

**Relation entre les inégalités de revenu, la redistribution et la
croissance économique dans quatre provinces canadiennes
(Québec, Ontario, Alberta, Colombie-Britannique)**

Mémoire

Étudiant : Pêgd-Wende Francis Yameogo

Maitrise en Économie Financière

Directeur de mémoire : David Tessier

30 Avril 2020



Résumé

Cette étude porte sur la relation entre les inégalités de revenu, la redistribution et la croissance économique dans les provinces d'Ontario, du Québec, d'Alberta et de la Colombie-Britannique. À travers les récents travaux de Berg & al. (2018), nous avons analysé cette relation avec la nouvelle définition utilisée pour déterminer la redistribution. Après avoir examiné la littérature, nous sommes parvenus à la conclusion qu'il existe deux courants d'analyse sur la relation entre les inégalités de revenu et la croissance économique. Ceux qui montrent que les inégalités ont un impact négatif sur la croissance et ceux qui pensent que les inégalités incitent à une augmentation de la croissance économique. Notre analyse montre que les inégalités restent préjudiciables à la croissance économique. Quant à la relation entre redistribution et croissance économique, nos résultats d'analyse révèlent que la redistribution est également nuisible à la croissance économique.

Abstract

This paper examines the relationship between inequality, redistribution and growth in the provinces of Ontario, Quebec, Alberta and British Columbia. Through the recent work of Berg & al. (2018), we analyzed these relationships with the new definition used to determine redistribution. After reviewing the literature, we concluded that there are two streams of analysis on the inequality - economic growth relationship: Those show that inequality has a negative impact on growth and those believe that inequality provides an increased economic growth. Our analysis shows that inequality remains detrimental to economic growth. As for the relationship between redistribution and economic growth, our results of analysis reveal that redistribution is also predictive of economic growth.

Mot clé : Inégalités – redistribution – croissance économique – modèle vectoriel autorégressif structurel – modèle dynamique de données en panel

REMERCIEMENT

Ce mémoire de fin d'étude de maîtrise en économie financière est le résultat de plusieurs mois de travail. Cette rédaction n'aurait pu être réalisée sans le concours de plusieurs personnes, à qui je voudrais exprimer toute ma gratitude. Je voudrais donc profiter de ce préambule pour remercier les personnes qui m'ont soutenu tout au long de ma formation universitaire.

Tout d'abord, je voudrais témoigner toute ma reconnaissance à mon directeur de mémoire, le professeur David Tessier, qui s'est montré très disponible pour m'accompagner dans ce processus de rédaction.

Ensuite, à tout le corps professoral de l'Université du Québec en Outaouais qui ont contribué, d'une façon ou d'une autre, à mon apprentissage et à l'approfondissement de mes connaissances au cours de mon cheminement universitaire, que chacun trouve ici, l'expression de ma sincère gratitude.

Enfin, je voudrais remercier ma femme pour sa disponibilité et ses encouragements depuis le début de mes études de maîtrise. Et, je dédie ce travail à ma fille Dahlia.

TABLE DES MATIERES

Résumé	i
REMERCIEMENT	ii
TABLE DES MATIERES	iii
LISTE DES FIGURES ET GRAPHIQUES.....	v
LISTE DES TABLEAUX	vi
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES.....	vii
1. INTRODUCTION	1
2. REVUE DE LITTÉRATURE	2
2.1 L'évolution des inégalités au Canada	2
2.2 Les facteurs responsables des inégalités	4
2.3 Analyse théorique des impacts des inégalités sur la croissance.....	5
a) Effets positifs.....	6
b) Effets négatifs.....	8
2.4 Analyse empirique des impacts des inégalités sur la croissance.....	11
3. DESCRIPTION DES DONNÉES	18
3.1 Données.....	18
3.1.1 Inégalité de revenu (n).....	18
3.1.2 Redistribution (r).....	19
3.1.3 Croissance économique (y)	19
3.2 Test de stationnarité.....	20
4. MÉTHODOLOGIE.....	24
4.1 Test de causalité.....	24
4.2 Modélisation SVAR.....	27
4.3 Panel	31
4.3.1 Test de présence d'effets individuels.....	31
4.3.2 Effet fixe ou effet variable.....	32
4.3.3 Test de Hausman et choix du modèle d'analyse	32
5. RÉSULTAT EMPIRIQUE ET DISCUSSION	36
5.1 Modèle SVAR	36

5.1.1	Fonction de réponse impulsionnelle.....	36
5.1.2	Analyse comparative entre province.....	40
5.2	Analyse des résultats du modèle dynamique de données en panel.....	41
6.	CONCLUSION.....	44
	ANNEXES.....	46
	RÉFÉRENCE	61

LISTE DES FIGURES ET GRAPHIQUES

Figures / Graphiques	Page
Figure 1 : récapitulatif de l'interrelation entre inégalité, redistribution et croissance ..	16
Figure 2 : Canaux de transmission théoriques entre inégalités et croissance	17
Graphique 1 : Fonctions de réponses impulsionnelles Ontario	37
Graphique 2 : Fonctions de réponses impulsionnelles Québec	38
Graphique 3 : Fonctions de réponses impulsionnelles Alberta	39
Graphique 4 : Fonctions de réponses impulsionnelles Colombie-Britannique	40
Graphique 5 : Évolution des variables	46
Graphique 6 : Récapitulatif fonctions de réponses impulsionnelles	58

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
Tableau 1 : Test de stationnarité	22
Tableau 2 : Relation de causalité entre les variables	26
Tableau 3 : Test de stationnarité Ontario	47
Tableau 4 : Test de stationnarité Québec	48
Tableau 5 : Test de stationnarité Alberta	49
Tableau 6 : Test de stationnarité Colombie-Britannique	50
Tableau 7 : Test de causalité Ontario et Québec	51
Tableau 8 : Test de causalité Alberta et Colombie-Britannique	52
Tableau 9 : Détermination du nombre de retard	53
Tableau 10 : Estimation du VAR structurel Ontario	54
Tableau 11 : Estimation du VAR structurel Québec	55
Tableau 12 : Estimation du VAR structurel Alberta	56
Tableau 13 : Estimation du VAR structurel Colombie- Britannique	57
Tableau 14 : Test de Hausman	59
Tableau 15 : Estimation du modèles dynamiques de données en panel.....	60

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ADF	: Augmented Dickey-Fuller
AIC	: Akaike Information Criterion
DF	: Dickey-Fuller
FMI	: Fonds Monétaire International
MCO/OLS	: Moindres Carrés Ordinaires
TSLs	: Two-Stage Least Squares / Moindres Carrés Ordinaires en deux étapes
MCG	: Moindre Carrés Généralisés
MFR	: Mesure de Faible Revenu
MMG/GMM	: Méthode des Moments Généralisés
MPC	: Mesure du Panier de Consommation
OCDE	: Organisation de Coopération et de Développement Économiques
PIB	: Produit Intérieur Brut
SC	: Schwarz information Criterion
SVAR	: Structural Vector Autoregressive Models / Modèle Vectoriel AutoRégressif Structurel
SFR	: Seuil de Faible Revenu
VAR	: Modèle Vectoriel AutoRégressif

1. INTRODUCTION

La question des inégalités est revenue très fréquemment dans les débats à l'échelle internationale ces temps-ci. Bon nombre de chercheurs en économie (Persson & Tabellini, 1994; Perotti, 1996; Alesina & Rodrik, 1994; Ostry, Berg & Tsangarides; 2014, Berg & al., 2018) convergent vers une même conclusion à savoir que les grandes inégalités peuvent avoir des effets néfastes sur l'économie.

Ce regain d'intérêt sur la question des inégalités nous amène à porter notre analyse sur la situation canadienne. Pour aborder cette notion d'inégalité, il faudrait comprendre qu'il y a les inégalités liées à la richesse et celles liées au revenu. Nous allons consacrer notre étude à la notion d'inégalité de revenu. Les économistes ont trouvé que l'utilisation du coefficient de Gini est la plus adéquate dans l'ensemble des mesures utilisées pour quantifier les inégalités. Sa valeur s'échelonne de 0 à 1 : 0 étant attribué à une égalité de revenu parfaite, 1 indique que tout le revenu va à un seul individu. Malgré les critiques adressées à cet indicateur, nous pensons qu'il reste le meilleur indicateur pour décrire les inégalités. Nous porterons une attention sur la redistribution, utilisée par les gouvernements dans l'optique de rechercher l'équité sociale, dans cette étude. Les indicateurs souvent utilisés pour décrire la redistribution ont connu des vagues de critique. D'une part, on reproche à l'indicateur de ne pas suffisamment prendre en compte toutes les formes de redistribution; d'autre part, il arrive que certaines formes de redistribution ne soient pas quantifiables. Pour mieux prendre en compte toutes ces critiques, nous avons décidé d'utiliser la nouvelle façon de définir la redistribution (Berg & al., 2018).

Notre objectif est d'analyser la force de la relation qui existe entre les inégalités et la redistribution par rapport à la croissance du PIB/habitant. Cet indicateur qui montre l'évolution de la croissance au profit des habitants sera une variable clé de cette étude. Ce travail sera organisé comme suit : d'abord, nous aborderons la littérature qui a traité ce sujet; ensuite, nous ferons la description des données utilisées dans cette présente analyse. Puis, nous décrirons la méthodologie (causalité, modèle Vectoriel AutoRégressif Structurel et le modèle dynamique de données en panel) que nous avons utilisée pour mener cette étude. Enfin, nous procéderons à l'analyse des résultats empiriques et à la discussion.

2. REVUE DE LITTÉRATURE

2.1 L'évolution des inégalités au Canada

Dans une publication de l'OCDE en 2014, il est ressorti qu'il y a une aggravation des inégalités de revenu dans les pays de l'OCDE dont le Canada est membre. Elle estimait que le fossé entre riches et pauvres ne cesse de se creuser dans la plupart des pays de l'OCDE. Cela s'illustre par le fait que le revenu des 10 % de la population, la plus riche, est 9,5 fois plus élevé que celui des 10% les plus pauvres. À titre de comparaison, dans les années 1980, le rapport était autour de 7. Quant au coefficient de Gini, il est passé de 0,29 au milieu des années 1980 pour s'établir à 0,32 dans les années 2011-2012. Toutefois, dans les trois quarts des pays de l'OCDE, les revenus des ménages des 10% les plus élevés ont progressé plus rapidement que ceux des 10% les plus pauvres, ce qui s'est traduit par une inégalité croissante des revenus (Cingano, 2014).

Selon les données de l'OCDE, le coefficient de Gini a augmenté dans 17 pays sur 22 de l'OCDE, dont le Canada, pour lesquels de longues séries chronologiques sont disponibles. Le cas du Canada se confirme par l'analyse menée par l'économiste Fong (2017) qui montre que les inégalités de revenu ont bel et bien augmenté au cours du temps. En général, le coefficient de Gini relatif au revenu marchand est semblable au Canada et en Europe. La principale différence réside dans le régime fiscal et le système de transfert, qui réduisent à 0,278 le coefficient de Gini relatif au revenu disponible en Europe, tandis que ce coefficient demeure autour de 0,343 dans les pays développés non européens, y compris le Canada (Luebker, 2012).

Les inégalités liées au revenu disponible des ménages ont fluctué au cours des trois dernières décennies. Après une légère diminution entre les années 1976 et 1990, les inégalités se sont accrues de façon significative au cours des années 1990 pour se stabiliser, par la suite, dans les années 2000 (Craig & Fong, 2014). Dans ces mêmes années soit entre 1976 à 2010, le revenu moyen du groupe des 20% de Canadiens ayant les revenus du marché les plus élevés, le quintile supérieur, a augmenté de 28,9%, tandis que celui des 20% de Canadiens ayant les revenus du marché les plus faibles, le quintile inférieur, a baissé de 22,5% (Rapport du comité permanent des finances de la Chambre des communes, 2014). Quand on considère les centiles, il faut noter que le premier centile est passé de quelques 7,5% des revenus totaux au début des années 1980 à près de

14% à son sommet en 2007. Quant aux 0,1% de particuliers les plus riches, leur part des revenus est passée de 2,5% à 5% au cours de la même période (Craig & Fong, 2014).

Dans les travaux de Saint-Hilaire (2016), il ressort que le déclin de la classe moyenne n'a rien d'un mythe. En effet, on observe sur une longue période un recul marqué de leur taille et de leur part du revenu global. De 1970 à 2005, par exemple, la proportion de travailleurs masculins de la classe moyenne (dont le revenu se situe entre 50 et 150% du revenu médian) ayant un emploi à temps plein en une année a reculé de 74 à 63%, et leur part du revenu global a baissé plus encore, passant de 64 à 47%. La tendance est essentiellement la même pour les femmes. En 2014, une étude de l'OCDE avançait que le Canada fait partie des pays où la croissance de la part du revenu détenue par la tranche des 1% ayant les revenus de marché les plus élevés a été particulièrement importante (Fleury & Gauthier, 2016).

Il faut noter qu'au cours de la première moitié des années 1990, le Canada a connu une importante récession économique qui a eu des répercussions sur le revenu. Celui-ci s'est en effet détérioré entre 1990 et 1995, avant d'augmenter à nouveau entre 1995 et 2005 avec la reprise économique (Zhu & Batisse, 2011). Depuis le début des années 2000, l'inégalité est demeurée plutôt stable, à un niveau relativement élevé par rapport aux années 1980 (Fleury & Gauthier, 2016).

Pour ce qui est de la relation entre la mobilité intergénérationnelle des revenus et les inégalités de revenu, la courbe de Gatsby, (Corak, 2013), montre la corrélation positive entre l'inégalité et la mobilité sociale intergénérationnelle dans plusieurs pays. Pour rappel, la courbe de Gatsby est un concept qui illustre le lien entre la mobilité intergénérationnelle des revenus et les inégalités de revenu dans un pays. On constate que les pays où l'inégalité des revenus est élevée ont également un haut niveau d'élasticité intergénérationnelle des gains, ce qui signifie que les enfants de parents riches ont tendance à devenir riches à leur tour, alors que les enfants de familles pauvres n'ont pas tendance à grimper dans l'échelle des revenus (Craig & Fong, 2014). Le Canada fait bonne figure (4^e rang sur 12 pays du G20) quant à la mobilité sociale, puisque l'élasticité intergénérationnelle des gains se situe à 0,19 (Craig & Fong, 2014). Dans une revue de l'OCDE (2008), il ressort de cette publication que plus une société est inégalitaire, plus il

est difficile de s'élever dans l'échelle sociale, et ce simplement parce que les enfants ont un fossé plus large à franchir.

Plus récemment, les données de Statistique Canada tirées de la publication de Fong (2017), montre que depuis 2012, il y a une chute des différentes mesures de la pauvreté au Canada, à savoir le seuil de faible revenu (SFR), la mesure de faible revenu (MFR) et la mesure du panier de consommation (MPC). Néanmoins, il affirme que la croissance de l'inégalité des revenus observée au Canada se concentre dans les villes, et touche principalement trois grandes villes que sont : Calgary, Vancouver et Toronto. Ces grandes villes font partie des grands centres économiques du Canada et cela démontre la pertinence de l'analyse des conséquences de la montée des inégalités.

Pour Craig & Fong (2014), la situation dépeinte par les chiffres au Canada est complexe et cela s'explique par la difficulté à déterminer si la situation actuelle menace la croissance économique. Notre analyse vise à trouver le lien qui existe entre les différentes variables (inégalités, redistribution et croissance économique) dans certaines provinces au Canada. L'accroissement des inégalités dans les grandes villes a-t-il un impact sur la croissance économique dans ces provinces? Les politiques de redistribution ont-elles un effet atténuant sur l'impact des inégalités sur la tranche pauvre? Quelle relation la redistribution entretient-elle avec la croissance économique? Voilà quelques questions qui pourront trouver des éléments de réponse lorsqu'on parviendra à trouver les canaux de transmission entre ces variables. Pour arriver à cette étape, notre travail a pour objectif de rechercher la relation entre les inégalités de revenu, la redistribution et la croissance économique.

2.2 Les facteurs responsables des inégalités

Plusieurs auteurs ont tenté de décrire les facteurs qui sont à l'origine de l'aggravation des inégalités. En effet, la libéralisation du commerce, les changements technologiques (le numérique, le développement de la technologie en entreprise et de l'intelligence artificielle) et l'émergence de nouvelles formes d'organisation ont été des facteurs déterminants dans la progression des inégalités dans différents pays (Aghion & al., 1999). Aussi, l'inaction politique pour apporter des corrections face aux forces du marché est également un facteur qui détermine la progression des inégalités (Welch,

1999, OCDE, 2012). Le cadre institutionnel et les politiques publiques, qui diffèrent considérablement d'un pays à l'autre, ont joué un rôle tant sur le niveau des inégalités que sur le rythme de la croissance économique (Saint-Hilaire, 2016).

L'écart grandissant entre les revenus peut freiner l'investissement dans le capital humain et la productivité (Craig & Fong, 2014), et réduire les flux de capital humain dans une économie (Cingano, 2014). Cela s'explique par le fait que les inégalités de revenu augmentent les coûts relatifs à l'éducation pour les personnes à faible revenu. De plus, des analyses trouvent un lien entre le niveau d'étude des parents et la hausse des inégalités. Ainsi, d'une part, l'augmentation de l'inégalité d'environ 6 points Gini réduirait d'environ 4 points la probabilité que les parents ayant un faible niveau d'études poursuivent des études tertiaires. D'autre part, l'inégalité n'a aucune incidence sur la probabilité d'obtenir un diplôme de l'enseignement supérieur dans le cas de personnes ayant des antécédents familiaux moyens ou élevés (Cingano, 2014).

La littérature montre que les inégalités de revenu ont une rétroaction sur les facteurs qui apparaissent comme ses causes. En effet, les inégalités entravent à l'investissement et à l'accumulation du capital humain qui sont deux facteurs essentiels de la croissance économique. En somme, il ressort de cette revue de la littérature que les inégalités conditionnent fortement les perspectives des personnes défavorisées en matière d'éducation et de progression sociale.

