait une baisse de 0,031 point du taux brut de fécondité (TBF) à court terme.

D'autres variables, comme le taux de femmes dans la population active (TPF), présentent un effet positif bien que non significatif, avec un coefficient de 0,05, associé à une légère hausse de la fécondité. Cela peut s'expliquer par les politiques favorables à l'emploi qui soutiennent la parentalité. Cependant, l'effet positif du PIB réel sur la fécondité est de 0,39, ce qui montre qu'une amélioration des conditions économiques au Canada pourrait encourager la procréation. La migration nette ($lnMN$) a une influence faible mais positive sur la fécondité, avec un coefficient de 0,08, cette relation pourrait s'expliquer par l'arrivée de migrants en âge de procréer, par exemple. On observe aussi que le taux de croissance de la population (TCP) a un effet négatif sur la fécondité, ce qui peut indiquer que la croissance de la population peut freiner la fécondité au Canada.

À noter que nous avons également estimé un modèle VECM en enlevant la variable TCP (voir l'appendice C) pour évaluer l'effet de cette variable sur notre modèle. Nous avons trouvé que l'inclusion du taux de croissance de la population dans notre modèle peut apporter des informations supplémentaires et révéler des relations marquantes entre les variables étudiées.

4.2.3 La fonction de réponse impulsionnelle

Les interactions simultanées entre les différentes variables sont illustrées par les fonctions de réponse impulsionnelle⁴. Le tableau 4.8 résume les résultats obtenus tout en conservant un horizon de $H = 5$ ans :

TABLEAU 4.8 La fonction de réponse impulsionnelle

| Variable/Période | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|-------------------------|-------|--------|--------|--------|---------|
| (TBF) | 0.015 | 0.014 | 0.024 | 0.025 | 0.021 |
| (TCP) | 0.000 | 0.005 | 0.003 | 0.004 | 0.008 |
| (TPF) | 0.000 | -0.001 | -0.006 | -0.009 | -0.001 |
| (lnPIB) | 0.000 | 0.011 | 0.020 | 0.025 | 0.025 |
| (lnMN) | 0.000 | 0.001 | -0.001 | 0.003 | 0.011 |
| (PART_PS) | 0.000 | -0.009 | -0.025 | -0.027 | -0.022 |
| (DIP_UN) | 0.000 | -0.001 | 0.0003 | 0.0002 | -0.0002 |
| (DIP_ES) | 0.000 | 0.001 | 0.003 | 0.003 | 0.002 |

Note : . Chaque ligne du tableau correspond à la réponse du TBF suite à un choc positif d'un écart-type de la variable indiquée.

Les résultats du tableau 4.8 montrent que la fécondité réagit de manière dif-

4. La fonction de réponse impulsionnelle explique comment une variable dans un modèle VAR ou VECM répond à un choc sur une autre variable au fil du temps.

férente aux chocs des variables économiques et éducatives au fil du temps. Chaque ligne du tableau correspond à un choc positif d'un écart-type sur la variable indiquée et présente les effets sur la fécondité. Certains de ces effets initiaux se dissipent, tandis que d'autres prennent de l'ampleur, donc on constate que :

- Un choc sur la fécondité entraîne une légère augmentation au fil du temps de 0,015 enfant par femme la première année, atteignant 0,025 la quatrième année, puis diminuant légèrement à 0,021 la cinquième période.
- Un choc positif dans le PIB réel par habitant ($\ln\text{PIB}$) a un effet positif croissant sur le taux brut de fécondité, avec une augmentation de 0,011 enfant par femme à la deuxième période, atteignant 0,025 enfant par femme aux quatrième et cinquième périodes. Cette tendance indique que les progrès économiques soutiennent la fécondité à court terme.
- Un choc positif dans la migration nette ($\ln\text{MN}$) a un effet positif sur le taux brut de fécondité (TBF), mais cet effet n'est pas immédiat et devient significatif seulement à la cinquième période. À ce moment-là, on observe une augmentation de 0,011 enfant par femme.
- Un choc positif dans le taux de croissance de la population (TCP) a un effet fluctuant mais généralement positif sur le taux brut de fécondité (TBF) au fil du temps. L'effet augmente progressivement, atteignant 0,008 enfant par femme à la cinquième période.
- Un choc dans le taux de femmes dans la population active (TPF) a un effet négatif sur la fécondité.

Quant aux variables éducatives :

- Un choc dans les études postsecondaires sans diplôme universitaire (PART_PS) a un effet négatif sur la fécondité au fil du temps.
- Un choc positif dans la proportion de diplômés universitaires (DIP_UN) a

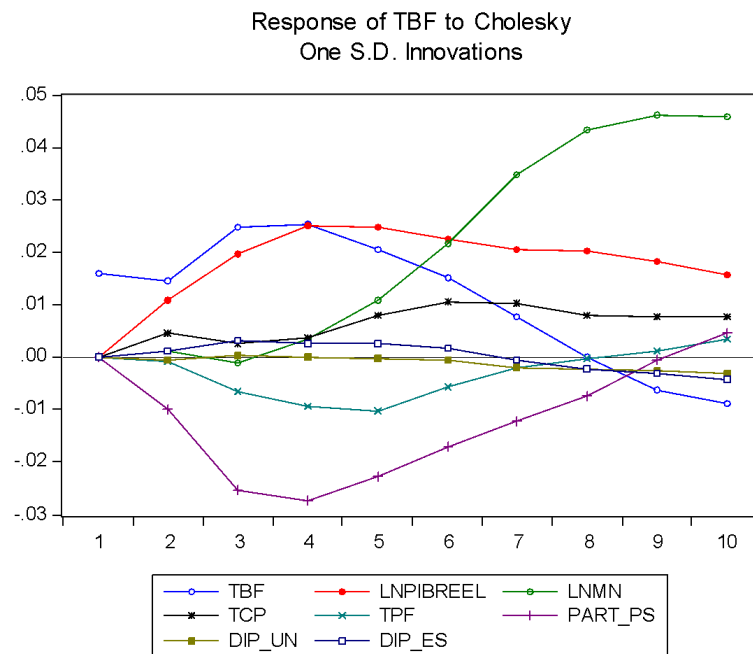
un effet fluctuant et très faible sur le taux brut de fécondité (TBF). L'effet oscille autour de zéro, atteignant une valeur légèrement négative de -0,0002 enfant par femme à la cinquième période.

- Un choc dans les diplômes secondaires (DIP_ES) a un effet légèrement positif au début mais devient plus négatif dans les périodes plus tardives, à partir de la 7ème période, comme le montre l'intégralité des périodes en appendice D.

En conclusion, on peut dire que la réponse impulsionnelle montre que la fécondité (TBF) réagit positivement aux chocs dans le PIB réel (LNPIB) et la migration nette (LNMN) sur presque toutes les périodes étudiées. Par contre, les chocs des autres variables telles que le taux de femmes dans la population active (TPF), les études postsecondaires sans diplôme universitaire (PART_PS) et les diplômes universitaires (DIP_UN) fluctuent mais montrent des effets négatifs sur la fécondité au fil du temps.

Aussi, on peut accompagner ce tableau d'un graphique qui résume ces chocs sur la fécondité. La figure 4.3 ci-dessous examine l'effet d'un choc sur diverses variables éducatives, économiques et démographiques sur le taux brut de fécondité (TBF). Les résultats montrent que le produit intérieur brut (PIB) tend à avoir des effets positifs sur le taux de fécondité au fil du temps ainsi que la migration nette (MN), tandis que les variables éducatives, telles que les diplômes de niveau postsecondaire, ont des effets négatifs. Les résultats numériques résumés dans le Tableau 4.8 ci-dessus renforcent cette interprétation tout en illustrant l'amplitude et la direction des effets à chaque période.