2.3 Analyse théorique des impacts des inégalités sur la croissance

Pour certains auteurs (Alesina & Rodrik, 1994), les pays ayant une répartition plus égale des revenus ont tendance à croître plus rapidement, bien que certains auteurs soulèvent la faible robustesse des résultats (Deininger & Squire, 1998; Barro, 2000). À cela s'ajoute le fait que les pays les plus inégalitaires souffrent d'indicateurs sociaux relativement médiocres (Wilkinson & Pickett, 2009). Ainsi, l'inégalité et l'instabilité politique peuvent entraver l'efficacité des pays à faire face aux chocs externes (Rodrik, 1999). Comment peut-on observer l'effet des inégalités de revenu sur une économie ? Quel lien existe-t-il entre les inégalités de revenu et la croissance d'un pays ? Ce lien est-il positif ou négatif ?

La relation entre les inégalités et la croissance est considérée comme très complexe. Si pour le fonds monétaire international (FMI) et l'OCDE cette complexité n'entrave pas aux inégalités de limiter la croissance économique, ils trouvent qu'il faut un certain niveau d'inégalité pour favoriser l'investissement et la croissance. Tandis que Forbes (2000), Deininger & Squire (1998) ont trouvé une relation non significative entre les inégalités et la croissance économique. Ainsi dans la dernière publication de Berg & al. (2018), ils reconnaissent la complexité du lien complexe entre la répartition des revenus, la croissance et les politiques visant à lutter contre les inégalités. Cela s'explique par le fait que les analyses antérieures n'aboutissent pas souvent à des conclusions statistiquement significatives ou à des résultats contradictoires dépendamment de l'échantillon d'analyse.

Il existe deux courants d'analyse à savoir ceux qui prédisent que l'inégalité peut affecter la croissance dans une direction positive et ceux qui trouvent qu'elle affecte la croissance de façon négative. Dans la suite de la revue littéraire, nous regarderons les conclusions qui évoquent les effets des inégalités sur l'économie.

a) Effets positifs

Dans cette partie, il sera question de faire ressortir les développements qui ont porté sur les effets positifs ou la nullité d'effets des inégalités de revenu sur la croissance. Les travaux théoriques prédisant une relation positive entre l'inégalité et la croissance ont retenu moins l'attention des réflexions, car tous les travaux empiriques récents ont signalé une relation négative entre ces variables.

D'abord, certains auteurs trouvent que les inégalités favoriseraient une croissance économique. Premièrement, l'inégalité serait bien vue, car elle influence positivement la croissance dans l'innovation et l'esprit d'entreprise. De plus, une plus grande inégalité pourrait augmenter la croissance si les fortes inégalités incitent à travailler plus dur et à prendre des risques pour tirer parti des taux de rendement élevés (Lazear & Rosen, 1981). Deuxièmement, elle augmente l'épargne et l'investissement si les riches économisent une fraction plus élevée de leur revenu (Kaldor, 1957) ou accumule le minimum nécessaire pour démarrer une entreprise (Barro, 2000). D'autres analyses faites dans ce sens, comme la Conférence Board du Canada et les économistes du groupe financier Banque TD, soutenaient qu'une inégalité des revenus modérée peut avoir une

incidence positive sur la croissance économique, car elle favorise l'efficience, l'innovation et l'entrepreneuriat.

Ensuite, l'opinion actuelle selon laquelle l'inégalité des revenus a une relation négative avec la croissance économique est remise en cause par Forbes (2000). Selon lui, bon nombre des estimations d'un effet négatif important des inégalités sur la croissance ne sont pas robustes. Pour expliquer sa position, il avance que toutes les études ont deux problèmes économétriques potentiels : l'erreur de mesure de l'inégalité et le biais de variable omise. Une erreur de mesure aléatoire pourrait générer un biais d'atténuation et réduire l'importance des résultats. Potentiellement plus problématique, cependant, une erreur de mesure systématique pourrait conduire à un biais positif ou négatif, en fonction de la corrélation entre l'erreur de mesure et les autres variables de la régression.

Ainsi, certaines inégalités sont considérées comme partie intégrante du fonctionnement efficace d'une économie de marché et des incitations nécessaires à l'investissement et à la croissance (Chaudhuri & Ravallion, 2006). Comme mentionné plus haut, les imperfections du marché augmentent les inégalités. Cependant, lorsque les marchés des capitaux et des assurances sont imparfaits, diverses politiques redistribuant la richesse des agents les plus riches aux agents les plus pauvres peuvent avoir un effet positif net sur la production globale, la croissance ou, plus généralement, le bien-être, (Forbes, 2000). Cette conclusion laisse voir que les inégalités ne seraient pas mauvaises dans la mesure où il existe une bonne politique de redistribution. Il ajoutera plus loin que les redistributions efficaces rencontrent un large consensus dans une société relativement homogène, mais se heurtent à une forte opposition dans un contexte inégal. Il faudrait comprendre que la distribution permet d'atténuer l'écart de revenu entre riche et pauvre. Inversement, les imperfections des marchés financiers impliquent qu'une redistribution plus faible entraîne une inégalité plus persistante.

Pour conclure, cette partie, Forbes (2000), met en garde l'utilisation des résultats d'analyse selon laquelle les inégalités ont un effet négatif sur la croissance en ce qui concerne les pays pauvres. Pour lui, les résultats peuvent ne pas s'appliquer aux pays très pauvres, car les données d'inégalité pour ces pays sont encore limitées.

Les inégalités peuvent être littéralement destructrices si elles conduisent à des tentatives « illégales » de redistribution (Welch, 1999). Cette affirmation laisse voir que

les inégalités en elles-mêmes peuvent ne pas être néfastes dans la mesure où il existe une bonne politique de redistribution. Mais Berg & Ostry (2011) nuancent ces propos par le fait que les inégalités peuvent aussi être destructrices pour la croissance en augmentant le risque de crise ou en rendant difficile pour les pauvres d'investir dans l'éducation par exemple.

b) Effets négatifs

Pour cerner les effets négatifs occasionnés par les inégalités sur l'économie, nous allons passer en revue les canaux de transmission par lesquels les inégalités entravent la croissance économique.

Dans les années 1950 et 1960, des économistes tels que Nicholas Kaldor et Simon Kuznets ont fait valoir qu'il fallait trouver un compromis entre réduire les inégalités et promouvoir la croissance. Pour les économistes du développement, une plus grande égalité dans les pays en développement pourrait en fait être une condition de la croissance économique (Aghion & al., 1999).

L'inégalité grandissante a suscité des craintes relatives à la croissance économique. En économie, on considérait généralement qu'une certaine disparité entre les revenus faisait office d'encouragement à travailler, à épargner et à investir. Toutefois, de plus en plus d'analystes économiques s'entendent pour dire qu'au-delà d'un certain point, une trop grande inégalité peut miner les bases des économies de marché. Trop prononcée, l'inégalité peut empêcher les moins fortunés de développer leurs compétences et de réaliser leur potentiel. Elle peut également étouffer l'innovation et la prise de risque, (Craig et Fong, 2014). Dans le même développement, plusieurs auteurs ont abouti à des résultats tendant à montrer l'influence négative des inégalités sur la croissance. L'inégalité peut réduire la croissance économique si le pays n'exploite pas pleinement les compétences et les capacités de tous ses citoyens ou si elle ébranle la cohésion sociale, soulève la question de morale concernant l'équité et la justice sociale et accentue ainsi les tensions (Conference Board du Canada, 2014). Dans les cas extrêmes, l'inégalité peut entraîner une instabilité politique et des troubles sociaux, entraver le consensus social nécessaire pour s'adapter aux chocs et soutenir la croissance, réduire les investissements avec des effets néfastes sur la croissance et la productivité (Alesina & Perotti, 1994, 1996; Rodrik, 1999; Knack & Keefer, 2002; Stiglitz, 2012). D'une part, l'incertitude

associée à un environnement politique instable peut réduire l'investissement privé et, par conséquent, la croissance. D'autre part, une mauvaise performance économique peut conduire à un effondrement du gouvernement et à des troubles politiques (Alesina & Perotti, 1996).

Lorsque le rendement relatif du capital physique est élevé, caractéristique des premières phases de l'industrialisation, l'inégalité est bénéfique pour la croissance. Cette théorie unifiée de l'inégalité et de la croissance montre que l'effet de l'inégalité dépend du rendement relatif du capital physique et humain. Dans le régime de croissance moderne, l'accumulation de capital humain devient le principal moteur de la croissance et les inégalités réduisent la croissance (Galor & Moav, 2004). Par la suite, certains soutiennent que l'inégalité augmente la fécondité chez les pauvres et réduit donc l'accumulation de capital humain et la croissance (De la Croix & Doepke, 2003). Des sociétés plus égales ont des taux de fécondité faibles et des taux d'investissement plus élevés dans l'éducation. Les deux se traduisent par des taux de croissance plus élevés. En outre, les sociétés très inégales tendent à être instables politiquement et socialement, ce qui se traduit par des taux d'investissement plus faibles et donc une croissance faible (Perotti, 1996). Il faut noter que pour certains auteurs, la croissance soutenue est un facteur essentiel pour réduire la pauvreté à long terme (Berg & Ostry, 2011). On peut tirer alors cette conclusion, « la croissance est bonne pour les pauvres » (Dollar & Kraay, 2002).

Dans la littérature sur l'inégalité et la croissance, un ensemble plus restreint d'études a examiné les canaux par lesquels l'inégalité peut influencer sur la croissance, en particulier sur la politique budgétaire endogène et sur l'accumulation du capital humain et la mobilité sociale, (Cingano, 2014). Dans le développement ci-dessus, nous avons passé en revue certaines recherches qui montraient que les inégalités avaient des conséquences sur le capital humain.

La croissance économique est largement déterminée par l'accumulation de capital humain et des connaissances utilisables dans la production (Persson & Tabellini, 1994). L'inégalité peut être nuisible à la croissance parce qu'elle prive les pauvres de la capacité de rester en bonne santé et d'accumuler du capital humain (Perotti, 1996, Aghion & al., 1999, Galor & Moav, 2004). Dans leur analyse sur les imperfections liées aux marchés

financiers, une distribution plus égale des revenus pourrait ainsi accroître les investissements dans le capital humain et donc augmenter la croissance (Berg & Ostry, 2011). De plus, en présence d'imperfections des marchés financiers, la capacité d'investir de différents individus dépend de leur revenu ou de leur niveau de richesse. Si tel est le cas, les personnes pauvres peuvent ne pas être en mesure de se permettre des investissements valables. Le sous-investissement des pauvres implique que la production globale serait plus faible que dans le cas de marchés financiers parfaits. Ce point de vue fait référence aux idées développées sur la théorie de l'accumulation du capital humain (Galor & Zeira, 1993). L'augmentation des inégalités peut réduire les possibilités d'emprunt des individus pauvres (rapport du FMI, 2011) et amoindrirait l'investissement dans l'éducation et la mobilité sociale des personnes les plus vulnérables, ce qui, en retour, limiterait leur capacité à atteindre leur plein potentiel économique (Fleury & Gauthier, 2016). Les politiques qui augmentent l'investissement global et facilitent l'acquisition d'actifs par les pauvres pourraient ainsi être doublement bénéfiques pour la croissance et la réduction de la pauvreté (Deininger & Squire, 1998).

Dans la littérature antérieure, des chercheurs ont examiné les taux de croissance sur de longues périodes (Persson & Tabellini, 1994, Perotti, 1996, Alesina & Rodrik, 1994), le niveau de revenu entre les pays (Easterly, 2007) et la durée des cycles de croissance (Berg & al., 2012), et ont constaté que l'inégalité est associée à une croissance plus lente et moins durable (cycle de croissance plus faible). Pour comprendre l'évolution du cycle de croissance, Hausmann, Pritchett & Rodrik (2005) soutiennent qu'il est plus facile de stimuler la croissance que de la soutenir. Au regard de la littérature mentionnée ci-haut, il nous revient de voir l'impact de la redistribution qui est l'un des arguments avancés par certains auteurs qui soutiennent que les inégalités n'ont pas d'effet sur la croissance tandis que pour d'autres, la redistribution affaiblit les possibilités d'une meilleure croissance économique.

Dans le cadre des analyses menées sur la question de la redistribution, il ressort que la redistribution fiscale, en augmentant le fardeau fiscal des capitalistes et des investisseurs, réduit la propension à investir. Cependant, les mêmes politiques peuvent réduire les tensions sociales et, par conséquent, créer un climat sociopolitique plus propice aux activités productives et à l'accumulation de capital (Alesina & Perotti, 1994).

Quant à la nécessité de faire une redistribution et la baisse des inégalités, on se retrouve très souvent face à un dilemme. En effet, la conséquence de l'inégalité sur la croissance montre que lorsque les marchés des capitaux sont imparfaits, il n'y a pas nécessairement de compromis entre équité et efficacité, à savoir l'impact négatif de l'inégalité et l'effet positif de la redistribution sur la croissance (Aghion & al., 1999). Les arguments utilisés pour défendre la redistribution s'entendent pour dire qu'une redistribution qui se produit à travers des impôts progressifs finance des investissements publics ou d'autres dépenses en faveur des pauvres telles que des dépenses d'assurance sociale et améliorent leur bien-être (Benabou, 2000). Sur la question de la redistribution et de la croissance, la littérature politique se concentre sur l'effet direct et suppose généralement que la redistribution nuit à la croissance (Okun, 1975). Une plus grande inégalité de la richesse et du revenu entraînera plus d'imposition et cela aboutira à une croissance faible (Alesina & Rodrik, 1994, Berg & al., 2018).

Au regard des développements théoriques, que savons-nous des données empiriques sur la relation entre inégalités, redistribution et croissance économique? Pour mieux comprendre la relation, nous allons parcourir la littérature sur les données empiriques.

2.4 Analyse empirique des impacts des inégalités sur la croissance

Dans cette section, nous passerons en revue la littérature qui évoque les analyses empiriques portées sur le lien entre les inégalités de revenu et la croissance économique. Notre parcours littéraire nous permettra de prendre connaissance de la taille des échantillons utilisés dans la plupart des analyses, les variables utilisées dans la spécification du modèle, mais aussi les résultats des tests économétriques.

La plupart des analyses sur la relation entre inégalité, redistributions et croissance économique reposent sur l'utilisation des données en panel pour mener leurs analyses. Ces données sont composées de facteurs temporels se situant sur une période comprise souvent entre 20 à 35 ans et le facteur nombre de pays allant de 9 jusqu'à 130 pays. Il faut noter que pour des questions de disponibilité des données fiables, on remarque que la majorité des données sont issues des pays développés. L'avantage lié à l'utilisation des données de panel sont :

- la possibilité d'exploiter plus d'informations dynamiques par rapport aux données transversales afin d'avoir une meilleure prédiction;
- la possibilité d'exploiter les informations multidimensionnelles par rapport aux données temporelles afin de limiter les problèmes de colinéarité;
- la possibilité d'exploiter une plus grande observation permet d'avoir une certaine précision de l'échantillonnage afin d'améliorer l'efficacité des paramètres estimés.

Au regard de l'échantillon utilisé pour analyser la relation inégalité-croissance, nous passerons en revue les variables utilisées pour mener cette analyse. Certains auteurs ont spécifié sous une forme linéaire, en exprimant la croissance en fonction du PIB initial, l'inégalité de revenu initiale, l'investissement, la prime du marché noir et le niveau moyen de croissance de la population ou le taux de scolarisation (Deininger & Squire, 1998), l'inégalité de revenu, l'éducation masculine et féminine, et la distorsion du marché (Forbes, 2000). Conformément à la littérature empirique sur les comparaisons de la croissance économique entre pays, leur modélisation spécifie le niveau de croissance stable en fonction du revenu initial par habitant, et des approximations pour les stocks de capital humain et physique (Berg & al., 2018). Toutes ces analyses tiennent compte du facteur temps et pays.

L'inégalité de revenu est perçue à deux niveaux. Solt (2009) définit l'inégalité nette comme celle associée au revenu après impôts directs et subventions et à l'inégalité du marché en tant que revenu avant impôt et avant subvention. Pour certaines enquêtes, l'unité d'analyse est le ménage ; pour d'autres c'est l'individu. Quant au revenu pris en compte dans les différentes analyses, certains y sont allés avec le revenu brut avant impôt (y compris les transferts), d'autres sur les revenus de marché et d'autres encore sur le revenu disponible ou les dépenses. Toutes les études utilisent diverses variables de redistribution, telles que les dépenses sociales ou les taux d'imposition (Benabou, 1996, Perotti, 1996, Bassett & al., 1999), mais un récent article sur la relation entre inégalités, la croissance et la redistribution utilise la différence, en points de Gini, entre l'inégalité du marché et l'inégalité nette (Berg & al., 2018).

Les statistiques sur le capital humain sont représentées par le nombre moyen d'années d'étude secondaire chez les hommes et les femmes âgés de 25 ans et plus (Forbes, 2000), nombre moyen d'années de scolarité, et les stocks de capital physique

correspondent au ratio moyen d'investissement par rapport au revenu (Berg & al., 2018). Les distorsions du marché sont représentées par le niveau de prix de l'investissement (Forbes, 2000).

Connaissant les variables, il est maintenant question d'explorer les modèles ayant permis de déterminer les effets de l'inégalité sur la croissance. La question importante non résolue empiriquement est de savoir exactement quel est le canal par lequel les inégalités pourraient nuire ou pas à la croissance. Plusieurs articles ont tenté d'apporter des éléments de réponses au fil du temps. La plupart des observations faites dans notre parcours littéraire montrent que les analyses utilisent une relation linéaire simple pour vérifier la relation inégalité-croissance. La relation entre inégalité et croissance peut être non linéaire, comme dans le modèle théorique de Benhabib (2003). Diverses techniques peuvent être utilisées pour estimer les équations. Pour évaluer quelle technique est optimale, il est nécessaire de prendre en compte trois facteurs : la relation entre l'effet spécifique au pays et les facteurs de régression, la présence d'une variable endogène retardée (revenu) et l'endogénéité potentielle des autres facteurs de régression (Forbes, 2000). Les méthodes standards d'estimation par panel incorporent l'un des deux effets : les effets fixes et les effets aléatoires. La principale différence entre ces deux techniques réside dans les informations utilisées pour calculer les coefficients. Les estimations des effets fixes sont calculées à partir des différences au sein de chaque pays dans le temps tandis que les estimations d'effets aléatoires sont plus efficaces, car elles intègrent des informations relatives à chaque pays et à toutes les périodes. Le principal inconvénient des effets aléatoires est qu'il n'est cohérent que si les effets spécifiques au pays ne sont pas corrélés avec les autres variables explicatives. Un test de spécification Hausman peut évaluer si cette hypothèse d'indépendance est satisfaite (Forbes, 2000).

Une étude statistique menée au sein de l'OCDE, De Serres & Ruiz (2014) qui a traité des effets de la croissance de l'inégalité des revenus sur la croissance du PIB par habitant a montré qu'une hausse de 1% de l'inégalité réduit la croissance du PIB de 0,6% à 1,1% ; et ce, peu importe que l'inégalité résulte d'un plus grand enrichissement, des plus riches ou d'une plus grande incapacité des plus pauvres à suivre le rythme de la croissance du revenu. Les résultats empiriques montrent que l'inégalité a un impact négatif important sur la croissance économique. L'analyse économétrique suggère que les

inégalités de revenu ont un effet négatif significatif et statistiquement significatif sur la croissance (Deininger & Squire, 1998; Cingano, 2014; De Serres & Ruiz, 2014). En effet, une aggravation des inégalités de 3 points de Gini, soit la moyenne des pays de l'OCDE pour les vingt dernières années, ferait perdre 0,35 point de croissance par an sur 25 ans, soit une perte cumulée de PIB de 8,5% à terme. Ainsi, le principal facteur qui détermine l'incidence des inégalités sur la croissance est le fossé qui sépare les ménages les plus modestes du reste de la population. Néanmoins, l'aggravation globale des inégalités de revenu est certes tirée par les 1% les plus riches, qui sortent du lot, mais le plus important en termes de croissance, ce sont les familles au revenu modeste qui creusent leur retard. Ainsi, l'incidence négative des inégalités sur la croissance n'est pas due uniquement au décile le plus défavorisé, mais aux 40% de foyers au revenu modeste. Pour que la croissance économique réduise l'inégalité et la pauvreté, cela implique que les revenus des ménages situés en bas de la distribution des revenus augmentent plus que ceux du reste de la population (Zhu & Batisse, 2011).

Plus récemment, il a été estimé qu'une inégalité nette plus faible est associée à une croissance plus rapide et plus durable tandis que la redistribution semble bénigne en termes d'impact sur la croissance, sauf quand elle est importante (Berg & al., 2018). Dans cette même analyse, on constate que l'inégalité est un facteur déterminant robuste et puissant à la fois du rythme de croissance à moyen terme et de la durée des périodes de croissance, même le contrôle de la taille des transferts redistributifs.

Dans la critique faite aux relations négatives entre inégalité et croissance, on remarque que toutes les études ont souvent deux problèmes économétriques potentiels : l'erreur de mesure de l'inégalité et le biais de variable omise (Forbes, 2000). Dans la suite de la critique, il faut noter que la sélection de l'échantillon, l'endogénéité et la corrélation en série pourraient toujours influencer les estimations. Donc, bien que les données sur les inégalités soient considérablement améliorées, les erreurs de mesure peuvent toujours poser un problème, et bien que l'évaluation par panel corrige les variables omises invariantes dans le temps, elle ne permet pas de contrôler les variables omises qui varient dans le temps. Pour traiter simultanément les problèmes de biais et d'endogénéités des variables omises, la littérature empirique sur la croissance utilise généralement un estimateur de méthode des moments généralisés dans lequel les

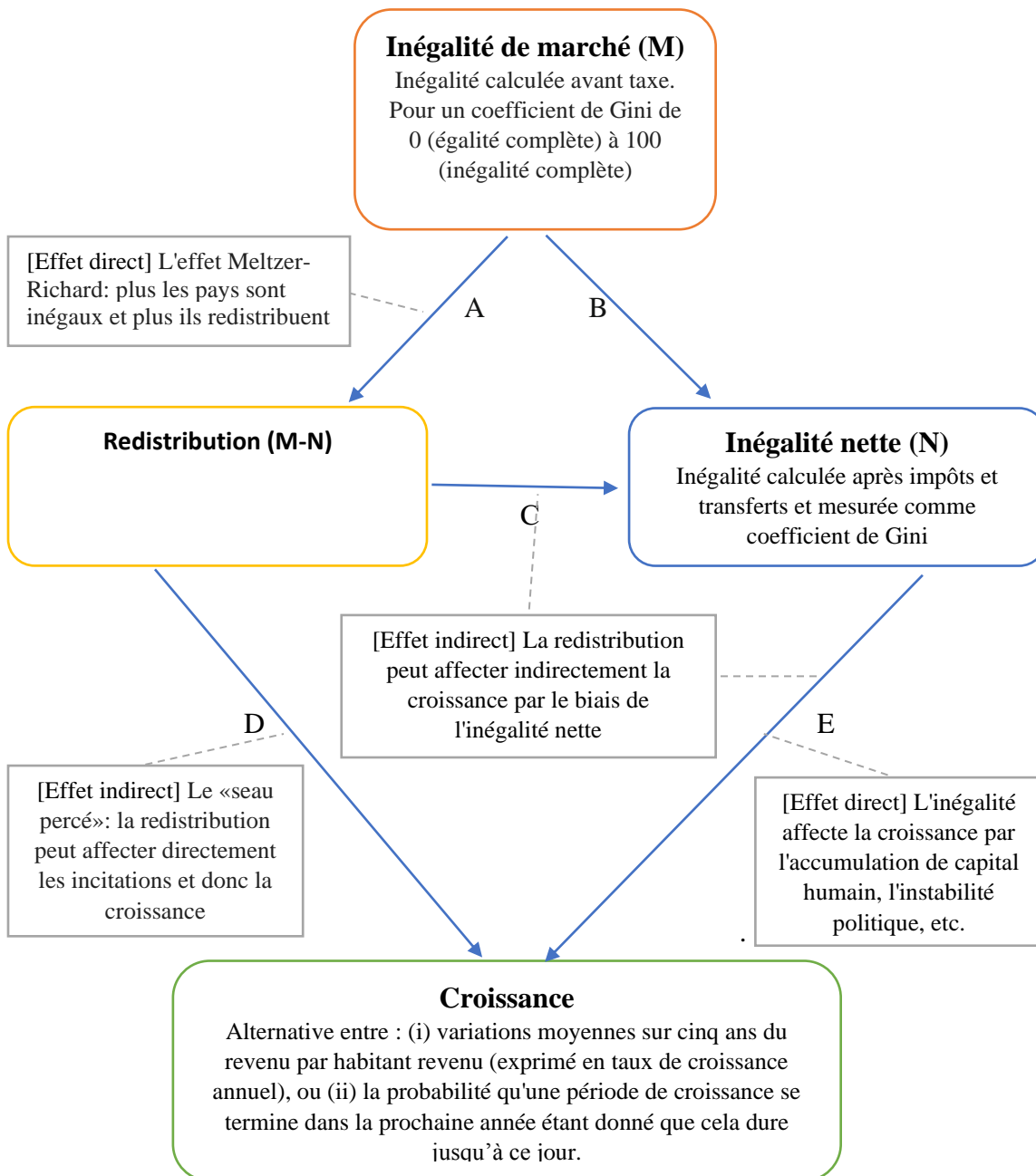
variables de droite potentiellement endogènes sont instrumentées à l'aide de valeurs et de différences décalées appropriées (Berg & al., 2018).

À la suite aussi des résultats tendant à montrer une relation positive entre inégalité et croissance, nous apprenons que les estimateurs qui reposent uniquement sur la variation des séries chronologiques par exemple Li & Zou (1998) et Forbes (2000), trouvent un effet positif de l'inégalité sur la croissance. Étant donné que l'inégalité à l'intérieur des pays est assez persistante, il est peu probable que ces estimateurs donnent une image complète (Berg & al., 2018).

En conclusion, une étude publiée en 2014 par le FMI présente trois arguments clés pour appuyer la lutte contre l'inégalité des revenus. D'abord, des sociétés où les écarts sont les plus marqués ont tendance à être celles où les revenus sont davantage redistribués. Ensuite, pour un niveau donné de redistribution, il y a une forte corrélation entre un niveau faible d'inégalité nette et une croissance économique rapide et plus durable. Enfin, la redistribution a généralement des conséquences bénignes sur la croissance économique. Dans leur étude spéciale, ils font référence à certains auteurs, comme Thomas Piketty, qui ont mis en évidence des preuves historiques selon lesquelles le taux de croissance du rendement du capital serait plus élevé que le taux de croissance du revenu dans l'économie, cela entraînerait une plus grande inégalité au fil du temps. Selon ces auteurs (Persson & Tabellini, 1994, Easterly, 2007, Berg & al., 2012), l'inégalité peut compromettre les progrès de l'éducation et provoque une instabilité politique et économique. Cela réduit l'investissement et le consensus social nécessaire pour s'adapter face aux chocs majeurs. Donc, cela tend à réduire le rythme et la durabilité de la croissance. L'inégalité nette plus faible semble entraîner une croissance plus rapide et plus durable pour un niveau donné de redistribution. Pour Berg & al. (2014), l'inégalité continue d'être un déterminant puissant au rythme de la croissance à moyen terme et de la durée des périodes de croissance, même en tenant compte des transferts redistributifs. Quant à la redistribution moyenne accompagnée d'une réduction de l'inégalité, les auteurs concluent qu'elles sont associées à une croissance plus élevée et plus durable. Néanmoins, ils nuancent que leur mesure de la redistribution ne tient compte que des impôts directs et des subventions. Ainsi, ils concluent que l'inégalité demeure préjudiciable à la croissance, même en contrôlant la redistribution. Et ils ne trouvent

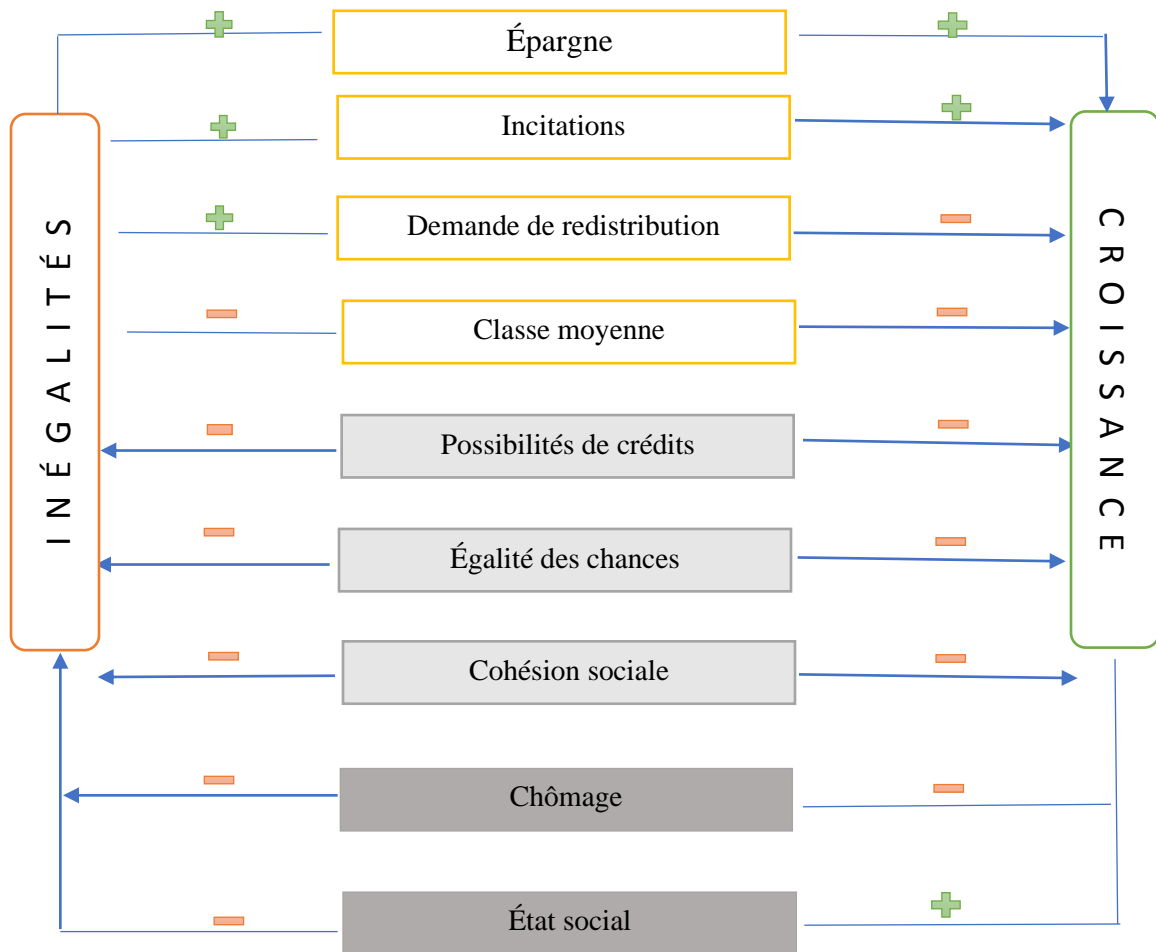
aucune preuve que la redistribution est nuisible. Les données tendent à rejeter l'hypothèse de l'Okun, selon laquelle il existe en général un compromis entre la redistribution et la croissance. Par ailleurs, comme le suggèrent les théories, l'inégalité peut avoir des effets à plus long terme dû au développement du capital humain, des taux de fécondité et de l'amélioration de l'environnement politique, Berg & al. (2018).

Figure 1 : récapitulatif de l'Interrelation entre inégalité, redistribution et croissance de Ostry & al. (2014).



Remarque : cette image montre les principaux canaux d'influence étudiés dans cet article. Il y a beaucoup d'autres flèches que l'on pourrait dessiner, par exemple de la croissance à l'inégalité et à la redistribution. En outre, il existe des canaux possibles qui relient les niveaux de revenu, les inégalités et la redistribution.

Figure 2 : Canaux de transmission théoriques entre inégalités et croissance.



Lecture : Les causalités doubles apparaissent en gris clair. Les causalités inverses en gris foncé.

3. DESCRIPTION DES DONNÉES

3.1 Données

Berg & al. (2018) estiment que l'inégalité des marchés (l'inégalité associée au revenu avant impôt et subvention) est à l'origine des opinions qui réclament la nécessité d'une redistribution. En revanche, les effets sur la croissance dépendent, en général, de l'inégalité nette (après impôt), qui affecte les incitations ainsi que les perspectives de stabilité sociale et de consensus. Pour Berg & al. (2018), il existe des interconnexions complexes entre les différentes variables d'intérêt: la croissance, l'inégalité et la redistribution, ce qui implique la nécessité d'une analyse empirique conjointe. Ils ont mis l'accent sur les répercussions de l'inégalité sur la croissance avec des moteurs qui peuvent être des politiques gouvernementales et de la redistribution fiscale.

Dans le cadre de la sélection des variables, nous avons accordé une grande importance au travail de Berg & al., (2018). Ils intègrent les variables comme le PIB par habitant, les inégalités et la redistribution. Notre analyse tient compte de plusieurs facteurs issus de leurs analyses qui portent sur plusieurs pays. Contrairement à leur analyse, nous nous consacrons à une étude qui porte sur quatre grandes provinces en termes de force économique au Canada. Chaque province a sa spécificité dans la mise en œuvre de ses politiques même s'il n'en demeure pas moins certaines ressemblances. Dans l'optique de trouver une quelconque relation entre les inégalités de revenu, la croissance économique et la redistribution, nous justifions le choix des variables dans les paragraphes ci-dessous.

3.1.1 Inégalité de revenu (n)

Pour mesurer les inégalités, nous avons fait le choix d'utiliser le coefficient de Gini (sa valeur s'échelonne de 0, si l'égalité de revenu est parfaite, à 1, si tout le revenu va à un seul individu), qui est un indicateur de mesure de l'inégalité. Nous nous sommes inspirés de l'analyse faite par Berg & al. (2018), qui ont utilisé l'inégalité nette provenant des données de Solt (2009). Il définit l'inégalité nette comme l'inégalité associée au revenu après impôt et subvention contrairement à l'inégalité de marché qui est défini comme l'inégalité associée au revenu avant impôt et subvention. Dans le cadre de notre

étude, les données sur les inégalités nettes et celles de marché proviennent de la base de données de Statistique Canada de 1976 à 2017.

3.1.2 Redistribution (r)

Plusieurs études ont utilisé diverses variables de redistribution, telles que les dépenses sociales ou les taux d'imposition (Benabou, 1996; Perotti, 1996; Bassett & al., 1999). Notre choix pour cette variable trouve sa justification dans les travaux de Berg & al. (2018) avec la nouvelle façon de calculer la redistribution. La redistribution est très complexe, car il est difficile de prendre en compte toutes les dépenses liées à la redistribution par exemple la santé et l'éducation. C'est pour cette raison qu'ils ont considéré la redistribution comme la différence entre l'inégalité de marché et l'inégalité nette (sa valeur s'échelonne de 0, s'il n'y a aucune redistribution, à 1 si la redistribution est maximale). Ces définitions ne tiennent pas compte de la prestation de la plupart des services de santé et d'éducation en nature par le gouvernement. Les autres transferts sont en principe pris en compte dans la différence entre le revenu du marché et le revenu net Berg & al. (2018). Avec cette nouvelle définition, nous pouvons facilement relier les inégalités et les redistributions ainsi que l'analyse de la croissance économique. Nos données sur la redistribution sont issues de la base de données de Statistique Canada. Nous avons déterminé les valeurs de cette variable à partir des inégalités de marché et inégalités nettes de 1976 à 2017.

3.1.3 Croissance économique (y)

La croissance économique sera mesurée dans cette présente étude à la croissance PIB/habitant. Le développement économique est généralement associé à la croissance du PIB par habitant. Dans leurs études, Berg & al., 2018, ont considéré cette variable pour déterminer la relation entre la croissance économique et les inégalités. Nous trouvons la justification de l'utilisation de cette variable par le fait que « le PIB par habitant est l'un des indicateurs les plus adéquats pour comparer des économies entre elles »¹. Dans notre cas, cela nous permettra d'avoir une analyse comparative et une image très juste de l'évolution des revenus dans chaque province. Nous avons des données sur l'évolution du

¹ <http://perspective.usherbrooke.ca/bilan/tend/CAN/fr/NY.GDP.PCAP.PP.CD.html> (05-12-2019, 12h20)

PIB/habitant de 1976 à 2017 issues de la base de données de Statistique Canada. Nous avons par ailleurs considéré $y_t = \log(Y_t) - \log(Y_{t-1})$.

3.2 Test de stationnarité

L'analyse des données temporelles exige de conserver une distribution constante dans le temps, d'où la nécessité d'avoir des données stationnaires.