FIGURE 4.3 La fonction de réponse impulsionnelle (TBF)



4.2.4 La décomposition de la variance de la fonction de réponse impulsionnelle

La décomposition de la variance nous permet de bien comprendre la proportion de la variation de la fécondité (TBF) expliquée par ses propres valeurs et par celles des autres variables de notre modèle et ce sur plusieurs périodes. Les résultats relatifs à l'étude de la décomposition de la variance sont reportés dans le tableau 4.9.

TABLEAU 4.9 La décomposition de la variance de $D(\text{TBF})$

| Variable/Période | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|------------------|--------|-------|-------|-------|-------|
| (TBF) | 100.00 | 66.11 | 44.70 | 37.84 | 33.46 |
| (TCP) | 0.00 | 3.10 | 1.22 | 0.97 | 1.71 |
| (TPF) | 0.00 | 0.10 | 1.76 | 2.86 | 3.63 |
| (lnPIB) | 0.00 | 16.59 | 20.88 | 24.75 | 27.26 |
| (lnMN) | 0.00 | 0.21 | 0.11 | 0.31 | 2.10 |
| (PART_PS) | 0.00 | 13.65 | 30.85 | 32.84 | 31.45 |
| (DIP_UN) | 0.00 | 0.06 | 0.02 | 0.01 | 0.008 |
| (DIP_ES) | 0.00 | 0.18 | 0.47 | 0.41 | 0.39 |

En appendice E, le lecteur trouvera l'intégralité du tableau ainsi que le graphique de cette décomposition. Pour faciliter la lecture, nous avons pris uniquement les cinq premières périodes.

La décomposition de la variance de $D(\text{TBF})$ montre que primitivement, le taux brut de fécondité (TBF) explique entièrement sa propre variance, soit à 100%, ce qui signifie qu'à l'instant initial, le taux brut de fécondité est influencé seulement par ses propres effets passés et non par les autres variables du modèle. Cependant, cet effet diminue au fil du temps, permettant à d'autres variables de

jouer des rôles plus significatifs. Dès la deuxième période, on constate que le produit intérieur brut réel (PIB) et les personnes ayant un diplôme postsecondaire (PART_PS) commencent à avoir un effet considérable tout en expliquant respectivement 16,59% et 13,65% de la variance. Cette tendance se renforce jusqu'à la période 5, où PART_PS et PIB expliquent respectivement 31,45% et 27,26% de la variance, représentant leur impact continu sur le TBF.

Les autres variables ont également des contributions considérables. Par exemple, la migration nette (MN) continue d'augmenter sa part, atteignant à la période 10, 45,14% de la variance de TBF, indiquant une influence majeure à long terme. Les variables (DIP_UN) et (DIP_ES) ont des contributions très faibles mais significatives, et de même pour le taux de femmes dans la population active (TPF).

Pour conclure, on peut dire que cette décomposition souligne l'importance croissante de la migration nette (MN), le PIB et les personnes ayant suivi des études postsecondaires (PART_PS) dans les dynamiques de TBF, tout en reconnaissant également les contributions mineures mais significatives d'autres variables comme TPF, DIP_ES, et DIP_UN.

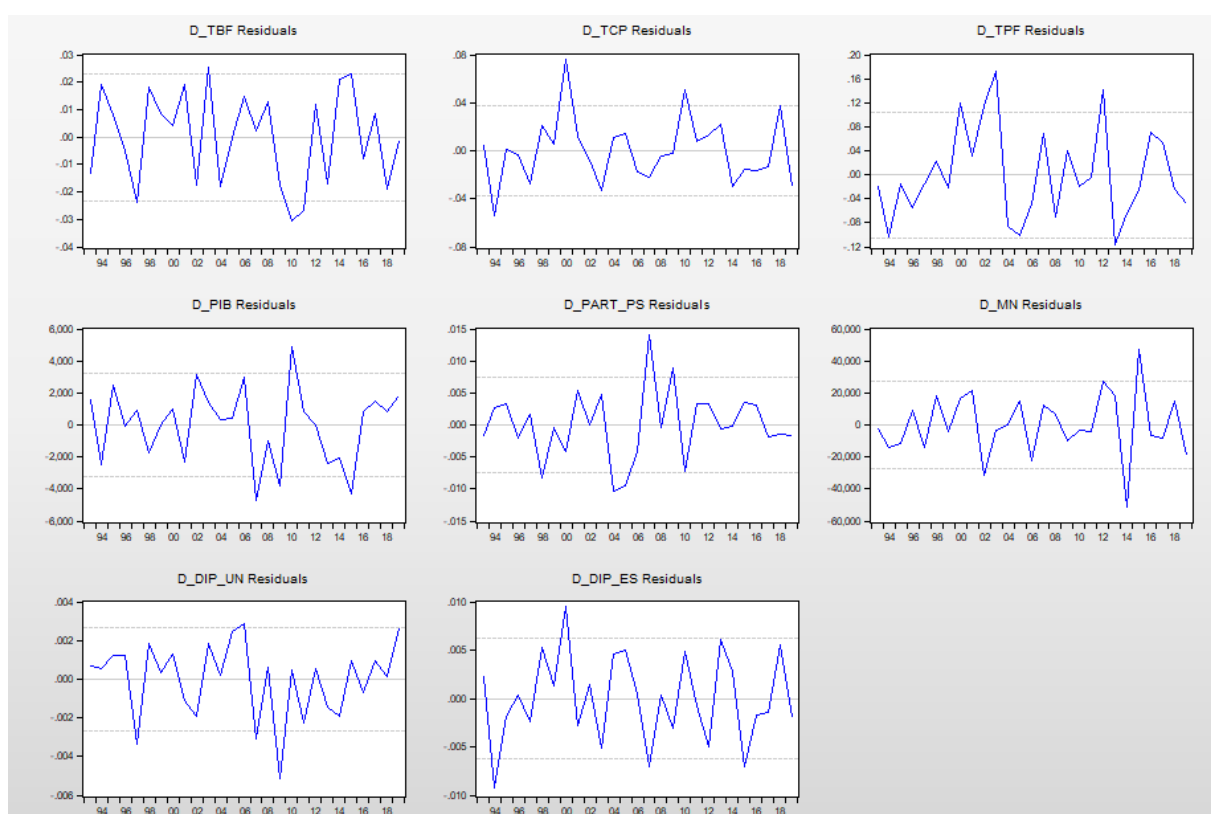
4.3 La validation du modèle VECM

4.3.1 Analyse de normalité des résidus

Les tests de normalité sont des outils statistiques visant à déterminer si un ensemble de données suit une distribution normale. Leur but principal est de valider l'hypothèse de normalité des résidus, essentielle pour de nombreuses analyses statistiques. Parmi les tests les plus utilisés, on trouve le test de Kolmogorov-Smirnov et le test de Jarque-Bera ; dans notre cas, nous utilisons ce dernier. Ces tests comparent la distribution observée à une distribution normale théorique,

et les résultats sont souvent interprétés à l'aide de la p-valeur. Si cette p-valeur est supérieure à 0,05, l'hypothèse de normalité n'est pas rejetée. En cas de non-normalité, il est conseillé d'explorer des solutions telles que les transformations de données par exemple.