Une série chronologique est définie stationnaire au sens faible si elle respecte les conditions suivantes pour toute $t = 1, 2, 3 \dots, \infty$;

- $E.[y_t] = \mu$ (l'espérance ne dépend pas de t)
- $\text{Var}[y_t] = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2 < \infty$ (la variance ne dépend pas de t)
- $\text{Cov}[y_t, y_s] = E.[(y_t - \mu)(y_s - \mu)] = \gamma_{s-t}$ (la covariance ne dépend que de $s-t$)

Le test de racine unitaire consiste à vérifier la stationnarité des séries chronologiques. Dickey (1976) et Fuller (1976) sont les premiers à fournir un ensemble d'outils statistiques formels pour détecter la présence d'une racine unitaire dans un processus purement autorégressif du premier ordre. Cette procédure de test, maintenant bien connue, est fondée sur l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO), sous l'hypothèse alternative de trois modèles autorégressifs du premier ordre dont les erreurs sont identiquement et indépendamment distribuées : le modèle sans constante, le modèle avec constante et le modèle avec constante et tendance. En considérant une série temporelle notée y_t , le test de Dickey-Fuller (DF) consiste à effectuer la régression de :

$$\Delta y_t = d_t + \rho y_{t-1} + u_t \quad (\text{DF})$$

avec $u_t \sim \text{i.i.d}(0, \sigma_u^2)$. Où d_t est une fonction déterministe du temps. Ensuite, on examine la valeur de la statistique D_τ (la statistique de Student de l'hypothèse $\rho = 0$). On rejette la non-stationnarité quand D_τ est inférieur à une valeur critique.

Il existe trois choix pour d_t dans (DF) :

- $d_t = 0$:
- $d_t = a$: l'hypothèse nulle (H_0) de ce test est $a = \rho = 0$.
- $d_t = a + bt$: l'hypothèse nulle (H_0) est cette fois $b = \rho = 0$. Les valeurs critiques sont indiquées dans le tableau 3 à 6.

En pratique, on choisira $d_t = a$ quand la série ne paraît pas contenir de tendance, et $d_t = a + bt$ quand elle semble en contenir une, comme dans notre présent cas pour le

PIB/habitant de l'Ontario et du Québec. Dans ce document, ce test consistera à vérifier à une valeur critique de 5% la stationnarité des variables pour une dimension temporelle de 42 ans.

L'hypothèse nulle : H_0 = la série comporte une racine unitaire.

L'hypothèse alternative : H_1 = la série ne comporte pas une racine unitaire (série stationnaire).

L'hypothèse nulle H_0 est acceptée si la valeur absolue de la statistique test de Dickey-Fuller est inférieure à la valeur critique (5%) sinon, on rejette l'hypothèse nulle.

Si une série (Y_t) est non stationnaire, Y_t doit être différentié d fois avant qu'elle ne devienne stationnaire, on dit alors qu'elle est intégrée d'ordre d et s'écrit : $Y_t \sim I(d)$.

Le test de Dickey-Fuller a donc été prolongé par le test de Dickey et Fuller augmenté (ou test ADF) afin de détecter la présence d'une racine unitaire pour les processus de type $AR(p)$. Pour ce faire, Dickey-Fuller a proposé le test Augmented Dickey-Fuller (ADF), qui consiste à effectuer la régression et à retenir la statistique D_τ :

$$\Delta y_t = d_t + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \rho y_{t-1} + u_t \quad (\text{DF})$$

Dans le cadre de notre test de stationnarité, nous avons fait le constat d'une analyse alternative appuyée par la littérature qui abonde dans ce sens en ce qui concerne la croissance du PIB/H du Québec. Pour rappel, la méthode d'estimation du modèle de régression standard, la méthode MCO repose sur l'hypothèse que les moyennes et les variances de ces variables testées sont constantes dans le temps. Par conséquent, l'incorporation de variables de racine non unitaire dans l'estimation de la régression les équations utilisant la méthode MCO donnent des inférences trompeuses. Les tests de racine unitaire traditionnels tels que Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1981) et Perron (1988) ne tiennent pas compte des ruptures potentielles dans la série, tout en testant la stationnarité de la série. Cependant, Perron (1989) a montré que le fait de ne pas tenir compte d'une rupture existante entraîne un biais qui réduit la capacité de rejeter une fausse hypothèse nulle de racine unitaire. En effet, il soutient qu'en présence de cas d'une rupture potentielle, les tests ADF standard sont biaisés en faveur du non-rejet des hypothèses nulles. Perron soutient que la plupart des séries macroéconomiques ne se caractérisent pas par une racine unitaire, mais plutôt que la persistance ne provient que de

chocs importants et peu fréquents, et que l'économie revient à la tendance déterministe après des chocs faibles et fréquents. Voilà autant d'arguments qui nous amènent à tenir compte de cet aspect dans le test de stationnarité de la croissance du PIB/H dans la province du Québec. Zivot et Andrews (1992) et Perron (1997) ont mis au point des tests de racine unitaire qui tiennent compte d'une rupture structurelle dans la série.

L'hypothèse nulle (H_0) suppose que la série présente une racine unitaire, mais sans aucune rupture : $y_t = \alpha + y_{t-1} + \varepsilon_t$

L'hypothèse alternative (H_1) suppose que la série est stationnaire avec une seule rupture.

Ils proposent, sous l'alternative, les trois modèles ci-dessous :

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma DT_t + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU_t + \gamma DT_t + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$\forall i \in [1, N]$ et $\forall t \in [1, T]$.

Avec DU_t , une variable indicatrice qui capte le changement dans la constante à la date T_b . $DU_t=1$ si ($t > T_b$) et zéro sinon. DT_t est une autre variable indicatrice qui représente la rupture dans la tendance à la date T_b . $DT_t = t - T_b$ si ($t > T_b$) et zéro sinon ; T_b est la date de rupture.

Dans le tableau récapitulatif ci-dessous, nous résumons l'ordre d'intégration des variables pour devenir stationnaires dans chaque province.

Tableau 1 : Test de stationnarité

Individu Variables	Ontario	Québec	Alberta	Colombie-Britannique
n	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
r	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
y	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Les résultats de notre test de stationnarité montrent que les variables inégalités de revenu et redistribution sont stationnaires en première différence et le PIB par habitant est également stationnaire pour la première différence du logarithme en tenant compte de l'effet tendance pour une valeur critique de 5%. Nous avons également trouvé dans

l'analyse du test de stationnarité du PIB par habitant du Québec qu'il y avait une rupture en 1988. Cela serait la raison, pour laquelle le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) traditionnel ne nous permettait pas d'avoir des données stationnaires. Dans la suite de notre analyse, nous analyserons la relation de causalité entre les variables.

4. MÉTHODOLOGIE

Dans cette section, nous décrivons la méthodologie qui aborde trois façons de traiter les séries chronologiques (causalité, modèle Vectoriel AutoRégressif Structurel et le modèle dynamique de données en panel). Bien entendu, l'analyse des données en panel combine des séries transversales et des séries chronologiques. Nous allons d'abord mener une analyse séquentielle sur chaque province à travers le test de causalité ensuite nous ferons une analyse du modèle vectoriel AutoRégressif Structurel (SVAR) afin d'estimer l'impact des chocs entre les variables. Enfin, nous analyserons de façon globale et à l'aide des données en panel la tendance de la relation qui existe entre les variables étudiées.

4.1 Test de causalité

La littérature a eu du mal à démêler les causes et les effets dans la relation entre les inégalités et la croissance économique. Bourguignon (2004) suggère que l'évolution de la pauvreté dépend de la croissance, de la répartition des revenus et des changements dans la répartition des revenus, de sorte que la réduction de la pauvreté nécessite une combinaison de politiques nationales axées sur la croissance et la réduction des inégalités. Même si une grande partie des études prône que la causalité va de l'inégalité à la croissance, les canaux de transmission entre les inégalités et la croissance restent bidirectionnels. En 2014, Ostry, Berg & Tsangarides montraient que l'inégalité continue d'être un déterminant puissant au rythme de la croissance à moyen terme et de la durée des périodes de croissance, même en tenant compte des transferts redistributifs. Cela se confirme avec une nouvelle analyse des données sur l'inégalité, la redistribution et la croissance qui montre une forte relation négative entre l'inégalité nette et la croissance du revenu par habitant au cours de la période suivante et une faible indication d'une relation positive entre la redistribution et la croissance ultérieure. Par ailleurs, ils montrent qu'une plus grande inégalité est associée à des périodes de croissance plus courtes, tandis que l'association entre la redistribution et la durée des périodes de croissance est faible (Berg & al. 2018). Au regard de ces analyses qui décrivent un lien de causalité entre inégalités, redistribution et croissance du PIB/H, nous allons analyser la causalité qui existe entre ces variables dans les quatre provinces.

Le test de causalité nous permet de voir s'il existe une relation causale entre les variables c'est à dire une corrélation entre la valeur courante d'une variable et les valeurs passées d'autres variables. Dans le cadre de notre analyse, nous nous servirons des données sur le coefficient de GINI net, de la redistribution et la croissance du PIB/H pour analyser les liens de causalité au sens de Granger entre ces variables. Toutes ces données sont annuelles et couvrent la période 1976 à 2017, soient 42 observations.

Choix du nombre de retards

Nous avons préalablement transformé nos séries et nous nous sommes assurés que tous les processus que l'on incorpore dans notre modélisation VAR sont stationnaires.

Le choix du nombre p optimal de retards est une étape déterminante dans le processus d'estimation. En effet, un nombre insuffisant de retards fait perdre de l'information au processus étudié (sa mémoire n'est alors pas assez longue) tandis qu'un nombre trop important de retards augmente le nombre de paramètres à estimer et réduit donc le degré de liberté du processus (Gossé & Guillaumin, 2011; Bruneau & De Bandt, 1999). La littérature économique a tendance à privilégier des critères d'information. Une procédure couramment utilisée consiste à estimer le processus VAR(p) pour des retards allant de 0 à h_{\max} , où h_{\max} est le nombre maximum de retards inclus en se fondant sur une théorie économique, un article académique de référence ou même parfois une simple intuition économique. On retient alors le nombre p de retards qui minimise les critères Akaike Information Criterion (AIC) et Schwarz information Criterion (SC) définie comme suit :

$$AIC(p) = \ln[\det(\hat{\Omega})] + 2 \frac{k^2 p}{T}$$





$$SC(p) = \ln[\det(\hat{\Omega})] + 2 \frac{k^2 p \ln(T)}{T}$$

Où T est le nombre d'observations, k le nombre de variables du système et $\hat{\Omega}$, un estimateur de la matrice de variance-covariance des résidus du modèle.

Dans le choix du nombre de retards (p), nos résultats (tableau 9) sur les critères AIC et SC suggèrent un (1) ou deux (2) retards selon l'échantillon. Nous allons considérer un retard soit VAR(1) afin de limiter le nombre de paramètres à estimer.

Notre investigation porte sur les tests de causalité dans des modèles autorégressifs vectoriels (VAR) à trois variables. Globalement, les résultats sont disparates entre les provinces. Néanmoins, nous constatons qu'il y a une relation de causalité entre la croissance du PIB par habitant et les inégalités de revenu au Québec et en Alberta. En Ontario, nous avons une relation de causalité entre la redistribution et la croissance du PIB par habitant avec les inégalités. On note également l'inexistence de lien causal entre les variables pour la province de la Colombie-Britannique (Tableau 7 et 8).

Tableau 2 : Relation de causalité entre les variables

Provinces	1 ^{re} variable	Cause	2 ^e Variable
Ontario	Croissance du PIB/H		Inégalité de revenu
Ontario	Redistribution		Inégalité de revenu
Québec	Croissance du PIB/H		Redistribution
Alberta	Croissance du PIB/H		Redistribution

Comparaison des conclusions entre les résultats trouvés et ceux de Berg et al. (2018)

Nos résultats sur les liens de causalité sont partiellement semblables aux conclusions issues des travaux de Berg & al. (2018). Dans leur revue, ils ont montré qu'il existe une forte relation entre les inégalités de revenu et la croissance économique et que cette relation allait des inégalités vers la croissance économique. Pour ce qui est de la relation entre la redistribution et la croissance, ils pensent que la redistribution peut affecter directement les incitations et donc la croissance. Dans notre présente analyse, nous avons trouvé que la redistribution était causée par la croissance économique au Québec et en Alberta. Ensuite, nous avons également trouvé que les inégalités de revenu étaient causées par la redistribution ainsi que la croissance économique en Ontario. La redistribution est-elle une conséquence directe de la croissance économique? Quelle relation existe-t-il entre les inégalités de revenu et la croissance? À travers une analyse empirique, nous pourrions voir la tendance des données historiques pour chaque province, de la relation entre la croissance économique et les inégalités de revenu, ainsi que de la redistribution.

4.2 Modélisation SVAR

Au regard de l'analyse faite par Berg & al. (2018) sur la relation entre les inégalités, la croissance économique et la redistribution, il serait intéressant de vérifier l'interaction entre ces variables dans notre contexte d'étude. Cette analyse nous permettra de voir la transmission des chocs entre les variables. En rappel, le modèle VAR standard a été introduit par Sims (1980). Ce modèle a l'avantage de saisir la variation des paramètres du modèle dans le temps, et permet ainsi de mieux restituer la dynamique du système, ce qui crédibilise la politique économique qui s'ajuste et s'adapte aux variations ou chocs que connaît l'environnement socioéconomique (Kuma, 2018). Malheureusement, l'une des critiques adressées à ce modèle VAR est qu'il n'a aucun fondement théorique (Brooks, 2014). Pour faire face à cette critique, de nouveaux modèles ont été construits soit les modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR). C'est sur ce modèle que nous allons travailler pour la suite de notre analyse pour les quatre provinces. Au regard de la sensibilité des résultats (l'ajout ou le retrait de variables, l'augmentation ou la diminution de la longueur de l'échantillon) liés à l'analyse du modèle, notre étude vise à éclairer la relation entre les variables à travers la disponibilité des données actuelles et des variables prises en considération.

Modèle SVAR

Pour mener à bien notre analyse avec le modèle SVAR, nous allons partir d'un VAR standard dont la forme canonique (fondamentale) et la forme réduite se présentant comme suit :

$$AY_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + Bu_t \quad (1)$$

$$Y_t = A^{-1}\phi_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}\phi_i Y_{t-i} + A^{-1}Bu_t \quad (2)$$

VAR standard sous la forme réduite correspondant à:

$$Y_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^p \lambda_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$A^{-1}\phi_0 = \lambda_0, A^{-1}\phi_i = \lambda_i, \varepsilon_t = A^{-1}Bu_t$$

Pour la modélisation SVAR, le centre de notre analyse portera sur la relation « $\varepsilon_t = A^{-1}Bu_t$ ». Nous procéderons par la modification des éléments de la matrice «A»

pour prendre en compte les effets structurels des variables. Ces modifications seront faites sur la base de la relation trouvée entre ces variables dans les conclusions issues de l'analyse de Berg & al. (2018).

La forme structurelle de notre SVAR(1) s'écrit :

$$\begin{pmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & 1 & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dy_t \\ dn_t \\ dr_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_{10} \\ \lambda_{20} \\ \lambda_{30} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dy_{t-1} \\ dn_{t-1} \\ dr_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^{dy_t} \\ u_t^{dn_t} \\ u_t^{dr_t} \end{pmatrix}$$

Ce qui revient à écrire :

$$Y_t = \lambda_0 + \lambda_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Avec : Y_t : vecteur des variables endogènes (dy, dn, dr)

ε_t : les chocs structurels ($u_t^{dy_t}$, $u_t^{dn_t}$, $u_t^{dr_t}$) pour chaque variable du modèle

λ_0 : le vecteur des termes constants

λ_1 : la matrice des paramètres associés aux variables exogènes,

A : la matrice des coefficients structurels et B : une matrice diagonale des chocs

Identification des chocs

L'estimation SVAR utilise des estimations de Σ_ε obtenues à partir du VAR sous forme réduite (décrit ci-dessus) afin d'identifier et estimer le modèle. Le système d'équations du modèle n'étant pas identifié, on devra procéder par une série de restrictions sur les coefficients de la matrice «A» pour l'identifier.

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= A^{-1} B u_t \\ A \varepsilon_t &= B u_t \\ \Sigma_\varepsilon &= A^{-1} B B' A^{-1'} \end{aligned} \quad (5)$$

le nombre minimal de restrictions « n » a imposé au modèle SVAR pour l'identifier est donné par la formule (avec : K nombre de variables endogènes dans le modèle ou nombre d'équations) :

$$n = \frac{k(k-1)}{2} \text{ soit } n = \frac{3(3-1)}{2} = 3$$

Nous devons imposer au moins trois restrictions sur les coefficients de la matrice «A» afin de pouvoir identifier notre SVAR. Le schéma d'identification des chocs repose sur des restrictions issues de la théorie économique. Dans notre présente étude, nous allons tenir compte des travaux de Berg & al. (2018). D'abord, il faut remarquer que les inégalités ont un impact sur le rythme et la durée de la croissance économique. Ensuite, une redistribution extrême peut avoir un effet néfaste sur la croissance économique. Enfin, la redistribution contribue à la réduction des inégalités. Partant de ces conclusions, nous pouvons imposer une restriction sur :

- La croissance économique qui n'influence pas les inégalités et la redistribution.

Cela revient à imposer les contraintes suivantes : $a_{12} = a_{13} = 0$

- Les inégalités n'ont pas un effet sur la redistribution. Cela nous amène également à imposer une contrainte sur ce paramètre. $a_{23} = 0$

En effet, on s'inspirera des travaux de Amisano & Giannini (1997) concernant la triangularisation des matrices de corrélation.

En tenant compte de toutes ces restrictions, le SVAR contraint s'écrit comme suit:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dy_t \\ dn_t \\ dr_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \lambda_{10} \\ \lambda_{20} \\ \lambda_{30} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & \lambda_{23} \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dy_{t-1} \\ dn_{t-1} \\ dr_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^{dy} \\ u_t^{dn} \\ u_t^{dr} \end{pmatrix}$$

L'équation (5) s'écrit comme suit :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{dy} \\ e_{dn} \\ e_{dr} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^{dy} \\ u_t^{dn} \\ u_t^{dr} \end{pmatrix}$$

avec :

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad B = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix}$$

Fonction de réponse impulsionnelle

Une fonction de réponse impulsionnelle trace l'effet d'un choc ponctuel sur les valeurs actuelles et futures des variables endogènes. Un choc sur la i -ème variable affecte non seulement directement la i -ème, mais est également transmis à toutes les autres variables endogènes par le biais de la structure dynamique du VAR.

Soit VAR(p) décrit comme suit :

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \lambda_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Selon le théorème de Wold qui dit que tout processus stationnaire peut s'exprimer comme une somme pondérée de bruits blancs, ce processus VAR admet une représentation sous forme d'une moyenne mobile vectorielle infinie, notée VMA(∞) :

$$Y_t = \sum_{j=1}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} = \Psi(L) \varepsilon_t$$

avec $\Psi(L) = \sum_{j \geq 0} \psi_j L^j$, $\psi_0 = I$ et ε_t représente le vecteur des chocs du processus.

À travers la dynamique du processus VAR, on peut déterminer à partir de l'équation ci-dessus l'effet des chocs sur les variables endogènes à l'aide des multiplicateurs dynamiques ψ_j . ces multiplicateurs se calculent comme suit :

$$\psi_{ij,s} = \frac{\partial Y_{i,t+s}}{\partial \varepsilon_{j,s}}$$

où $\psi_{ij,s}$ détermine l'impact d'un choc ε_j à la date t sur les variables Y_i pour les s périodes suivantes

À travers les restrictions, nous allons pouvoir analyser les résultats issus de nos différents tests afin de comprendre comment les variables réagissent aux innovations (effet des chocs) des variables cibles. Avant de passer à l'analyse des résultats de nos modèles, nous allons déterminer le modèle adapté à l'analyse de nos données en panel (méthode utilisée par Berg & al., 2018) pour analyser la relation entre les variables étudiées (inégalités de revenu, la redistribution et la croissance économique).

4.3 Panel

Notre analyse sur les données en panel des quatre provinces nous permettra d'avoir plus d'information multidimensionnelle et un plus grand nombre d'observations. La discussion suivante portera sur la détermination de l'existence d'effets individuels, puis nous discuterons sur la modélisation de ces effets individuels (effet fixe ou effet variable).

Berg & al. (2018) souligne que l'un des avantages des estimateurs de données de panel est qu'il permet de modéliser l'effet individuel invariant dans le temps et non observé dans l'équation.

4.3.1 Test de présence d'effets individuels

La première étape dans l'analyse des données en panel consiste à vérifier s'il y a une présence d'effets individuels dans nos données. On peut représenter ces effets par l'erreur provenant de l'effet aléatoire individuel ϑ_i . On cherche donc à tester l'hypothèse nulle :

$H_0: \vartheta_i = 0$ de l'équation suivante :

$$y_{it} = \beta x_{it} + \mu_{i,t} \quad \forall i \in [1, N] \text{ et } \forall t \in [1, T]; \mu_{i,t} \sim \text{iid}$$

où:

x_{it} est un vecteur de $1 \times K$ variables explicatives

B est un vecteur de $K \times 1$ de paramètres.

$\mu_{i,t} = \varepsilon_{it} + \vartheta_i + \gamma_t$ où ϑ_i est l'effet individuel, γ_t est l'effet temporel, et ε_{it} est une erreur i.i.d

Les résultats de notre test nous confirment la présence d'effets individuels (tableau 14). En effet, la statistique $F_{3,161}$ avec $(N-1)$ ($NT-N-K-1$) degré de liberté est inférieur à $F_{\text{cal-stat}} = 12,11$ donc on rejette H_0 . De plus, P-value (0,000%) est largement inférieur à 5%. Le rejet de l'hypothèse nulle entraîne alors l'inclusion des effets individuels dans le modèle.

Il faut noter qu'il est possible de mener l'analyse avec l'effet temporel, mais pour des raisons de grandeur de l'échantillon (espace temporel faible), nous ne prendrons pas en compte cet effet.

4.3.2 Effet fixe ou effet variable

Pour mener une analyse des données en panel, nous devrions faire le choix entre l'utilisation d'un modèle à effet fixe et à effet variable. Plusieurs considérations affecteront le choix entre ces deux modèles.

D'abord, si l'on soupçonne l'omission d'une variable qui ne sera pas corrélée avec les variables explicatives du modèle, on préférera un modèle à effets aléatoires. Dans le cas contraire, on préférera un modèle à effets fixes sous condition que les variables omises restent stables avec des effets invariants dans le temps (William, 2017). C'est d'ailleurs l'une des différences importantes entre les modèles économétriques à effets fixes et à effets aléatoires. Les modèles à effets fixes sont sans contrainte ce qui leur permet d'être corrélés aux variables explicatives. Tandis que dans les modèles à effets aléatoires, il n'existe pas une corrélation entre les variables explicatives et d'autres variables (Trognon, 2003). Ensuite, avec les modèles à effets fixes, nous n'estimons pas les effets de variables dont les valeurs ne changent pas dans le temps. Inversement, les modèles à effets aléatoires permettront d'estimer les effets de variables invariantes dans le temps, mais les estimations peuvent être biaisées parce que nous ne contrôlons pas les variables omises (William, 2017). Enfin, un premier consensus a conduit à la conclusion que l'utilisation des effets fixes se justifie lorsque les N observations forment la population dans sa totalité, et que les effets aléatoires peuvent être utilisés lorsque les N individus observés forment un échantillon de la population totale (Nerlove, 2003).

Pour faire un choix qui tient compte de la spécificité de notre étude, nous allons effectuer le test de Hausman, afin de voir quel modèle est approprié pour notre présente étude.

4.3.3 Test de Hausman et choix du modèle d'analyse

Le test de spécification d'Hausman (1978) est un test général qui peut être appliqué à de nombreux problèmes de spécification en économétrie. Toutefois, son

application la plus répandue est celle des tests de spécification des effets individuels en panel. Il sert ainsi à discriminer les effets fixes et aléatoires. Pour Berg & al. (2018), l'estimateur des effets fixes (EF) permet d'obtenir l'effet individuel corrélé avec les variables explicatives tandis que l'estimateur à effets aléatoires (RE) suppose que l'effet individuel n'est pas corrélé avec les variables explicatives. Ils ont confirmé empiriquement l'utilisation de l'effet fixe. Mais il faut noter que leur travail a passé en revue les deux modèles d'effets individuels.

Le premier estimateur (modèle à effet aléatoire) est censé être l'estimateur non biaisé à variance minimale sous l'hypothèse nulle (absence de corrélation). Si la distance est statistiquement nulle, la spécification est correcte; on choisit le modèle à effets aléatoires. Sinon, on utilisera le modèle à effets fixes.

L'hypothèse testée concerne l'indépendance entre les erreurs et les variables explicatives:

$$H_0: E(\alpha_i | X_i) = 0$$

$$H_1: E(\alpha_i | X_i) \neq 0$$

Ce test peut être interprété comme un test de spécification.

Sous H_0 : le modèle peut être spécifié avec des effets individuels aléatoires et l'on doit alors retenir l'estimateur des MCG (estimateur BLUE). Sous l'hypothèse alternative H_1 , le modèle doit être spécifié avec des effets individuels fixes et l'on doit alors retenir l'estimateur de la méthode des moments généralisés (MMG). Il est possible d'utiliser les moindres carrés ordinaires MCO, mais nous avons préféré les MMG, car cette méthode a l'avantage d'estimer les modèles dynamiques de données en panel.

Si la réalisation de la statistique test est supérieure à chi deux au seuil de 5%; on rejette l'hypothèse nulle et l'on privilégie l'adoption d'effets individuels fixes.

La statistique du test d'Hausman appliqué au test de la spécification des effets individuels est la suivante :

$$H = (\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{LSDV})' [\text{var}(\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{LSDV})]^{-1} (\hat{\beta}_{MCG} - \hat{\beta}_{LSDV})$$

À la suite de notre test pour l'échantillon considéré (tableau 14), nous avons obtenu une statistique test d'Hausman de 17,07. Étant donné que le modèle comporte deux variables explicatives; cette statistique suit un chi deux à un degré de liberté. À

95%, le seuil est de 3,84. On peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence de corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives. Cela étant, on doit donc privilégier l'adoption d'un modèle à effets fixes. Ces résultats empiriques sont identiques à ceux de Berg & al. (2018) malgré le fait que nous disposons d'un petit échantillon (soit 168 observations) par rapport aux leurs, qui disposaient d'un échantillon plus grand (828 observations) et une diversité plus prononcée en ce qui concerne les individus (pays).

Du fait du contexte territorial de l'étude, nous utilisons l'hypothèse selon laquelle toutes les provinces ont plusieurs facteurs en commun à savoir qu'ils sont régis par une instance gouvernementale fédérale qui dispose d'un droit d'influence de politique dans chacune des provinces sélectionnées. Aussi, ces provinces ne sont que des unités composantes de l'économie dans le pays. C'est pourquoi on supposera que les coefficients des différentes variables explicatives sont identiques pour tous les individus du panel ($\beta_i = \beta$).

La forme générale du modèle à effets fixes peut s'écrire comme suit :

$$y_{it} = \rho y_{it-1} + \beta_1 n_{it} + \beta_2 r_{it} + \varepsilon_{it} + \vartheta_i \quad (1)$$

$\forall i \in [1, N]$ et $\forall t \in [1, T]$.

Où y_{it} est le PIB par habitant de la province i à la période t , n_{it} , r_{it} sont respectivement l'inégalité de revenu et la redistribution, ϑ_i est l'effet individuel et ε_{it} le terme d'erreur.

On suppose que les résidus ε_{it} sont i.i.d. et satisfont les conditions suivantes, $\forall i \in [1; N], \forall t \in [1; T]$,

- $E(\varepsilon_{it}) = 0$
- $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2, & t = s \\ 0, & \forall t \neq s \end{cases}$
- $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}) = 0 \quad \forall i \neq j, \forall (t, s)$

Notre modèle s'inspirera de l'approche d'Arellano & Bondt (1991) qui consiste à prendre la première différence des niveaux éliminant ainsi l'effet individuel. Avec la première différence, notre modèle s'écrit comme suit :

$$\Delta y_{it} = \rho \Delta y_{it-1} + \beta_1 \Delta n_{it} + \beta_2 \Delta r_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Pour isoler les effets de causalité, la méthode des moments généralisés s'appuie sur un ensemble d'instruments internes, à savoir les niveaux décalés et les différences des variables explicatives. Nous nous appuyons sur un ensemble d'instruments internes, à savoir les niveaux décalés et les différentes variables explicatives. Pour ce faire, nous formulons les hypothèses suivantes sur ces instruments: (1) les termes d'erreurs ne sont pas auto-corrélés; (2) l'inégalité et la redistribution sont prédéterminées par rapport à la croissance de la période suivante; et (3) ces variables ne sont pas corrélées avec les résidus. L'estimation de ce modèle se servira des moindres carrés ordinaires en deux étapes (TSLS) qui fournissent un point de référence à l'estimateur de la méthode des moments généralisés (GMM) d'Arellano & Bondt (1991). Cette méthode est la plus appropriée pour estimer les modèles dynamiques de données en panel. En effet, une première étape consiste à estimer une régression OLS de chaque variable du modèle sur l'ensemble des instruments. La deuxième étape est une régression de l'équation d'origine, toutes les variables étant remplacées par les valeurs ajustées des régressions de la première étape.

Ce test nous donnera une vue d'ensemble sur la relation qui existe entre l'inégalité de revenu, la redistribution et la croissance économique dans les quatre provinces prises ensemble. À l'issue de notre analyse, nous comparerons nos résultats à ceux de Berg & al. (2018). Cette étude n'a pas tenu compte des variables souvent considérées comme des canaux de transmission entre l'inégalité et la croissance économique ainsi que la redistribution et la croissance économique. Ces variables sont entre autres le capital humain, les facteurs historiques de chaque province, l'endettement des ménages, les autres déterminants de la croissance économique. La liste des variables considérées comme canaux de transmission est énumérée avec la nature de la relation dans la figure 2.

5. RÉSULTAT EMPIRIQUE ET DISCUSSION

5.1 Modèle SVAR

5.1.1 Fonction de réponse impulsionnelle

Tous nos résultats proviennent du logiciel Eviews 10. Dans le graphique 6, nous avons les réponses impulsionnelles des quatre provinces. Nous avons porté notre analyse spécifiquement sur les effets des chocs des inégalités sur la croissance économique et des chocs de la redistribution sur la croissance économique et les inégalités afin de comparer nos résultats avec les conclusions issues de l'analyse de Berg & al. (2018). C'est aussi l'une des raisons qui a soutenu le choix des restrictions lorsqu'on présentait le modèle SVAR structurel.

- Ontario

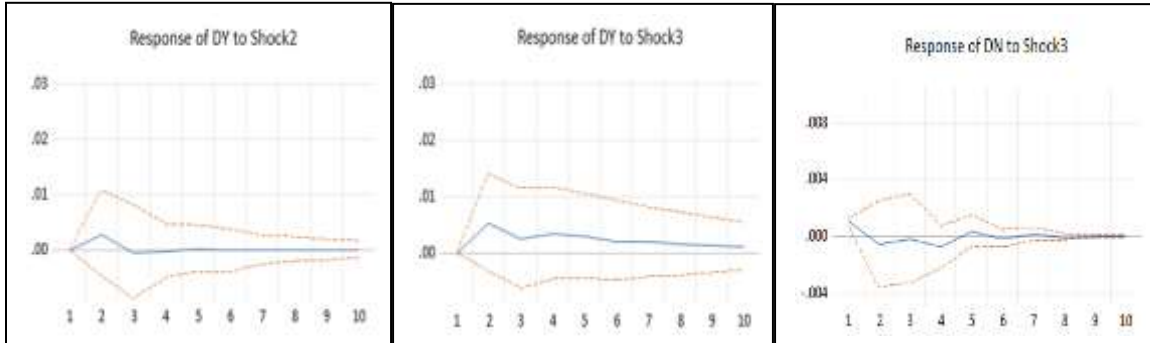
L'effet d'un choc des inégalités sur la croissance économique a un effet nul au cours de la première année puis il devient positif jusqu'à la deuxième année pour ensuite disparaître à partir de la troisième année. Cela est contraire à la littérature qui stipule que les inégalités ont un impact négatif sur la croissance économique (Ostry, Berg & Tsangarides, 2014; l'OCDE, 2014; Berg & al., 2018). Nous pouvons voir en cette situation un élément intéressant. Pour Lazear & Rosen (1981), les inégalités influencent positivement la croissance. Cela ramène la question du sens de la relation inégalité-croissance dans le débat soit ceux qui sont favorables à l'effet positif et ceux qui sont pour un effet négatif.

Le choc de la redistribution sur la croissance économique n'a aucun effet pour la première année. Il augmente la croissance sur plus de dix ans sans s'annuler. Pour ce qui est de cette relation, la littérature est souvent allée dans le sens d'un effet négatif de la redistribution sur la croissance même si elle reste bénigne (Alesina & Rodrik, 1994; Banerjee & Duflo, 2003; Berg & al., 2018). Nous avons un effet persistant positif de la redistribution sur la croissance.

L'effet d'un choc de la redistribution sur les inégalités a un effet positif à la première année. L'effet diminue jusqu'à être négatif de la deuxième à la cinquième année. L'effet s'annule à partir de la sixième année. Cette situation laisse voir que les inégalités peuvent

mettre du temps à réagir au choc de la redistribution (1 an). Mais le choc crée finalement un effet bénéfique puisqu'il réduit les inégalités sur les trois prochaines années.

Graphique 1 : Fonctions de réponses impulsionnelles Ontario



Avec «Shock2» = Choc des Inégalités et «Shock3» = Choc de la redistribution

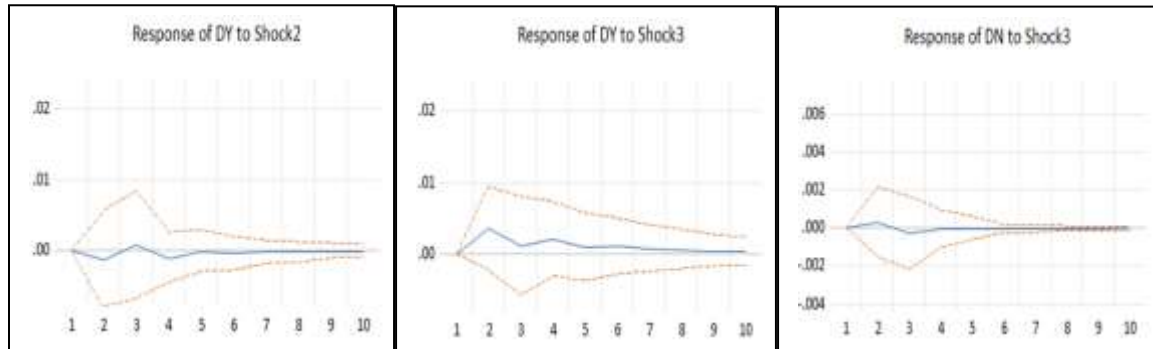
- Québec

Le choc des inégalités sur la croissance économique a un effet nul au cours de la première année puis il devient négatif jusqu'à troisième année avant de s'annuler. Il redevient négatif au cours de la quatrième année avant de s'annuler définitivement à partir de la cinquième année. La situation au Québec semble corroborer avec la littérature qui soutient que les inégalités ont un effet négatif sur la croissance surtout sur les récentes conclusions de Berg & al. (2018).

Le choc de la redistribution ne fait pas réagir la croissance économique à la première année. Elle augmente par la suite pour atteindre un sommet à la deuxième année. Elle reste positive, mais décroît progressivement sans atteindre l'effet nul vers la neuvième année. Contrairement à ce que la littérature a souvent décrit, la relation redistribution-croissance économique étant négative ou nulle, nous avons un effet persistant positif de la redistribution sur la croissance.

L'effet d'un choc de la redistribution sur les inégalités est nul à la première année. L'effet augmente légèrement pour ensuite s'annuler à la moitié de la deuxième année. Il devient également légèrement négatif avant de s'annuler à partir de la quatrième année. Cette situation nous montre que la redistribution semble avoir moins d'effet sur les inégalités. Nous pouvons interpréter cette situation en rapport avec le niveau de redistribution qui n'affecte pas les inégalités dans les premières années même si cela arrive plus tard avec un effet faible.