FIGURE 4.4 Analyse des résidus



Selon la figure 4.4, on remarque que pour les retards $h = 1, \dots, 10$, les termes d'erreur sont stationnaires. Par conséquent, chaque résidu peut être assimilé à un processus de bruit blanc, nous permettant ainsi de calculer les fonctions de réponse. Ainsi, la spécification VECM est valide.

Afin de confirmer ce résultat, nous avons effectué le test de “normalité”.

Pour notre modèle, les p-values sont supérieures à 0,05, ce qui indique que nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle de normalité. Cela renforce ainsi la validité de notre spécification VECM. Le tableau 4.10 résume les résultats de notre test :

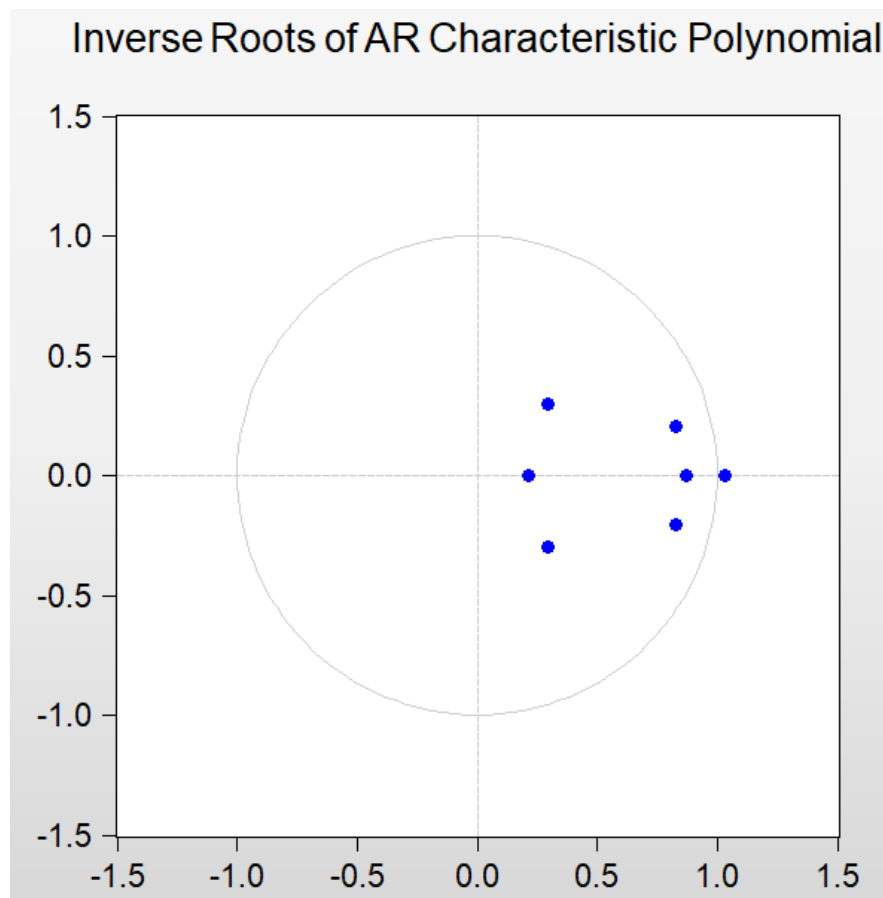
TABLEAU 4.10 Test de normalité

| Component | Jarque-Bera | df | probabilité |
|-----------|-------------|----|-------------|
| 1 | 0,44 | 2 | 0,80 |
| 2 | 0,45 | 2 | 0,80 |
| 3 | 2,87 | 2 | 0,24 |
| 4 | 0,53 | 2 | 0,76 |
| 5 | 1,06 | 2 | 0,59 |
| 6 | 2,05 | 2 | 0,36 |
| 7 | 0,34 | 2 | 0,84 |
| 8 | 1,91 | 2 | 0,38 |
| Joint | 9,67 | 16 | 0,88 |

4.3.2 Test de stabilité du modèle (Test AR)

Pour valider la stabilité des séries temporelles stationnaires, il est nécessaire que les racines du polynôme de retard se situent à l'extérieur du cercle unité, ce qui revient à dire que l'inverse de ces racines doit se situer à l'intérieur du cercle unité. Ces séries se caractérisent par la constance de la fonction d'auto-covariance, qui dépend uniquement de l'intervalle entre deux dates, sans être influencée par les dates elles-mêmes. Pour analyser la stabilité de notre modèle, nous procéderons au test AR, et le résultat de ce test est illustré dans le graphique ci-dessous :

FIGURE 4.5 Test AR pour la stabilité du modèle



D'après la figure ci-dessus, on remarque que les inverses des racines du polynôme caractéristique associé à notre modèle se trouvent toutes à l'intérieur du cercle unité, sauf une qui se situe en bordure extérieure. Cela signifie que, globalement, les conditions de stabilité de notre modèle sont respectées, car la majorité des racines inversées se trouvent à l'intérieur du cercle unité. Par conséquent, la stabilité du modèle est assurée.

D'après les résultats de notre étude, on peut constater que même si nous n'avons pas pu vraiment démontrer une relation de causalité directe entre l'édu-

cation et la fécondité au sens strict de Granger, l'éducation au niveau universitaire, postsecondaire et secondaire a des effets négatifs à court terme et à long terme sur la fécondité. Notre modèle montre également des ajustements lents vers l'équilibre à long terme. Il serait donc juste de dire que les coefficients estimés vont généralement dans les directions attendues, c'est-à-dire qu'un plus grand nombre de femmes dans les catégories les plus instruites est associé à une fécondité plus faible.

CHAPITRE V

CONCLUSION

Pour répondre à la question principale de cette recherche, qui était de savoir s'il y a un effet causal de l'éducation sur la fécondité au Canada, nous avons utilisé la modélisation vectorielle à correction d'erreur (VECM) avec des données canadiennes allant de 1990 à 2019. Nous avons mis en évidence les effets à court et à long terme entre nos variables grâce aux tests de racine unitaire (stationnarité) et de cointégration. Nous avons trouvé qu'il existe plusieurs relations d'équilibre de long terme entre le taux brut de fécondité, les variables éducatives, économiques et démographiques. Aussi, à l'aide de tests de causalité de Granger, nous avons noté une causalité bidirectionnelle entre le taux de croissance de la population (TCP) et la migration nette (MN), qui s'influencent mutuellement, ainsi que plusieurs causalités unidirectionnelles. Cependant, nous n'avons pas trouvé d'influence significative directe entre le taux brut de fécondité et les variables éducatives.

À partir de l'analyse des données selon les méthodes de la série chronologique, documente les relations de court terme suivantes :

- Au niveau agrégé, les personnes ayant suivi des études postsecondaires (part_PS) et secondaires (dip_ES) exercent un effet négatif significatif sur le taux brut de fécondité (TBF). De plus, les personnes titulaires d'un

diplôme universitaire (dip_UN) présentent également un effet négatif, bien que sa signification statistique soit marginale.

- Le PIB réel a un effet positif sur le taux brut de fécondité, de même, la migration nette (MN) et le taux de femmes dans la population active (TPF) ont des effets positifs (mais non significatifs).

Pareillement au court terme, l'effet des variables éducatives sur le taux brut de fécondité (TBF) à long terme est négatif.