Graphique 2 : Fonctions de réponses impulsionnelles Québec



Avec «Shock2» = Choc des Inégalités et «Shock3» = Choc de la redistribution

- Alberta

Effet de choc des inégalités sur la croissance économique : nous pouvons remarquer qu'un choc des inégalités sur la croissance économique a un effet nul au cours des trois premières années. Il augmente légèrement à la quatrième année avant de s'annuler définitivement à partir de la cinquième année. Cette situation semble traduire l'absence d'impact de la croissance économique à la suite d'un choc des inégalités. La littérature va habituellement dans un sens (néfaste) ou dans un autre (bénéfique) entre les inégalités et la croissance économique.

L'effet d'un choc de la redistribution sur la croissance économique ne montre aucune réaction pour la première année. La croissance augmente par la suite pour atteindre un sommet à la deuxième année. Elle reste stable et positive jusqu'à la troisième année avant de décroître progressivement pour s'annuler à la quatrième année. Nous pouvons à nouveau faire un lien avec le fait qu'une partie de la littérature soutient que la redistribution a un effet positif sur la croissance (Aghion & al., 1999; Benabou, 2000).

La réponse du choc des inégalités sur la redistribution est nulle à la première année. L'effet diminue progressivement pour atteindre son plus bas niveau à la troisième année. Il connaît ensuite une hausse jusqu'à la quatrième année où l'effet est positif. Il s'annule dès la cinquième année. Cette situation nous montre que les inégalités réagissent au choc de la redistribution pour une période plus longue.

Graphique 3 : Fonctions de réponses impulsionnelles Alberta



Avec «Shock2» = Choc des Inégalités et «Shock3» = Choc de la redistribution

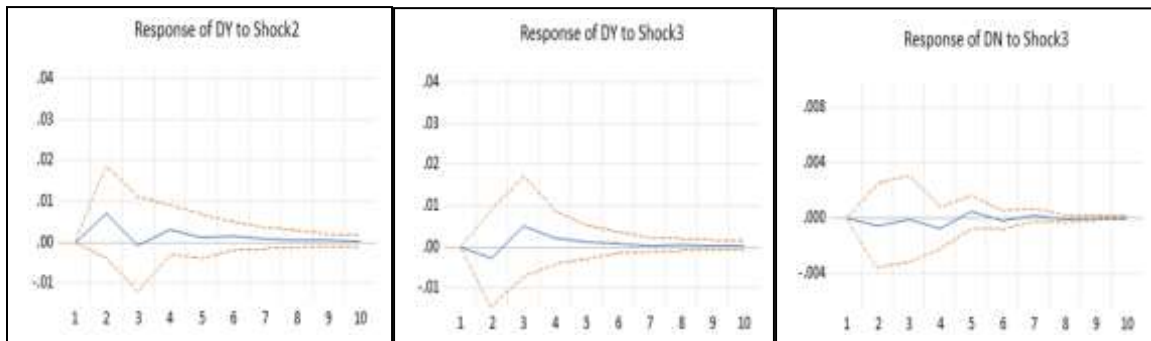
- Colombie-Britannique

Le choc des inégalités ne fait pas réagir la croissance économique au cours de la première année. Il devient par la suite positif de la deuxième à la septième année même s'il y a une rupture à la troisième année où l'effet est nul. Cela est contraire à la majorité de la littérature qui stipule que les inégalités ont un impact négatif sur la croissance économique. Néanmoins, une autre partie de la littérature stipule que les inégalités peuvent influencer positivement la croissance.

Le choc de la redistribution sur la croissance économique produit un effet nul au cours de la première année puis il reste négatif jusqu'à la deuxième année avant de s'annuler à la moitié de la deuxième année. Il devient positif au cours de la troisième jusqu'à la sixième année avant de s'annuler définitivement à partir de la septième année. Cette situation montre que la croissance réagit dans un premier temps négativement à l'effet de la redistribution tel que mentionné par Okun (1975) selon laquelle la redistribution nuit à la croissance. Banerjee & Duflo (2003) trouvaient que la redistribution est préjudiciable à la croissance à court et moyen terme. Mais la croissance se ressaisit ensuite et reste positive pour une période plus longue. Cela vient remettre en cause l'explication ci-dessus de Okun. Même si la croissance reste sensible à court terme sur la redistribution, elle réagit positivement à long terme.

La réponse du choc des inégalités sur la redistribution est nulle à la première année. L'effet demeure par la suite négatif entre la première et la cinquième année. Il s'annule autour de la sixième année. Cette situation révèle l'un des effets recherchés à travers la redistribution qui consiste à réduire les inégalités.

Graphique 4 : Fonctions de réponses impulsionnelles Colombie-Britannique



Avec «Shock2» = Choc des Inégalités et «Shock3» = Choc de la redistribution

5.1.2 Analyse comparative entre province

Notre analyse de chaque province montre certaines similarités dans la réaction face aux différents chocs. D'abord, pour ce qui est de la réaction de la croissance économique à la suite d'un choc des inégalités, nous remarquons que dans les provinces de l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique, les effets vont dans le sens contraire de ce que la majorité de la littérature a eu à développer, plus particulièrement au sujet des récents résultats issus de l'analyse de Berg & al. (2018). Dans ces provinces, la croissance réagit positivement (augmente) à la suite d'un choc des inégalités. Il faut souligner qu'une autre partie de la littérature a également montré que les inégalités ont un effet bénéfique sur la croissance. Ces résultats viennent corroborer avec cette partie de la littérature. Cette situation peut s'interpréter par le fait que les canaux de transmission entre les inégalités et la croissance économique réagissent positivement à la suite d'une augmentation des inégalités. Ce qui entraîne une hausse de la croissance. On note une exception pour ce qui du Québec. Dans cette province, un choc des inégalités entraîne une baisse de la croissance même si on constate que cette baisse est entrecoupée par une légère reprise de la croissance.

Ensuite, en ce qui concerne l'effet d'un choc de la redistribution toutes les provinces réagissent de la même manière à travers une hausse de la croissance. On note une exception du côté de la Colombie-Britannique qui a connu une légère baisse de la croissance avant d'augmenter et rester positive. Cette situation vient une fois de plus montrer un certain paradoxe. En effet, la littérature a tendance à montrer que la redistribution a un effet négatif sur la croissance même si elle est souvent bénigne. Une

autre partie de la littérature a soutenu que la redistribution était bonne pour la croissance comme dans le cas de notre présente analyse.

Enfin, pour ce qui est de la réponse des inégalités à la suite d'un choc de la redistribution, nous constatons que toutes les provinces montrent des résultats qui confirment l'effet recherché avec les politiques de redistribution dans une économie. On note certains paradoxes qui nécessitent d'être soulignés. En effet, la redistribution qui est censée réduire les inégalités n'est pas observée de façon persistante. On remarque que les réponses des inégalités sont entrecoupées par des effets aussi positifs que négatifs. Cela conduit aux questionnements sur l'efficacité de certains la politique de redistribution.

Notre prochaine analyse concernera les données en panel. Cette analyse qui regroupe les provinces offre un plus grand nombre de données d'analyse. À travers cette analyse, nous pourrions voir à quel point les inégalités et la redistribution influencent positivement ou négativement la croissance économique.

5.2 Analyse des résultats du modèle dynamique de données en panel

Notre spécification est un modèle (3) dans lequel la croissance dépend du revenu initial (y_{it-1}), des inégalités (n_{it}) et de la redistribution (r_{it}). Basée sur l'estimateur de Arellano & Bond (1991), la spécification économétrique de ce modèle dynamique permet de combiner l'utilisation de variables instrumentales et la méthode des moments généralisés. L'utilisation de variables instrumentales permet d'obtenir des estimations robustes. En effet, elle résout les problèmes de corrélation entre la variable retardée et les termes d'erreurs à condition que les termes d'erreurs soient non corrélés dans le temps (Anderson Hsiao, 1982). Ce modèle a été estimé avec la méthode des moments généralisés (MMG). Pour ce faire, nous avons utilisé comme variables instrumentales, les suivantes : les valeurs retardées de la croissance économique $y(-1)$, $y(-2)$, les inégalités n et la redistribution r . L'estimation de ce modèle est menée pour une période allant de 1979 à 2017 avec quatre provinces (Ontario, Québec, Alberta et la Colombie-Britannique) soit un total de 156 observations. Les estimations conduisent au résultat établi dans le tableau 15.

Les paramètres estimés ressemblent à plusieurs conclusions issues des études réalisées dans le passé. Nous pouvons voir en ce qui concerne la relation entre les

inégalités et la croissance qu'il y a un effet négatif et significatif des inégalités sur la croissance du PIB par tête (Persson & Tabellini, 1994; Perotti, 1996; Alesina & Rodrik, 1994; Ostry, Berg & Tsangarides, 2014; Berg & al., 2018) convergent vers la même conclusion à savoir que les grandes inégalités peuvent avoir des effets néfastes sur l'économie. Un effet négatif et significatif est également perçu entre la redistribution et la croissance du PIB par tête. Cette dernière situation semble corroborer avec les conclusions qui soutiennent que la redistribution est préjudiciable à la croissance économique (Okun, 1975; Banerjee & Duflo, 2003). Pour Alesina & Perotti (1994), la redistribution fiscale, en augmentant le fardeau fiscal des capitalistes et des investisseurs, entrainerait la réduction de la propension à investir et par conséquent, la réduction de la croissance. Il faut noter que si nos résultats confirment la présence d'un effet significatif de la redistribution sur la croissance, certains auteurs ont trouvé un effet négligeable (Alesina & Rodrik, 1994; Berg & al., 2018).

On note également que le comportement dynamique de la croissance issue de notre estimation montre que le revenu initial a un effet négatif sur cette dernière. Les paramètres β_1 et β_2 saisissent respectivement l'effet direct des inégalités et de la redistribution sur la croissance économique. Nous constatons qu'une plus grande inégalité semble réduire la croissance économique. Les résultats issus de notre analyse montrent qu'une hausse des inégalités de 1% pourrait entrainer une baisse du PIB/h de 0,3934% tout en maintenant la redistribution et le revenu initial par habitant constant. Nous avons également un effet plus significatif de la redistribution sur la croissance. La variation de la redistribution entraine une variation inverse supérieure du côté de la croissance économique. En effet, une hausse de 1% du volume de la redistribution entrainera une baisse de la croissance de 1,0074% toute chose étant égale par ailleurs.

Nous allons à présent analyser la robustesse de nos résultats. D'abord, nous vérifierons la validité des variables instrumentales. À travers le test de Hansen, nous validons le choix des instruments. En effet, J-stat=43,4 avec un p(J-stat)=0,000 strictement inférieur à 1% rejette l'hypothèse d'invalidité des variables instrumentales. En rappel, la valeur de la redistribution considérée dans cette analyse est la différence, en points de Gini, entre l'inégalité du marché et l'inégalité nette. Cette définition peut être justifiée comme étant proportionnelle à la perte de poids de l'impôt si toute redistribution

prend la forme d'une imposition proportionnelle au revenu. En plus de permettre une couverture plus systématique, cette mesure offre une meilleure capture de la redistribution (Berg & al., 2018). Pour ce qui est de la robustesse de nos estimations, toutes nos variables explicatives estimées sont statistiquement significatives à 1%, 5% et 10% (voir tableau 15). Nous arrivons à la conclusion que les inégalités demeurent un effet néfaste et significatif pour la croissance économique. Nous remarquons également que la redistribution a un effet néfaste sur la croissance. Ces résultats confirment d'une part, pour ce qui est de la relation inégalités-croissance économique trouvée par Berg & al. (2018). D'autre part, nous avons par ailleurs trouvé un résultat contradictoire aux conclusions de Berg & al. (2018) en ce qui concerne la relation redistribution-croissance. Nos résultats décrivent un effet négatif et très significatif de la redistribution sur la croissance tandis qu'ils avaient obtenu des résultats non significatifs d'un effet bénin de cette relation. Notre analyse n'a pas tenu compte de toutes les variables qu'ils ont intégrées dans leur analyse. Nous supposons en outre que l'absence de ces variables pourrait apporter plus d'éclaircissement sur la capacité de nuisance sur la croissance économique. Mais cela n'entrave pas la robustesse de nos résultats empirique.

Ces résultats montrent que la spécificité de chaque province change lorsque les données sont regroupées pour donner une vue d'ensemble sur la relation entre les variables analysées. La redistribution qui avait un effet positif lors de l'analyse par province (exception faite pour la Colombie-Britannique), se retrouve à être un préjudice à la croissance économique. Il en est de même pour les inégalités. Dans l'analyse par province, les inégalités avaient un effet positif (exception faite pour le Québec) sur la croissance économique, mais il s'avère que les inégalités sont néfastes pour la croissance lorsque l'analyse porte sur un ensemble des données multidimensionnelles.

6. CONCLUSION

L'objectif de cette étude était de s'inspirer de la littérature qui a abordé la question des inégalités de revenu, la redistribution et la croissance économique pour avoir un aperçu de la situation dans les grandes provinces économiques au Canada. Nous avons particulièrement porté notre attention sur les récentes conclusions de Berg & al. (2018) qui ont traité la relation entre ces variables dont l'échantillon était constitué de plusieurs pays. À travers notre analyse, nous avons voulu trouver la relation qui existait entre les inégalités de revenu, la redistribution et la croissance économique dans notre contexte d'étude. Nos résultats nous ont permis de voir d'une part le comportement des variables dans les quatre provinces et d'autre part, cela nous a permis de faire une comparaison avec les résultats empiriques des études précédentes à ce sujet. Afin de mieux appréhender cette relation, nous avons d'abord analysé les données par province à travers le modèle du VAR structurel, ensuite, nous avons utilisé l'analyse d'un modèle dynamique de données en panel.

D'abord, nous avons trouvé quelques similitudes entre certaines provinces et les conclusions de Berg & al. (2018). On note cependant qu'il existe davantage de similitudes entre l'Ontario, l'Alberta et la Colombie-Britannique en ce qui concerne l'effet des inégalités sur la croissance. En effet, les inégalités ont un effet positif sur la croissance économique dans ces provinces. Pour le Québec, les résultats sont similaires aux conclusions de Berg & al. (2018), c'est-à-dire que les inégalités ont un effet négatif sur la croissance économique. Quant à la relation inégalité et redistribution, nous avons trouvé des résultats paradoxaux. En effet, dans certaines provinces (Ontario, Québec), la redistribution augmente dans un premier temps les inégalités avant que ces dernières ne baissent. Pour ce qui est de la relation redistribution - croissance économique, nous avons pu constater que la redistribution a un effet positif persistant sur la croissance économique.

Ensuite, l'analyse empirique du modèle dynamique de données en panel montre d'une part que les inégalités demeurent néfastes et robustes sur la croissance économique. Cela vient confirmer les multiples études effectuées sur cette relation. Nous remarquons également que la redistribution a un effet plus important et significatif comparativement aux résultats de Berg & al. (2018). Dans cette même analyse, nos résultats montrent que

la redistribution a autant un effet néfaste sur la croissance que les inégalités. Cette situation nous a conduit à nous poser cette question: quelle devrait être la proportion de redistribution qui permettrait de réduire les inégalités sans affecter la croissance économique?

Cette étude montre empiriquement qu'il existe une interaction négative entre, d'une part, les inégalités et la croissance économique et d'autre part, entre la redistribution et la croissance économique. Cette situation relance la discussion sur les canaux de transmission entre ces variables. Malgré les hypothèses sur les probables canaux de transmissions qui existent, il serait intéressant de déterminer le canal qui offre la plus grande connexion entre inégalités et croissance économique. De même, il serait intéressant d'examiner également le canal de transmission qui offre la plus grande connexion entre la redistribution et la croissance économique.

ANNEXES

Graphique 5 : Évolution des variables

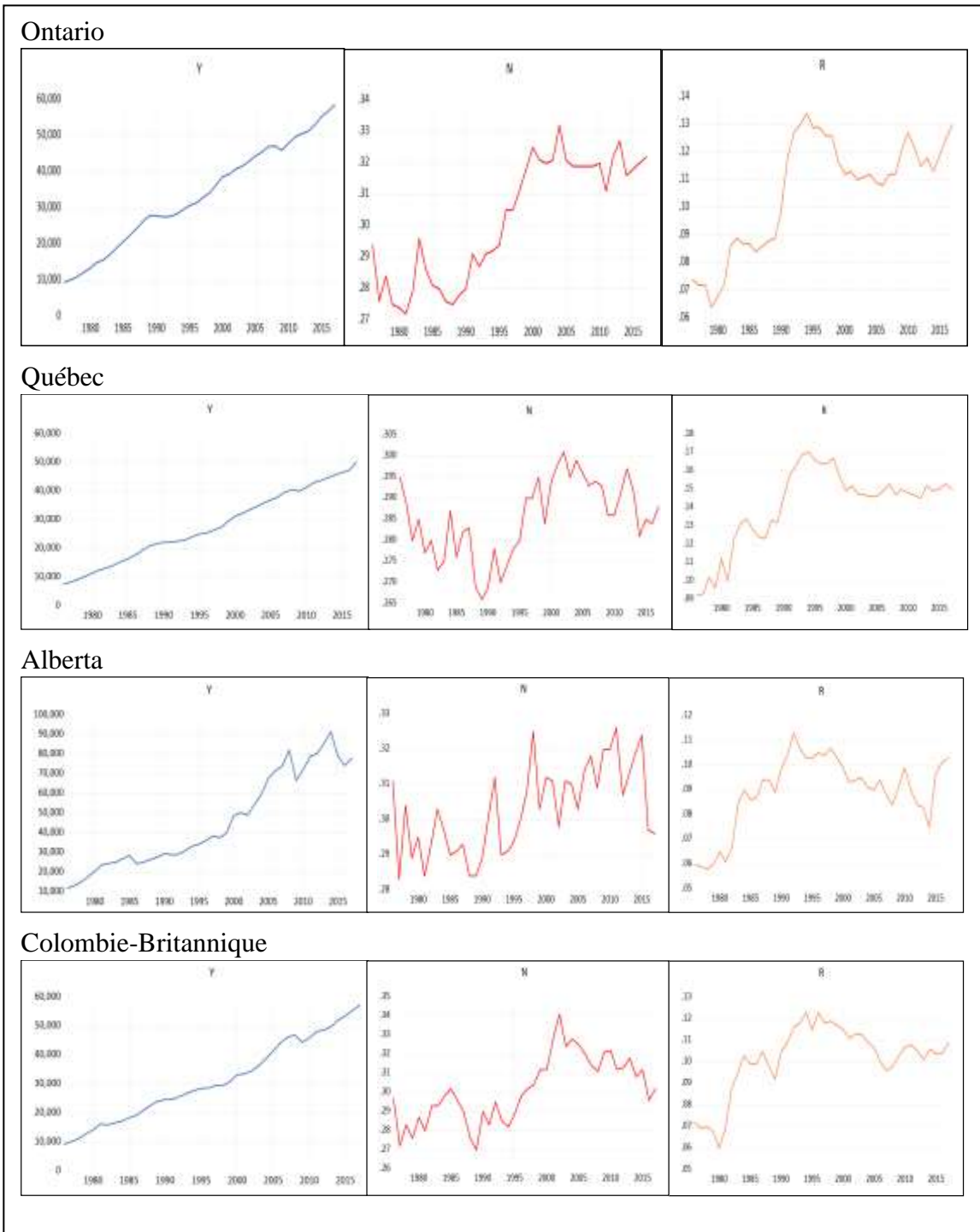


Tableau 3 : Test de stationnarité Ontario

Null Hypothesis: DY has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.597583	0.0427
Test critical values:	1% level		-4.205004	
	5% level		-3.526609	
	10% level		-3.194611	
<hr/>				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(DY) Method: Least Squares Date: 10/31/19 Time: 12:42 Sample (adjusted): 1978 2017 Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DY(-1)	-0.526252	0.146279	-3.597583	0.0009
C	0.042578	0.014660	2.904384	0.0062
@TREND("1976")	-0.000929	0.000421	-2.204392	0.0338
R-squared	0.259427	Mean dependent var	-0.000936	
Adjusted R-squared	0.219396	S.D. dependent var	0.026696	
S.E. of regression	0.023587	Akaike info criterion	-4.584225	
Sum squared resid	0.020584	Schwarz criterion	-4.457559	
Log likelihood	94.68450	Hannan-Quinn criter.	-4.538427	
F-statistic	6.480661	Durbin-Watson stat	2.024328	
Prob(F-statistic)	0.003864			

Null Hypothesis: DN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-8.330487	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.605593	
	5% level		-2.936942	
	10% level		-2.606857	
<hr/>				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(DN) Method: Least Squares Date: 10/31/19 Time: 12:43 Sample (adjusted): 1978 2017 Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DN(-1)	-1.195406	0.143498	-8.330487	0.0000
C	0.001277	0.001015	1.257907	0.2161
R-squared	0.646173	Mean dependent var	0.000500	
Adjusted R-squared	0.636861	S.D. dependent var	0.010610	
S.E. of regression	0.006393	Akaike info criterion	-7.218375	
Sum squared resid	0.001553	Schwarz criterion	-7.133931	
Log likelihood	146.3675	Hannan-Quinn criter.	-7.187842	
F-statistic	69.39701	Durbin-Watson stat	1.953874	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: DR has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.178238	0.0021
Test critical values:	1% level		-3.605593	
	5% level		-2.936942	
	10% level		-2.606857	
<hr/>				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(DR) Method: Least Squares Date: 10/31/19 Time: 12:46 Sample (adjusted): 1978 2017 Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DR(-1)	-0.630323	0.150859	-4.178238	0.0002
C	0.000979	0.000883	1.108896	0.2744
R-squared	0.314793	Mean dependent var	0.000175	
Adjusted R-squared	0.296751	S.D. dependent var	0.006496	
S.E. of regression	0.005448	Akaike info criterion	-7.538580	
Sum squared resid	0.001128	Schwarz criterion	-7.454136	
Log likelihood	152.7716	Hannan-Quinn criter.	-7.508048	
F-statistic	17.45767	Durbin-Watson stat	2.005876	
Prob(F-statistic)	0.000166			

Tableau 4 : Test de stationnarité Québec

Unit Root with Break Test on DY				
Null Hypothesis: DY has a unit root				
Trend Specification: Intercept only				
Break Specification: Intercept only				
Break Type: Innovational outlier				
Break Date: 1988				
Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic				
Lag Length: 0 (Automatic - based on Schwarz information criterion, maxlag=9)				
	t-Statistic		Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.909646		0.0121	
Test critical values:				
1% level	-4.949133			
5% level	-4.443649			
10% level	-4.193627			
*Vogelsang (1993) asymptotic one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: DY				
Method: Least Squares				
Date: 11/02/19 Time: 19:34				
Sample (adjusted): 1978 2017				
Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DY(-1)	0.263114	0.150089	1.753051	0.0881
C	0.061580	0.013736	4.482979	0.0001
INCPBREAK	-0.039523	0.010157	-3.891282	0.0004
BREAKDUM	0.035433	0.018929	1.871906	0.0694
R-squared	0.689487	Mean dependent var		0.044783
Adjusted R-squared	0.663611	S.D. dependent var		0.029489
S.E. of regression	0.017104	Akaike info criterion		-5.204418
Sum squared resid	0.010531	Schwarz criterion		-5.035530
Log likelihood	108.0884	Hannan-Quinn criter.		-5.143354
F-statistic	26.64578	Durbin-Watson stat		1.716960
Prob(F-statistic)	0.000000			

Unit Root with Break Test on DN				
Null Hypothesis: DN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
	t-Statistic		Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.026019		0.0000	
Test critical values:				
1% level	-3.605593			
5% level	-2.936942			
10% level	-2.606857			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DN)				
Method: Least Squares				
Date: 11/02/19 Time: 22:15				
Sample (adjusted): 1978 2017				
Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DN(-1)	-1.252849	0.156098	-8.026019	0.0000
C	-9.45E-05	0.001012	-0.093419	0.9261
R-squared	0.628968	Mean dependent var		0.000250
Adjusted R-squared	0.619204	S.D. dependent var		0.010362
S.E. of regression	0.006394	Akaike info criterion		-7.218120
Sum squared resid	0.001554	Schwarz criterion		-7.133676
Log likelihood	146.3624	Hannan-Quinn criter.		-7.187588
F-statistic	64.41699	Durbin-Watson stat		2.067235
Prob(F-statistic)	0.000000			

Unit Root with Break Test on DR				
Null Hypothesis: DR has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
	t-Statistic		Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.190361		0.0000	
Test critical values:				
1% level	-3.605593			
5% level	-2.936942			
10% level	-2.606857			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DR)				
Method: Least Squares				
Date: 11/02/19 Time: 22:13				
Sample (adjusted): 1978 2017				
Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DR(-1)	-1.157778	0.161018	-7.190361	0.0000
C	0.001666	0.001153	1.444596	0.1568
R-squared	0.576372	Mean dependent var		-0.000100
Adjusted R-squared	0.565224	S.D. dependent var		0.010806
S.E. of regression	0.007125	Akaike info criterion		-7.001739
Sum squared resid	0.001929	Schwarz criterion		-6.917295
Log likelihood	142.0348	Hannan-Quinn criter.		-6.971206
F-statistic	61.70129	Durbin-Watson stat		1.865049
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tableau 5 : Test de stationnarité Alberta

Null Hypothesis: DY has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)					Null Hypothesis: DN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)					Null Hypothesis: DR has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*				t-Statistic	Prob.*				t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic					Augmented Dickey-Fuller test statistic					Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:					Test critical values:					Test critical values:				
1% level					1% level					1% level				
5% level					5% level					5% level				
10% level					10% level					10% level				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(DY) Method: Least Squares Date: 11/02/19 Time: 22:22 Sample (adjusted): 1978 2017 Included observations: 40 after adjustments					Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(DN) Method: Least Squares Date: 11/02/19 Time: 22:23 Sample (adjusted): 1978 2017 Included observations: 40 after adjustments					Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(DR) Method: Least Squares Date: 11/02/19 Time: 22:24 Sample (adjusted): 1978 2017 Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DY(-1)	-0.877076	0.160238	-5.473588	0.0000	DN(-1)	-1.381430	0.137255	-10.06472	0.0000	DR(-1)	-0.939544	0.161760	-5.808247	0.0000
C	0.038956	0.014884	2.617319	0.0127	C	0.000191	0.001631	0.117415	0.9071	C	0.001038	0.001058	0.981169	0.3327
R-squared	0.440849	Mean dependent var	-0.001094		R-squared	0.727205	Mean dependent var	0.000675		R-squared	0.470278	Mean dependent var	7.50E-05	
Adjusted R-squared	0.426134	S.D. dependent var	0.106210		Adjusted R-squared	0.720026	S.D. dependent var	0.019486		Adjusted R-squared	0.456338	S.D. dependent var	0.008963	
S.E. of regression	0.081973	Akaike info criterion	-2.116138		S.E. of regression	0.010311	Akaike info criterion	-6.262571		S.E. of regression	0.006608	Akaike info criterion	-7.152241	
Sum squared resid	0.255346	Schwarz criterion	-2.031694		Sum squared resid	0.004040	Schwarz criterion	-6.178127		Sum squared resid	0.001659	Schwarz criterion	-7.067797	
Log likelihood	44.32277	Hannan-Quinn criter.	-2.085606		Log likelihood	127.2514	Hannan-Quinn criter.	-6.232039		Log likelihood	145.0448	Hannan-Quinn criter.	-7.121709	
F-statistic	29.96017	Durbin-Watson stat	1.980657		F-statistic	101.2966	Durbin-Watson stat	1.982325		F-statistic	33.73574	Durbin-Watson stat	1.974727	
Prob(F-statistic)	0.000003				Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000001			

Tableau 6 : Test de stationnarité Colombie-Britannique

Null Hypothesis: DY has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)					Null Hypothesis: DN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)					Null Hypothesis: DR has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*				t-Statistic	Prob.*				t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic					Augmented Dickey-Fuller test statistic					Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:					Test critical values:					Test critical values:				
1% level					1% level					1% level				
5% level					5% level					5% level				
10% level					10% level					10% level				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					Augmented Dickey-Fuller Test Equation					Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(DY)					Dependent Variable: D(DN)					Dependent Variable: D(DR)				
Method: Least Squares					Method: Least Squares					Method: Least Squares				
Date: 11/02/19 Time: 22:31					Date: 11/02/19 Time: 22:32					Date: 11/02/19 Time: 22:32				
Sample (adjusted): 1978 2017					Sample (adjusted): 1978 2017					Sample (adjusted): 1978 2017				
Included observations: 40 after adjustments					Included observations: 40 after adjustments					Included observations: 40 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DY(-1)	-0.589628	0.143726	-4.102458	0.0002	DN(-1)	-1.274325	0.141789	-8.987468	0.0000	DR(-1)	-0.877037	0.161085	-5.444545	0.0000
C	0.024738	0.008310	2.976831	0.0050	C	0.000743	0.001383	0.537521	0.5940	C	0.000902	0.000953	0.946102	0.3501
R-squared	0.306951	Mean dependent var	-0.001533		R-squared	0.680066	Mean dependent var	0.000775		R-squared	0.438228	Mean dependent var	0.000200	
Adjusted R-squared	0.288713	S.D. dependent var	0.039719		Adjusted R-squared	0.671647	S.D. dependent var	0.015259		Adjusted R-squared	0.423444	S.D. dependent var	0.007865	
S.E. of regression	0.033499	Akaike info criterion	-3.905921		S.E. of regression	0.008744	Akaike info criterion	-6.592217		S.E. of regression	0.006972	Akaike info criterion	-7.354794	
Sum squared resid	0.042642	Schwarz criterion	-3.821477		Sum squared resid	0.002905	Schwarz criterion	-6.507773		Sum squared resid	0.001355	Schwarz criterion	-7.270350	
Log likelihood	80.11842	Hannan-Quinn criter.	-3.875389		Log likelihood	133.8443	Hannan-Quinn criter.	-6.561685		Log likelihood	149.0959	Hannan-Quinn criter.	-7.324262	
F-statistic	16.83016	Durbin-Watson stat	2.135825		F-statistic	80.77458	Durbin-Watson stat	1.875332		F-statistic	29.64307	Durbin-Watson stat	1.980841	
Prob(F-statistic)	0.000208				Prob(F-statistic)	0.000000				Prob(F-statistic)	0.000003			

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests				VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 10/31/19 Time: 12:55				Date: 11/02/19 Time: 22:17			
Sample: 1976 2017				Sample: 1976 2017			
Included observations: 39				Included observations: 39			
Dependent variable: DY				Dependent variable: DY			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DN	0.505441	2	0.7767	DN	0.211101	2	0.8998
DR	1.494176	2	0.4737	DR	1.779708	2	0.4107
All	2.809705	4	0.5902	All	2.421451	4	0.6588
Dependent variable: DN				Dependent variable: DN			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DY	13.65347	2	0.0011	DY	2.176593	2	0.3368
DR	4.944484	2	0.0844	DR	0.213403	2	0.8988
All	13.98457	4	0.0073	All	2.216515	4	0.6960
Dependent variable: DR				Dependent variable: DR			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DY	2.337454	2	0.3108	DY	8.140743	2	0.0171
DN	1.224221	2	0.5422	DN	3.857384	2	0.1453
All	4.321085	4	0.3643	All	12.24043	4	0.0157

Tableau 7 : Test de causalité Ontario et Québec

Tableau 8 : Test de causalité Alberta et Colombie-Britannique

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests				VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 11/02/19 Time: 22:26				Date: 11/02/19 Time: 22:35			
Sample: 1976 2017				Sample: 1976 2017			
Included observations: 39				Included observations: 39			
Dependent variable: DY				Dependent variable: DY			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DN	0.172477	2	0.9174	DN	2.198247	2	0.3332
DR	0.946216	2	0.6231	DR	1.497174	2	0.4730
All	0.952093	4	0.9170	All	3.355777	4	0.5001
Dependent variable: DN				Dependent variable: DN			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DY	1.021920	2	0.5999	DY	3.758905	2	0.1527
DR	1.983207	2	0.3710	DR	0.218000	2	0.8967
All	2.765575	4	0.5978	All	4.059527	4	0.3980
Dependent variable: DR				Dependent variable: DR			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DY	4.910617	2	0.0858	DY	1.800577	2	0.4065
DN	0.152743	2	0.9265	DN	1.339042	2	0.5120
All	5.093608	4	0.2778	All	2.434297	4	0.6564

Tableau 9 : Détermination du nombre de retard

Ontario							Québec						
VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: DY DN DR Exogenous variables: C Date: 10/31/19 Time: 12:54 Sample: 1976 2017 Included observations: 38							VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: DY DN DR Exogenous variables: C Date: 11/02/19 Time: 22:16 Sample: 1976 2017 Included observations: 38						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	362.3363	NA	1.23e-12	-18.91244	-18.78316	-18.86644	0	357.9914	NA	1.54e-12	-18.68376	-18.56447*	-18.63776
1	381.9664	35.12739*	7.03e-13	-19.47191	-18.95478*	-19.28792*	1	374.2528	29.09941*	1.06e-12	-19.06594	-18.54881	-18.88195*
2	391.4579	15.48627	6.92e-13	-19.49779	-18.59280	-19.17580	2	383.5243	15.12715	1.05e-12*	-19.08023*	-18.17525	-18.75824
3	402.6946	16.55926	6.31e-13*	-19.61550*	-18.32267	-19.15552	3	389.5000	8.806219	1.26e-12	-18.92106	-17.62822	-18.46107
* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion							* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion						
Alberta							Colombie-Britannique						
VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: DY DN DR Exogenous variables: C Date: 11/02/19 Time: 22:26 Sample: 1976 2017 Included observations: 38							VAR Lag Order Selection Criteria Endogenous variables: DY DN DR Exogenous variables: C Date: 11/02/19 Time: 22:35 Sample: 1976 2017 Included observations: 38						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	305.0893	NA*	2.50e-11*	-15.89944*	-15.77015*	-15.85344*	0	347.0827	NA*	2.74e-12*	-18.10962*	-17.98033*	-18.06362*
1	311.8341	12.06976	2.82e-11	-15.78074	-15.26361	-15.59675	1	352.1024	8.982566	3.39e-12	-17.90013	-17.38299	-17.71614
2	318.4068	10.72378	3.24e-11	-15.65299	-14.74801	-15.33100	2	357.9332	9.513361	4.04e-12	-17.73333	-16.82834	-17.41134
3	326.3753	11.74307	3.50e-11	-15.59870	-14.30587	-15.13872	3	367.5373	14.15348	4.02e-12	-17.76512	-16.47229	-17.30514
* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion							* indicates lag order selected by the criterion LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level) FPE: Final prediction error AIC: Akaike information criterion SC: Schwarz information criterion HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Tableau 10 : Estimation du VAR structurel Ontario

Structural VAR Estimates					
Date: 12/06/19 Time: 14:17					
Sample (adjusted): 1979 2017					
Included observations: 39 after adjustments					
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)					
Convergence achieved after 9 iterations					
Structural VAR is just-identified					
<hr/>					
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
	1	0	0		
C(1)		1	0		
C(2)		C(3)	1		
B =					
C(4)		0	0		
0		C(5)	0		
0		0	C(6)		
<hr/>					
		Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	C(1)	0.027866	0.036118	0.771513	0.4404
	C(2)	0.116225	0.029708	3.912305	0.0001
	C(3)	-0.077195	0.130713	-0.590567	0.5548
	C(4)	0.025373	0.002873	8.831760	0.0000
	C(5)	0.005723	0.000648	8.831762	0.0000
	C(6)	0.004672	0.000529	8.831762	0.0000
<hr/>					
	Log likelihood	387.9199			
<hr/>					
Estimated A matrix:					
	1.000000	0.000000	0.000000		
	0.027866	1.000000	0.000000		
	0.116225	-0.077195	1.000000		
Estimated B matrix:					
	0.025373	0.000000	0.000000		
	0.000000	0.005723	0.000000		
	0.000000	0.000000	0.004672		

Tableau 11 : Estimation du VAR structurel Québec

Structural VAR Estimates					
Date: 12/06/19 Time: 16:13					
Sample (adjusted): 1979 2017					
Included observations: 39 after adjustments					
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)					
Convergence achieved after 12 iterations					
Structural VAR is just-identified					
<hr/>					
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu']=I$					
A =					
	1	0	0		
C(1)	1	0			
C(2)		C(3)	1		
B =					
C(4)	0	0			
0		C(5)	0		
0	0	0	C(6)		
<hr/>					
		Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
<hr/>					
	C(1)	-0.010344	0.051211	-0.201993	0.8399
	C(2)	0.064195	0.048120	1.334080	0.1822
	C(3)	0.102937	0.150384	0.684495	0.4937
	C(4)	0.020056	0.002271	8.831760	0.0000
	C(5)	0.006414	0.000726	8.831760	0.0000
	C(6)	0.006024	0.000682	8.831760	0.0000
<hr/>					
	Log likelihood	382.7363			
<hr/>					
Estimated A matrix:					
	1.000000	0.000000	0.000000		
	-0.010344	1.000000	0.000000		
	0.064195	0.102937	1.000000		
Estimated B matrix:					
	0.020056	0.000000	0.000000		
	0.000000	0.006414	0.000000		
	0.000000	0.000000	0.006024		