Par ailleurs, cette étude nous a également montré qu'à travers les fonctions d'impulsion, les variables économiques et démographiques, telles que le PIB réel et la migration nette, sont des facteurs essentiels pour augmenter le taux de fécondité à court et à long terme au Canada. En outre, les chocs positifs dans les variables éducatives, telles que les niveaux d'éducation postsecondaire et universitaire, tendent à diminuer le taux de fécondité. De même, la participation des femmes au marché du travail interagit négativement avec la fécondité, beaucoup plus à long terme qu'à court terme.

En général, il semble que notre hypothèse posée au début de notre travail est partiellement vérifiée : soit, les femmes les plus instruites favorisent un niveau plus bas de la fécondité. Le modèle VECM a montré l'existence d'une relation significative entre l'éducation des femmes et un taux de fécondité brute plus bas. Cependant, nous n'avons pas trouvé de lien causal direct significatif entre les deux variables, ce qui veut dire que malgré que l'éducation soit associée à une diminution de la fécondité, elle n'en est pas forcément la cause directe au Canada. Donc, pour bien comprendre ce phénomène, plusieurs pistes peuvent être étudiées, parmi lesquelles :

- Examiner la causalité entre l'éducation et la fécondité en introduisant

d'autres variables macroéconomiques dans l'étude.

- Étudier la causalité entre l'éducation et la fécondité au sein de différents sous-groupes de la population canadienne, par exemple, par région géographique, afin de révéler des variations importantes qui ne sont pas observables dans l'analyse globale. On pourrait également utiliser une analyse microéconométrique.

APPENDICE A

TEST DE CAUSALITÉ AU SENS DE GRANGER

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 07/29/24 Time: 16:38

Sample: 1990 2019

Lags: 2

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|--|-----|-------------|--------|
| LNPIBREEL does not Granger Cause TBF | 28 | 0.99961 | 0.3835 |
| TBF does not Granger Cause LNPIBREEL | | 2.63767 | 0.0930 |
| LNMN does not Granger Cause TBF | 28 | 0.66261 | 0.5251 |
| TBF does not Granger Cause LNMN | | 0.54331 | 0.5881 |
| TCP does not Granger Cause TBF | 28 | 1.49251 | 0.2458 |
| TBF does not Granger Cause TCP | | 0.05240 | 0.9491 |
| TPF does not Granger Cause TBF | 28 | 0.05474 | 0.9469 |
| TBF does not Granger Cause TPF | | 1.21359 | 0.3155 |
| PART_PS does not Granger Cause TBF | 28 | 1.01106 | 0.3794 |
| TBF does not Granger Cause PART_PS | | 0.03882 | 0.9620 |
| DIP_UN does not Granger Cause TBF | 28 | 0.79456 | 0.4638 |
| TBF does not Granger Cause DIP_UN | | 0.26492 | 0.7696 |
| DIP_ES does not Granger Cause TBF | 28 | 0.88717 | 0.4254 |
| TBF does not Granger Cause DIP_ES | | 0.24167 | 0.7873 |
| LNMN does not Granger Cause LNPIBREEL | 28 | 0.06213 | 0.9399 |
| LNPIBREEL does not Granger Cause LNMN | | 4.63393 | 0.0204 |
| TCP does not Granger Cause LNPIBREEL | 28 | 0.53436 | 0.5931 |
| LNPIBREEL does not Granger Cause TCP | | 1.26226 | 0.3019 |
| TPF does not Granger Cause LNPIBREEL | 28 | 2.22659 | 0.1306 |
| LNPIBREEL does not Granger Cause TPF | | 1.83333 | 0.1825 |
| PART_PS does not Granger Cause LNPIBREEL | 28 | 0.67417 | 0.5194 |
| LNPIBREEL does not Granger Cause PART_PS | | 2.30555 | 0.1223 |

| | | | |
|--|----|--------------------|------------------|
| DIP_UN does not Granger Cause LNPIBREEL LNPIBREEL does not Granger Cause DIP_UN | 28 | 0.44451 0.54484 | 0.6465 0.5872 |
| DIP_ES does not Granger Cause LNPIBREEL LNPIBREEL does not Granger Cause DIP_ES | 28 | 3.00422 1.03857 | 0.0693 0.3700 |
| TCP does not Granger Cause LNMN LNMN does not Granger Cause TCP | 28 | 5.49400 69.4160 | 0.0112 2.E-10 |
| TPF does not Granger Cause LNMN LNMN does not Granger Cause TPF | 28 | 2.47615 0.62393 | 0.1062 0.5447 |
| PART_PS does not Granger Cause LNMN LNMN does not Granger Cause PART_PS | 28 | 0.82262 1.61190 | 0.4518 0.2212 |
| DIP_UN does not Granger Cause LNMN LNMN does not Granger Cause DIP_UN | 28 | 7.19570 0.29176 | 0.0037 0.7497 |
| DIP_ES does not Granger Cause LNMN LNMN does not Granger Cause DIP_ES | 28 | 2.96688 1.07845 | 0.0714 0.3567 |
| TPF does not Granger Cause TCP TCP does not Granger Cause TPF | 28 | 0.52380 1.89099 | 0.5992 0.1737 |
| PART_PS does not Granger Cause TCP TCP does not Granger Cause PART_PS | 28 | 1.37260 0.29810 | 0.2734 0.7451 |
| DIP_UN does not Granger Cause TCP TCP does not Granger Cause DIP_UN | 28 | 1.72742 1.53390 | 0.2000 0.2370 |
| DIP_ES does not Granger Cause TCP TCP does not Granger Cause DIP_ES | 28 | 0.69346 0.00478 | 0.5100 0.9952 |
| PART_PS does not Granger Cause TPF TPF does not Granger Cause PART_PS | 28 | 2.81065 2.49276 | 0.0809 0.1047 |
| DIP_UN does not Granger Cause TPF TPF does not Granger Cause DIP_UN | 28 | 2.31354 0.45468 | 0.1215 0.6402 |
| DIP_ES does not Granger Cause TPF TPF does not Granger Cause DIP_ES | 28 | 1.79279 1.26526 | 0.1890 0.3011 |
| DIP_UN does not Granger Cause PART_PS PART_PS does not Granger Cause DIP_UN | 28 | 2.93090 1.67889 | 0.0735 0.2087 |
| DIP_ES does not Granger Cause PART_PS PART_PS does not Granger Cause DIP_ES | 28 | 2.97827 0.40275 | 0.0708 0.6731 |
| DIP_ES does not Granger Cause DIP_UN DIP_UN does not Granger Cause DIP_ES | 28 | 3.10890 1.06034 | 0.0638 0.3627 |

APPENDICE B

RÉSULTATS DE L'ESTIMATION VAR

| Date: 07/24/24 Time: 00:23 | | | | | | | | |
|--|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| Sample (adjusted): 1991 2019 | | | | | | | | |
| Included observations: 29 after adjustments | | | | | | | | |
| Standard errors in () & t-statistics in [] | | | | | | | | |
| | TBF | LNPIBREEL | LNMN | TCP | TPF | PART_PS | DIP_UN | DIP_ES |
| TBF(-1) | 0.930385 (0.09908) [9.39068] | -0.243656 (0.05578) [-4.36797] | -0.004109 (0.47179) [-0.00871] | 0.755801 (0.28824) [2.62216] | 1.037195 (0.52569) [1.97303] | 0.015106 (0.03261) [0.46315] | -0.017780 (0.01829) [-0.97193] | -0.024911 (0.02739) [-0.90945] |
| LNPIBREEL(-1) | 0.627420 (0.14116) [4.44475] | 0.565320 (0.07948) [7.11299] | 0.662015 (0.67219) [0.98486] | -0.480358 (0.41067) [-1.16969] | 2.465144 (0.74898) [3.29132] | -0.047393 (0.04647) [-1.01990] | 0.013943 (0.02606) [0.53495] | 0.031491 (0.03903) [0.80692] |
| LNMN(-1) | -0.025986 (0.04666) [-0.55691] | -0.020555 (0.02627) [-0.78240] | 1.079736 (0.22220) [4.85928] | 1.185317 (0.13575) [8.73155] | 0.310545 (0.24758) [1.25430] | 0.022535 (0.01536) [1.46704] | -0.004598 (0.00862) [-0.53363] | -0.021867 (0.01290) [-1.69503] |
| TCP(-1) | -0.007251 (0.04734) [-0.15314] | -0.014900 (0.02666) [-0.55898] | -0.874701 (0.22545) [-3.87973] | -0.518569 (0.13774) [-3.76488] | -0.168922 (0.25121) [-0.67243] | -0.017088 (0.01559) [-1.09637] | 0.000316 (0.00874) [0.03616] | 0.016530 (0.01309) [1.26288] |
| TPF(-1) | 0.029429 (0.02410) [1.22134] | 0.042729 (0.01357) [3.14951] | -0.057657 (0.11474) [-0.50248] | -0.022266 (0.07010) [-0.31762] | 0.574229 (0.12785) [4.49137] | 0.001057 (0.00793) [0.13321] | 0.003817 (0.00445) [0.85798] | 0.004438 (0.00666) [0.66624] |
| PART_PS(-1) | -0.965965 (1.08885) [-0.88714] | -0.190137 (0.61306) [-0.31014] | -8.853164 (5.18506) [-1.70744] | -7.288874 (3.16776) [-2.30096] | -2.456982 (5.77738) [-0.42528] | 1.018779 (0.35844) [2.84224] | 0.145327 (0.20105) [0.72285] | -0.685690 (0.30103) [-2.27779] |
| DIP_UN(-1) | -1.159919 (0.70547) [-1.64417] | 0.065602 (0.39720) [0.16516] | -3.118078 (3.35944) [-0.92816] | -4.274372 (2.05241) [-2.08261] | -4.183003 (3.74320) [-1.11749] | 0.003868 (0.23224) [0.01666] | 1.136420 (0.13026) [8.72429] | -0.477609 (0.19504) [-2.44876] |
| DIP_ES(-1) | 0.820637 (1.34606) [0.60966] | -0.206088 (0.75787) [-0.27193] | -8.548441 (6.40987) [-1.33364] | -4.098599 (3.91604) [-1.04662] | -9.692862 (7.14211) [-1.35714] | 0.239744 (0.44311) [0.54104] | 0.490308 (0.24854) [1.97277] | -0.304094 (0.37214) [-0.81714] |

| | | | | | | | | |
|---|--------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|
| C | -7.233772 (1.30591) [-5.53927] | 3.488272 (0.73527) [4.74423] | 1.447443 (6.21866) [0.23276] | -3.163886 (3.79922) [-0.83277] | -8.281137 (6.92906) [-1.19513] | 0.127728 (0.42990) [0.29711] | -0.419167 (0.24112) [-1.73839] | 0.374423 (0.36104) [1.03706] |
| R-squared | 0.946200 | 0.995088 | 0.951906 | 0.911734 | 0.992336 | 0.929934 | 0.998057 | 0.972579 |
| Adj. R-squared | 0.924681 | 0.993123 | 0.932669 | 0.876428 | 0.989270 | 0.901908 | 0.997279 | 0.961610 |
| Sum sq. resids | 0.006906 | 0.002189 | 0.156594 | 0.058448 | 0.194414 | 0.000748 | 0.000235 | 0.000528 |
| S.E. equation | 0.018582 | 0.010462 | 0.088485 | 0.054059 | 0.098594 | 0.006117 | 0.003431 | 0.005137 |
| F-statistic | 43.96880 | 506.4272 | 49.48162 | 25.82356 | 323.6991 | 33.18074 | 1283.890 | 88.67062 |
| Log likelihood | 79.82010 | 96.47831 | 34.56105 | 48.85105 | 31.42416 | 112.0423 | 128.8111 | 117.1042 |
| Akaike AIC | -4.884145 | -6.032987 | -1.762831 | -2.748348 | -1.546494 | -7.106367 | -8.262834 | -7.455465 |
| Schwarz SC | -4.459812 | -5.608654 | -1.338498 | -2.324015 | -1.122160 | -6.682034 | -7.838501 | -7.031132 |
| Mean dependent | 1.599621 | 10.80890 | 12.21148 | 1.054862 | 46.42638 | 0.408103 | 0.217034 | 0.192414 |
| S.D. dependent | 0.067707 | 0.126158 | 0.341007 | 0.153783 | 0.951823 | 0.019531 | 0.065776 | 0.026220 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 4.69E-30 | | | | | | |
| Determinant resid covariance | | 2.40E-31 | | | | | | |
| Log likelihood | | 693.1385 | | | | | | |
| Akaike information criterion | | -42.83714 | | | | | | |
| Schwarz criterion | | -39.44247 | | | | | | |

APPENDICE C

ESTIMATION DU MODÈLE SANS TCP PAR VECM

Vector Error Correction Estimates
 Date: 07/31/24 Time: 23:57
 Sample (adjusted): 1992 2019
 Included observations: 28 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | CointEq2 | CointEq3 | CointEq4 |
|-------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| TBF(-1) | 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| LNPIBREEL(-1) | 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| LNMN(-1) | 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 |
| TPF(-1) | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 |
| PART_PS(-1) | 6.579677 (2.20460) [2.98453] | -0.659775 (0.69319) [-0.95180] | 11.07079 (4.75317) [2.32914] | 42.86418 (8.01198) [5.35001] |
| DIP_UN(-1) | 5.255480 (1.48587) [3.53697] | -1.062555 (0.46720) [-2.27431] | 0.794125 (3.20357) [0.24789] | 27.71290 (5.39997) [5.13204] |
| DIP_ES(-1) | 10.67843 (4.08082) [2.61673] | 2.355445 (1.28313) [1.83571] | 20.78770 (8.79837) [2.36268] | 111.3410 (14.8306) [7.50751] |
| C | -7.481448 | -10.76396 | -20.91059 | -91.38881 |

| Error Correction: | D(TBF) | D(LNPIBRE... | D(LNMN) | D(TPF) | D(PART_PS) | D(DIP_UN) | D(DIP_ES) |
|-------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| CointEq1 | 0.107346 (0.11840) [0.90665] | -0.361207 (0.05602) [-6.44811] | -1.035792 (0.67823) [-1.52721] | -0.621763 (0.66824) [-0.93045] | 0.028155 (0.05386) [0.52278] | -0.033831 (0.02258) [-1.49823] | 0.018109 (0.04455) [0.40651] |
| CointEq2 | 0.664969 (0.24897) [2.67087] | -0.826688 (0.11779) [-7.01804] | 1.401881 (1.42618) [0.98296] | 1.232068 (1.40518) [0.87680] | 0.094716 (0.11325) [0.83635] | 0.068971 (0.04748) [1.45254] | -0.093750 (0.09368) [-1.00077] |
| CointEq3 | 0.032050 (0.03756) [0.85337] | -0.039900 (0.01777) [-2.24548] | -0.886726 (0.21514) [-4.12165] | 0.315640 (0.21197) [1.48907] | 0.008297 (0.01708) [0.48568] | -0.016303 (0.00716) [-2.27611] | 0.003068 (0.01413) [0.21707] |
| CointEq4 | 0.017939 (0.02300) [0.77990] | 0.073752 (0.01088) [6.77712] | 0.027365 (0.13176) [0.20769] | -0.208225 (0.12982) [-1.60396] | -0.004263 (0.01046) [-0.40744] | 0.008402 (0.00439) [1.91530] | -0.010543 (0.00865) [-1.21821] |
| D(TBF(-1)) | -0.222290 (0.19552) [-1.13692] | 0.259717 (0.09251) [2.80759] | 1.345974 (1.12000) [1.20177] | -0.035708 (1.10351) [-0.03236] | -0.090175 (0.08894) [-1.01394] | -0.037811 (0.03729) [-1.01401] | 0.116515 (0.07357) [1.58382] |
| D(LNPIBREEL(-1)) | 0.551706 (0.30790) [1.79183] | 0.048292 (0.14568) [0.33150] | -0.067314 (1.76376) [-0.03816] | -3.364456 (1.73779) [-1.93606] | 0.042953 (0.14005) [0.30669] | -0.119649 (0.05872) [-2.03753] | 0.096316 (0.11585) [0.83138] |
| D(LNMN(-1)) | -0.045135 (0.03699) [-1.22005] | 0.045614 (0.01750) [2.60607] | 0.591494 (0.21192) [2.79117] | -0.188377 (0.20880) [-0.90220] | -0.007424 (0.01683) [-0.44116] | 0.013205 (0.00706) [1.87153] | -0.013637 (0.01392) [-0.97968] |
| D(TPF(-1)) | 0.052700 (0.03858) [1.36613] | 0.007529 (0.01825) [0.41253] | -0.067952 (0.22098) [-0.30751] | -0.414985 (0.21772) [-1.90601] | 0.014083 (0.01755) [0.80257] | -0.013392 (0.00736) [-1.82029] | 0.010313 (0.01451) [0.71055] |
| D(PART_PS(-1)) | -2.940905 (1.30116) [-2.26021] | -1.967969 (0.61562) [-3.19675] | 16.59325 (7.45349) [2.22624] | -8.242350 (7.34374) [-1.12236] | 0.881851 (0.59186) [1.48997] | -0.233748 (0.24816) [-0.94194] | -0.117030 (0.48958) [-0.23904] |

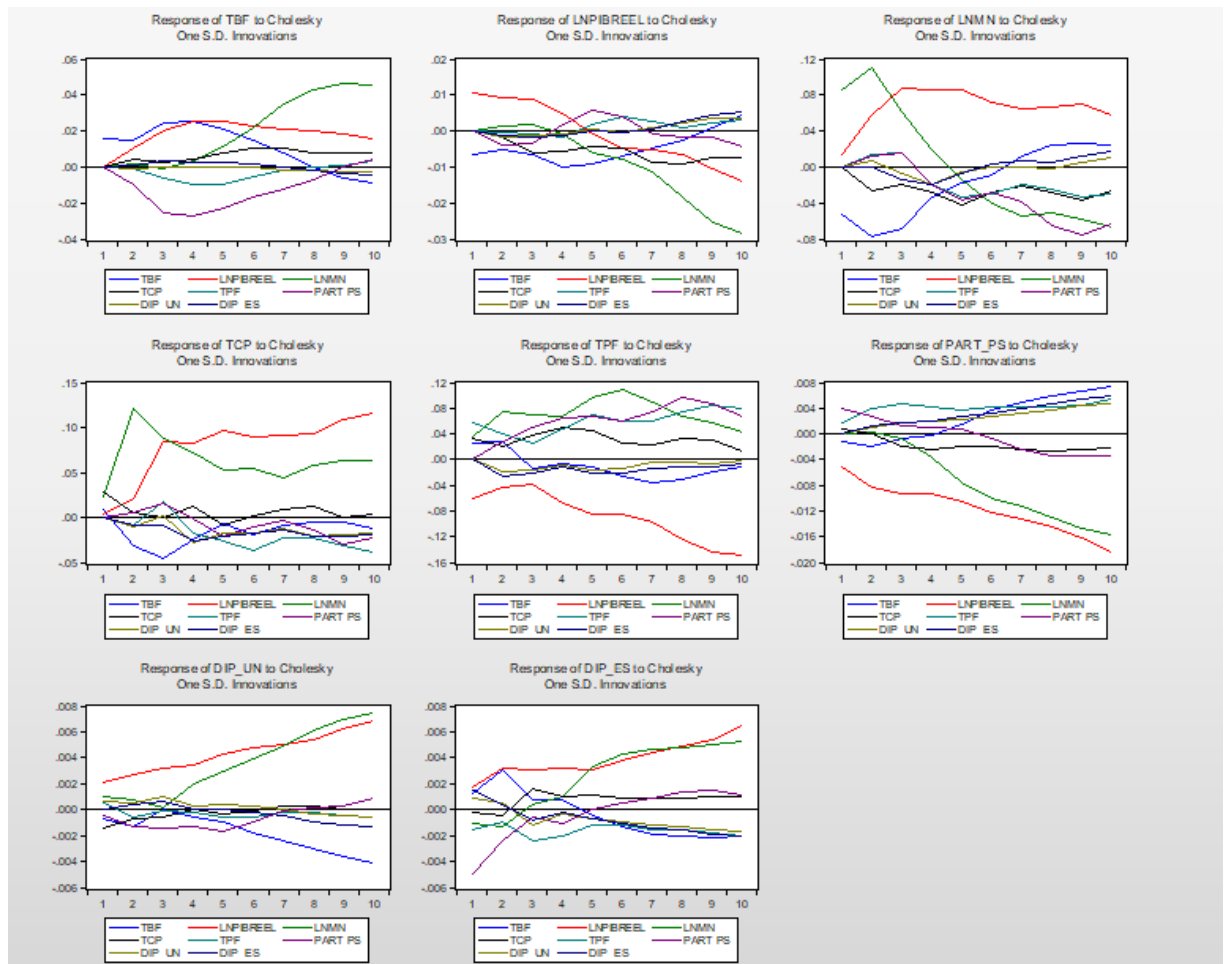
| | | | | | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| D(DIP_UN(-1)) | -2.093738 (1.91736) [-1.09199] | -2.314257 (0.90715) [-2.55112] | 11.96290 (10.9833) [1.08919] | 3.846082 (10.8215) [0.35541] | 0.954884 (0.87215) [1.09487] | -0.854805 (0.36567) [-2.33761] | 0.497644 (0.72143) [0.68981] |
| D(DIP_ES(-1)) | -4.249350 (1.56423) [-2.71657] | -1.923997 (0.74008) [-2.59971] | 18.34665 (8.96044) [2.04752] | -2.989631 (8.82850) [-0.33863] | 0.391082 (0.71152) [0.54964] | -0.309602 (0.29833) [-1.03779] | 0.390338 (0.58856) [0.66321] |
| C | -0.016201 (0.01652) [-0.98052] | 0.025938 (0.00782) [3.31791] | -0.014167 (0.09465) [-0.14968] | 0.167602 (0.09326) [1.79720] | -0.008681 (0.00752) [-1.15499] | 0.015716 (0.00315) [4.98722] | -0.006704 (0.00622) [-1.07838] |
| R-squared | 0.800135 | 0.867642 | 0.660196 | 0.674137 | 0.392169 | 0.632563 | 0.451895 |
| Adj. R-squared | 0.662728 | 0.776646 | 0.426580 | 0.450106 | -0.025714 | 0.379951 | 0.075072 |
| Sum sq. resids | 0.004129 | 0.000924 | 0.135480 | 0.131519 | 0.000854 | 0.000150 | 0.000585 |
| S.E. equation | 0.016064 | 0.007600 | 0.092019 | 0.090664 | 0.007307 | 0.003064 | 0.006044 |
| F-statistic | 5.823099 | 9.534948 | 2.825991 | 3.009127 | 0.938465 | 2.504084 | 1.199225 |
| Log likelihood | 83.77751 | 104.7325 | 34.90565 | 35.32100 | 105.8344 | 130.1724 | 111.1468 |
| Akaike AIC | -5.126965 | -6.623749 | -1.636118 | -1.665786 | -6.702457 | -8.440883 | -7.081912 |
| Schwarz SC | -4.556020 | -6.052804 | -1.065173 | -1.094841 | -6.131512 | -7.869938 | -6.510968 |
| Mean dependent | -0.008714 | 0.013790 | 0.040138 | 0.095290 | 0.000857 | 0.007786 | -0.003357 |
| S.D. dependent | 0.027660 | 0.016082 | 0.121518 | 0.122263 | 0.007215 | 0.003891 | 0.006285 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 3.56E-28 | | | | | |
| Determinant resid covariance | | 7.09E-30 | | | | | |
| Log likelihood | | 661.5597 | | | | | |
| Akaike information criterion | | -39.25426 | | | | | |
| Schwarz criterion | | -33.92544 | | | | | |

APPENDICE D

LA FONCTION DE RÉPONSE IMPULSIONNELLE

| Response of TBF: | | | | | | | | |
|------------------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Period | TBF | LNPIBREEL | LNMN | TCP | TPF | PART_PS | DIP_UN | DIP_ES |
| 1 | 0.015924 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 0.014539 | 0.010801 | 0.001228 | 0.004672 | -0.000851 | -0.009800 | -0.000628 | 0.001119 |
| 3 | 0.024738 | 0.019657 | -0.001079 | 0.002732 | -0.006458 | -0.025444 | 0.000273 | 0.003165 |
| 4 | 0.025373 | 0.024951 | 0.003378 | 0.003864 | -0.009367 | -0.027389 | 0.000172 | 0.002705 |
| 5 | 0.020608 | 0.024943 | 0.010994 | 0.008079 | -0.010117 | -0.022869 | -0.000240 | 0.002483 |
| 6 | 0.015056 | 0.022440 | 0.021795 | 0.010682 | -0.005700 | -0.016978 | -0.000433 | 0.001815 |
| 7 | 0.007600 | 0.020534 | 0.034849 | 0.010353 | -0.001998 | -0.012173 | -0.001870 | -0.000486 |
| 8 | -0.000100 | 0.020142 | 0.043215 | 0.008110 | -0.000391 | -0.007297 | -0.002278 | -0.002153 |
| 9 | -0.006140 | 0.018329 | 0.046038 | 0.007645 | 0.001169 | -0.000415 | -0.002478 | -0.003187 |
| 10 | -0.008731 | 0.015726 | 0.045849 | 0.007817 | 0.003390 | 0.004710 | -0.003122 | -0.004179 |

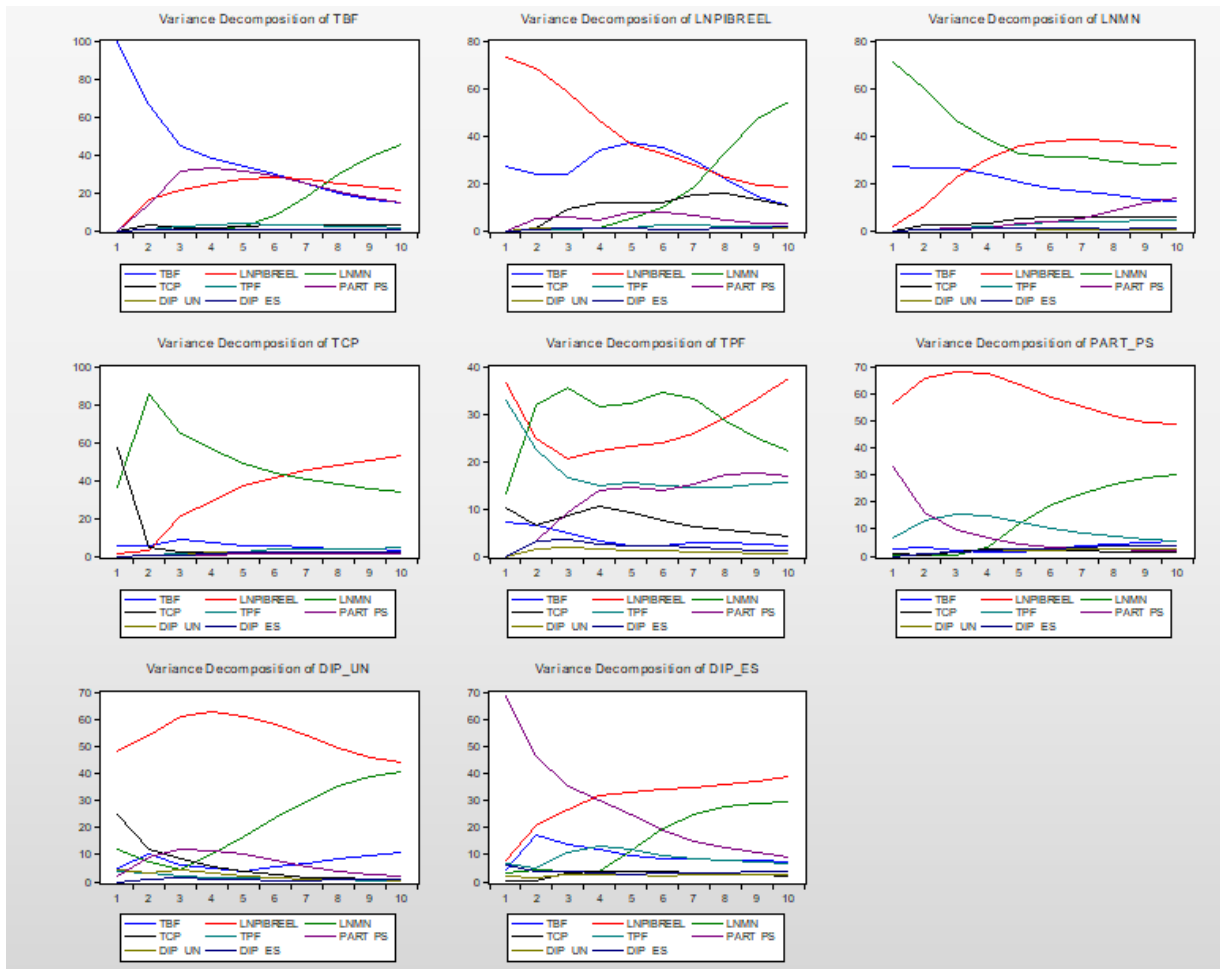
FIGURE D.1 La fonction de réponse impulsionnelle de toutes les variables



APPENDICE E

LA DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE LA FONCTION DE RÉPONSE IMPULSIONNELLE

| Variance Decomposition of TBF: | | | | | | | | | |
|--------------------------------|----------|----------|-----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Period | S.E. | TBF | LNPIBREEL | LNMN | TCP | TPF | PART_PS | DIP_UN | DIP_ES |
| 1 | 0.015924 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 0.026521 | 66.10520 | 16.58654 | 0.214547 | 3.103589 | 0.102863 | 13.65329 | 0.056051 | 0.177923 |
| 3 | 0.049087 | 44.69310 | 20.87840 | 0.110926 | 1.215710 | 1.760988 | 30.85368 | 0.019443 | 0.467751 |
| 4 | 0.067435 | 37.83833 | 24.75290 | 0.309638 | 0.972445 | 2.862451 | 32.84454 | 0.010956 | 0.408734 |
| 5 | 0.080075 | 33.45892 | 27.25791 | 2.104582 | 1.707499 | 3.626388 | 31.45003 | 0.008670 | 0.386011 |
| 6 | 0.089753 | 29.44612 | 27.94758 | 7.572000 | 2.775471 | 3.289756 | 28.61168 | 0.009226 | 0.348159 |
| 7 | 0.100063 | 24.26778 | 26.69638 | 18.22127 | 3.303595 | 2.686658 | 24.49950 | 0.042351 | 0.282474 |
| 8 | 0.111422 | 19.57215 | 24.79849 | 29.73821 | 3.194174 | 2.168031 | 20.18782 | 0.075962 | 0.265157 |
| 9 | 0.122410 | 16.46756 | 22.78809 | 38.78385 | 3.036512 | 1.805385 | 16.72722 | 0.103923 | 0.287462 |
| 10 | 0.132408 | 14.50937 | 20.88723 | 45.13835 | 2.943814 | 1.608565 | 14.42299 | 0.144405 | 0.345291 |



BIBLIOGRAPHIE

- Adsera, A. (2011). The interplay of employment uncertainty and education in explaining second births in Europe. *Demographic Research*, 25(16), 513–544.
- Ambrosetti, E. (2011). *L'exception démographique*. Égypte : Inéd.
- Amin, V. et Behrman, J. R. (2014). Do more-schooled women have fewer children and delay childbearing? Evidence from a sample of US twins. *Journal of Population Economics*, 27(1), 1–31.
- Bartus, T., Murinkó, L., Szalma, I. et Szél, B. (2013). The effect of education on second births in Hungary : A test of the time-squeeze, self-selection, and partner-effect hypotheses. *Demographic Research*, 28, 1–32.
- Bingoly-Liworo, G. (2008). *La constitution de la descendance au Canada : le rôle de l'allongement des études et des conditions d'emploi*. (Thèse de doctorat). Université de Montréal.
- Bongaarts, J. et Sobotka, T. (2012). A demographic explanation for the recent rise in European fertility. *Population and Development Review*, 38(1), 83–120.
- Breierova, L. et Duflo, E. (2004). *The Impact of Education on Fertility and Child Mortality : Do Fathers Really Matter Less Than Mothers ?* Working Paper no. 10513, NBER, Cambridge, MA.
- Chou, C. P. (2014). La confiance en jeu : les formes parallèles de « l'éducation de l'ombre » à Taïwan. *Revue internationale d'éducation de Sèvres, Atelier 5 :*

École et sociétés, la confiance en jeu. Récupéré de <https://doi.org/10.4000/ries.3779>

- Cohen, J., Øystein Kravdal et Keilman, N. (2011). Childbearing impeded education more than education impeded childbearing among Norwegian women. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108(29), 11830–11835.
- Davie, E. et Magali, M. (2010). Fécondité et niveau d'études des femmes en France à partir des enquêtes annuelles de recensement. *Population*, 65(3), 475–511.
- Duclos, E., Lefebvre, P. et Merrigan, P. (2002). Quand le gouvernement subventionne la venue des cigognes. Résultats d'une « expérience naturelle » concernant la politique familiale et la fécondité. In C. Lacharité et G. Pronovost (dir.), *Comprendre la famille (2001) : Actes du 6e symposium québécois de recherche sur la famille*, 121–138. Presses de l'Université du Québec.
- Engle, R. F. et Granger, C. (1987). Co-integration and error correction : Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Fort, M., Schneeweis, N. et Winter-Ebmer, R. (2016). Is education always reducing fertility? Evidence from compulsory schooling reforms. *The Economic Journal*, 126(595), 1823–1855.
- GBD 2021 Fertility and Forecasting Collaborators (2024). Global fertility in 204 countries and territories, 1950–2021, with forecasts to 2100 : a comprehensive demographic analysis for the global burden of disease study 2021. *The Lancet*, 403(10440), 2057–2099.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.
- Kan, K. et Lee, M.-J. (2018). The effects of education on fertility : Evidence from Taiwan. *Economic Inquiry*, 56(1), 343–357.

- Laplante, B., Morency, J.-D. et Street, M. C. (2015). Policy and fertility : A study of childbearing behaviour in Canada. *Institut national de la recherche scientifique Centre - Urbanisation Culture Société Montreal*.
- Léon, A. (2004). The effect of education on fertility : Evidence from compulsory schooling laws. Papier non publié, University of Pittsburgh.
- Malak, N., Rahman, M. M. et Yip, T. A. (2019). Baby bonus, anyone? Examining heterogeneous responses to a pro-natalist policy. *Journal of Population Economics*, 32(4), 1205–1246.
- Meng, C. (2023). School starting age, female education, fertility decisions, and infant health : Evidence from China's compulsory education law. *Population Research and Policy Review*, 42(3), 1–48.
- Monstad, K., Propper, C. et Salvanes, K. (2008). Education and fertility : Evidence from a natural experiment. *The Scandinavian Journal of Economics*, 110(4), 827–852.
- Morency, J.-D. et Laplante, B. (2010). L'action publique et la première naissance au Canada. *Cahiers québécois de démographie*, 39(2), 201–241.
- Psacharopoulos, G. et Woodhall, M. (1985). *Education for Development : An Analysis of Investment Choices*. A World Bank Publication, Oxford University Press.
- Sander, W. (1992). The effect of women's schooling on fertility. *Economics Letters*, 40(2), 229–233.
- Sardon, J.-P. (2006). La fécondité dans les pays anglophones développés hors d'Europe : Canada, États-Unis, Australie et Nouvelle-Zélande. *Populations*, 61(3), 301–328.

- Street, M. C. (2009). *La fécondité des femmes immigrantes (1980-2006) : Une comparaison entre le Québec et le Canada*. Rapport technique, Centre UCS de l'Institut national de la recherche scientifique.
- Street, M. C. et Laplante, B. (2014). Pas plus élevée, mais après la migration ! Fécondité, immigration et calendrier de constitution de la famille. *Cahiers québécois de démographie*, 43(1), 35–68.
- Tossou, A. A. (2002). Fécondité différentielle des immigrants et des natifs : Québec, 1976-1996. *Cahiers québécois de démographie*, 31(1), 95–122.
- Toulemon, L., Pailhé, A. et Rossier, C. (2008). France : High and stable fertility. *Demographic Research*, 19, 503–556.
- Tropf, F. et Mandemakers, J. J. (2017). Is the association between education and fertility postponement causal? The role of family background factors. *Demography*, 54(1), 71–91.
- Trovato, F. (2016). Analyse sociodémographique de la fécondité d'après-guerre au Canada, 1947-2011. *Cahiers québécois de démographie*, 45(1), 27–49.
- Wood, J., Neels, K., Wachter, D. D. et Kil, T. (2016). Family formation and labour force participation : Maternal employment and educational differentials in Europe. *Population*, 71(1), 53–80.