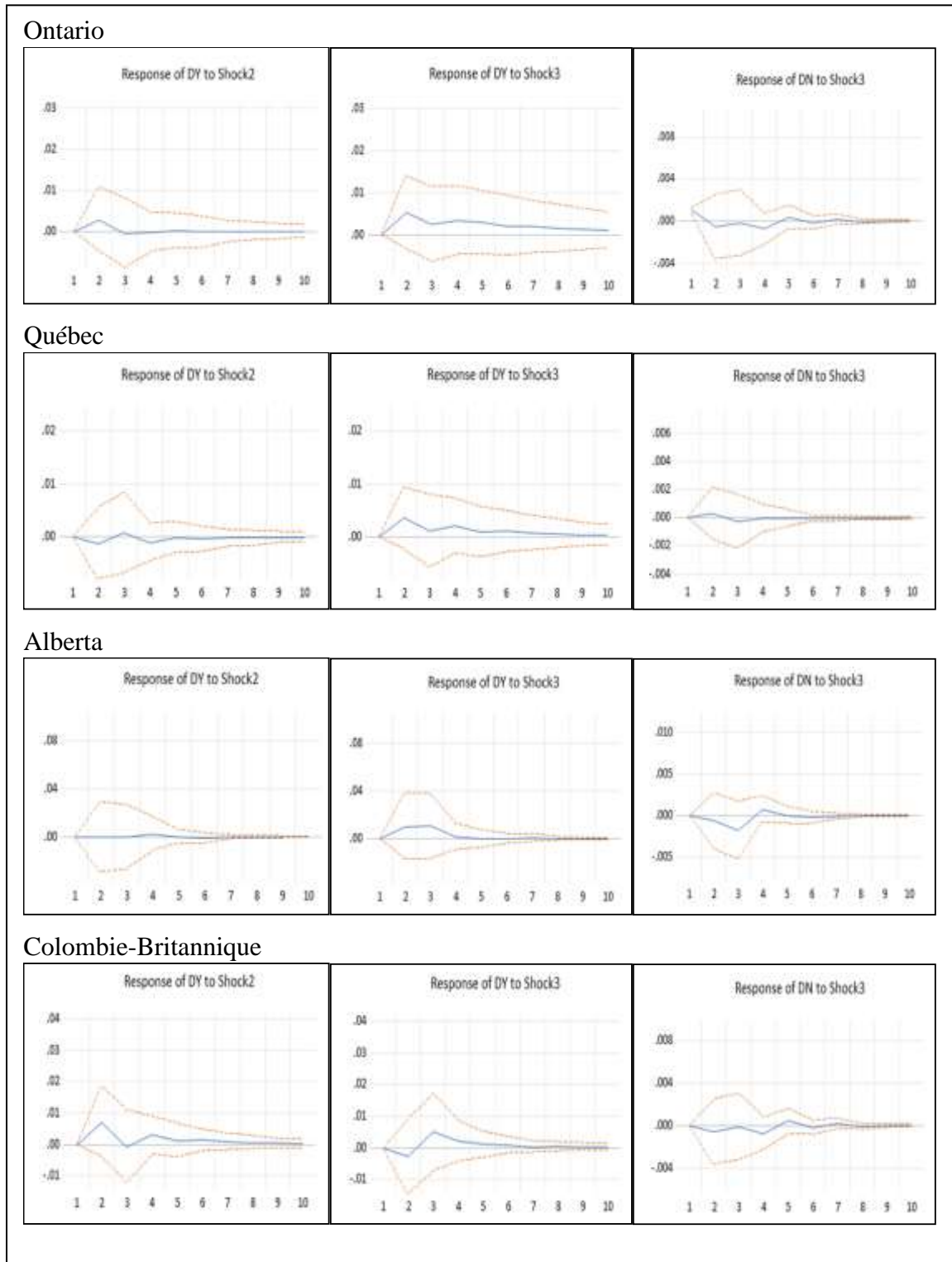
Tableau 12 : Estimation du VAR structurel Alberta

Structural VAR Estimates				
Date: 12/06/19 Time: 16:23				
Sample (adjusted): 1979 2017				
Included observations: 39 after adjustments				
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 10 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$				
A =				
	1	0	0	
C(1)		1	0	
C(2)		C(3)	1	
B =				
C(4)		0	0	
0		C(5)	0	
0		0	C(6)	
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.016353	0.019049	0.858490	0.3906
C(2)	0.026051	0.010011	2.602193	0.0093
C(3)	-0.254195	0.083370	-3.049016	0.0023
C(4)	0.086402	0.009783	8.831760	0.0000
C(5)	0.010279	0.001164	8.831762	0.0000
C(6)	0.005351	0.000606	8.831762	0.0000
Log likelihood	312.0006			
Estimated A matrix:				
	1.000000	0.000000	0.000000	
	0.016353	1.000000	0.000000	
	0.026051	-0.254195	1.000000	
Estimated B matrix:				
	0.086402	0.000000	0.000000	
	0.000000	0.010279	0.000000	
	0.000000	0.000000	0.005351	

Tableau 13 : Estimation du VAR structurel Colombie-Britannique

Structural VAR Estimates					
Date: 12/06/19 Time: 16:30					
Sample (adjusted): 1979 2017					
Included observations: 39 after adjustments					
Estimation method: Maximum likelihood via Newton-Raphson (analytic derivatives)					
Convergence achieved after 15 iterations					
Structural VAR is just-identified					
<hr/>					
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$					
A =					
	1	0	0		
	C(1)	1	0		
	C(2)	C(3)	1		
B =					
	C(4)	0	0		
	0	C(5)	0		
	0	0	C(6)		
<hr/>					
		Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	C(1)	0.107957	0.038125	2.831643	0.0046
	C(2)	0.066536	0.029892	2.225870	0.0260
	C(3)	-0.037526	0.114344	-0.328187	0.7428
	C(4)	0.034032	0.003853	8.831760	0.0000
	C(5)	0.008103	0.000917	8.831760	0.0000
	C(6)	0.005786	0.000655	8.831762	0.0000
<hr/>					
Log likelihood	354.5699				
<hr/>					
Estimated A matrix:					
	1.000000	0.000000	0.000000		
	0.107957	1.000000	0.000000		
	0.066536	-0.037526	1.000000		
Estimated B matrix:					
	0.034032	0.000000	0.000000		
	0.000000	0.008103	0.000000		
	0.000000	0.000000	0.005786		

Graphique 6 : Récapitulatif fonctions de réponses impulsionnelles



Avec «Shock2» = Choc des Inégalités et «Shock3» = Choc de la redistribution

Tableau 14 : Test de Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test				
Equation: Untitled				
Test cross-section random effects				
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.	
Cross-section random	17.074590	2	0.0002	
** WARNING: estimated cross-section random effects variance is zero.				
Cross-section random effects test comparisons:				
Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
N	-0.114182	-0.361418	0.003789	0.0001
R	-0.585900	-0.301419	0.004764	0.0000
Cross-section random effects test equation:				
Dependent Variable: Y				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/09/19 Time: 09:00				
Sample: 1976 2017				
Periods included: 42				
Cross-sections included: 4				
Total panel (balanced) observations: 168				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.118567	0.029601	4.005545	0.0001
N	-0.114182	0.107948	-1.057754	0.2917
R	-0.585900	0.088601	-6.612761	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.272163	Mean dependent var	0.020458	
Adjusted R-squared	0.249699	S.D. dependent var	0.021940	
S.E. of regression	0.019005	Akaike info criterion	-5.053220	
Sum squared resid	0.058510	Schwarz criterion	-4.941650	
Log likelihood	430.4705	Hannan-Quinn criter.	-5.007939	
F-statistic	12.11548	Durbin-Watson stat	1.836099	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tableau 15 : Estimation du modèles dynamiques de données en panel

Dependent Variable: Y				
Method: Panel Generalized Method of Moments				
Transformation: First Differences				
Date: 12/18/19 Time: 10:11				
Sample (adjusted): 1979 2017				
Periods included: 39				
Cross-sections included: 4				
Total panel (balanced) observations: 156				
2SLS instrument weighting matrix				
White period standard errors & covariance (d.f. corrected)				
Instrument specification: Y(-1) Y(-2) N R				
Constant added to instrument list				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.454341	0.019845	-22.89405	0.0000
N	-0.393425	0.091123	-4.317519	0.0000
R	-1.007360	0.340444	-2.958963	0.0036
Effects Specification				
Cross-section fixed (first differences)				
Mean dependent var	-0.000666	S.D. dependent var	0.026136	
S.E. of regression	0.023068	Sum squared resid	0.081415	
J-statistic	43.39907	Instrument rank	4	
Prob(J-statistic)	0.000000			

RÉFÉRENCE

- **Aghion P., Caroli E. and Garcia-Penalosa C.**, 1999, Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories, *Journal of Economic Literature*, Vol. 37(4), pp. 1615–60.
- **Alesina A., and Rodrik D.**, 1994, Distributive Politics and Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, pp. 465–90.
- **Alesina A., and Perotti R.**, 1996, Income Distribution, Political Instability and Investment, *European Economic Review*, Vol. 40(6), pp. 1203–28.
- **Amisano G. and Giannini C.**, 1997, *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2nd edn, Springer, Berlin.
- **Arellano M., & Bond S.**, 1991, Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, 58, 277–298.
- **Barro R. J.**, 2000, Inequality and Growth in a Panel of Countries, *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, No. 1, pp. 5–32.
- **Banerjee A. V., and E. Duflo**, 2003, Inequality and Growth: What Can the Data Say?, *Journal of Economic Growth*, Vol. 8, No. 3, pp.267–99.
- **Bassett W. F., Burkett J. P., & Putterman, L.**, 1999, Income distribution, government transfers, and the problem of unequal influence. *European Journal of Political Economy*, 15(2), 207–28.
- **Benabou, R.**, 2000, Unequal Societies: Income Distribution and the Social Contract, *American Economic Review*, Vol. 90(1), pp. 96–129.
- **Benhabib J.**, 2003. The trade off between inequality and growth. *Annals of Economics and Finance*, 4(2), 491–507.
- **Berg, A., and Ostry J.D.**, 2011, Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin? IMF Staff Discussion Note 11/08 (Washington: International Monetary Fund).
- **Berg A., Jonathan D. Ostry and Zettelmeyer J.**, 2011, what makes growth sustained?, European Bank for reconstruction and development.

- **Berg, A., Ostry, JD, Tsangarides, CG and Yakhshilikhov, Y.,** 2018, Redistribution, inequality, and growth: new evidence, *J Econ Growth* 23:259–305. <https://doi.org/10.1007/s10887-017-9150-2>
- **Bourguignon F.,** 2004, The poverty-growth-inequality triangle, mimeo. Presented at the Indian Council for Research on International Economic Relations, New Delhi.
- **Brooks C.,** 2014, *Introductory econometrics for finance*, 3rd edition, Cambridge university press, pp. 305-352
- **Bruneau C. et De Bandt O.,** 1998, la modélisation var structurel : application a la politique monétaire en France, DOI: 10.3406/ecop.1999.5948
- **Caminada, K., K. Goudswaard, and F. Koster,** 2012, Social Income Transfers and Poverty: A Cross-Country Analysis for OECD Countries, *International Journal of Social Welfare*, Vol. 21(2), pp. 115–26.
- Conference Board du Canada. 2011. Canadian Income Inequality, Is Canada Becoming More Unequal?
- **Chaudhuri, S., and M. Ravallion,** 2006, —Partially Awakened Giants: Uneven Growth in China and India in *Dancing with Giants: China, India and the Global Economy*, ed. by L. A. Winters and S. Yusuf (Washington: World Bank).
- **Charbel B.,** 2012, Interaction entre racines unitaires et ruptures structurelles, *revue économique*, (Vol. 63) pages 93 à 128
- **Cingano, F.,** 2014, Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 163, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/5jxrjncwxv6j-en>
- **Craig A., Fong F.,** 2014, pourquoi lutter contre l'inégalité des revenus au canada, services économiques TD
- **Corak M.,** 2013 Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility, *Journal of Economic Perspectives*—Vol. 27, n 3, pages 79 à 102
- **De la Croix D., & Doepke M.,** 2003. Inequality and growth: Why differential fertility matters. *American Economic Review*, 93(4), 1091–1113.
- **De Serres, Alain et Nicolas Ruiz,** 2014, Growth and inequality: A close relationship?, *Forum OCDE*.

- **Deininger, K., and L. Squire**, 1998, New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth, *Journal of Development Economics*, Vol. 57, No. 2, pp. 259–87.
- **Diana Gibson et Lori Sigurdson**, 2013, « l'inégalité des revenus au Canada », Comité des finances,
- **Dollar, D., and A. Kraay**, 2002, —Growth Is Good for the Poor, *Journal of Economic Growth*, Vol. 7, No. 3, pp. 195–225.
- **Fleury D., Gauthier J.**, 2016, L'inégalité des revenus au Canada : état de la situation, consulté à : <https://notesdelacolline.ca/2016/01/28/linegalite-des-revenus-au-canada-etat-de-la-situation/>
- **Easterly, W.**, 2007, —Inequality Does Cause Underdevelopment: Insights from a New Instrument, *Journal of Development Economics*, Vol. 84, No. 2, pp. 755–76.
- **Forbes, K. J.**, 2000, —A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth, *American Economic Review*, Vol. 90, No. 4, pp. 869–87.
- **St-Hilaire F.**, 2016, Canadian society today is significantly less equitable and inclusive than it was thirty years ago, consulté à : <http://policyoptions.irpp.org/magazines/june-2016/les-inegalites-de-revenu-lexperience-canadienne/>
- **Fong F.**, 2017, Inégalité des revenus au Canada : Le facteur urbain, consulté à cpacanada.ca/fr.
- **Galor, O., and Moav O.**, 2004, From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development, *Review of Economic Studies*, Vol. 71(4), pp. 1001–26.
- **Galor, O., & Zeira, J.**, 1993. Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies*, 60, 35–52.
- **Gossé J-B, Guillaumin C.**, 2011, Christopher A. Sims et la représentation VAR, <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00642920>
- **Hausmann, R., L. Pritchett, and D. Rodrik**, 2005, —Growth Accelerations, *Journal of Economic Growth*, Vol. 10, No. 4, pp. 303–29.
- **Kaldor, N.**, 1957, A Model of Economic Growth, *The Economic Journal*, Vol. 67(268), pp. 591–624.

- **Kuma J. K.**, 2018, Le Modèle VAR Structurel : Éléments de théorie et pratiques sur logiciels, Master, <https://hal.archives-ouvertes.fr/cel-01771221> .
- **Keefer, P., & Knack, S.**, 2002. Polarization, politics and property rights: Links between inequality and growth. *Public Choice*, 111(1–2), 127–54.
- **Lazear, E.P., and S. Rosen**, 1981, “Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts,” *Journal of Political Economy*, Vol. 89(5), pp. 841–64.
- **Luebker, Malte**. 2012. A Tide of Inequality: What can Taxes and Transfers Achieve? *Social Europe*.
- **Li H., & Zou H.**, 1998, Income inequality Is not harmful for growth: Theory and evidence. *Review of Development Economics*, 2, 318–334.
- **Meltzer, A., and S. Richard**, 1981, A Rational Theory of the Size of Government, *Journal of Political Economy*, Vol. 89(5), pp. 914–27.
- **Nerlove M.**, 2003, *Essays in panel data econometrics*, Cambridge University
- **Okun, A. M.**, 1975, *Equality and Efficiency: The Big Trade-Off* (Washington: Brookings Institution Press).
- **OECD**, 2011, *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising* (OECD Publishing).
- **OCDE**, 2014, *Focus — Inégalités et croissance – décembre 2014*.
- **Ostry J. D., Berg A., Tsangarides C. G.**, 2014, redistribution, inequality, and growth, JEL Classification Numbers: O11, O15, O47, E62, H23, IMT staff discussion note.
- **Ostry J. D., Prakash Loungani, and Davide Furceri**, 2016, *Neoliberalism: Oversold?* Finance & Development.
- **Perotti, R.**, 1996, Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say, *Journal of Economic Growth*, Vol. 1(2), pp. 149–87.
- **Persson, T., and G. Tabellini**, 1994, Is Inequality Harmful for Growth? *The American Economic Review*, Vol. 84(3), pp. 600–21.
- **Perron, P.**, 1989, The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57, pp.1361-1401
- **Perron, P.**, 1997, Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80-85

- **Rajotte, James et collaborateurs**, 2013, inégalité des revenus au Canada : un survol, rapport du Comité permanent des finances
- **Rodrik D.**, 1999, —Where Did All the Growth Go? External Shocks, Social Conflict, and Growth Collapses, *Journal of Economic Growth*, Vol. 4, No. 4, pp. 385–412.
- **Ronald Labonté, Arne Ruckert, Sam Caldbick**, Inégalité des revenus au Canada, Comité permanent des finances de la Chambre des communes
- **Saint-Paul, G., & Verdier, T.**, 1997, Power, distributive conflicts, and multiple growth paths. *Journal of Economic Growth*, 2(2), 155d–68.
- **Statistique Canada**, données sur le PIB par habitant et le coefficient de Gini : <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=361002290>
<https://www150.statcan.gc.ca/t1/tbl1/fr/tv.action?pid=1110013401>
- **Stéphane Crespo et Sylvie Rheault**, 2014, L'inégalité du revenu disponible des ménages au Québec et dans le reste du Canada : bilan de 35 années, institut de la statistique du Québec volume 19, numéro 1
- **Stiglitz, J.**, 2012, *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*, W. W. Norton & Company.
- **Trognon A.**, 2003, l'économétrie des panels en perspective, *Revue d'économie politique*, 2003/6 Vol. 113 | pages 727 à 748 ISSN 0373-2630
- **Welch, F.**, 1999, In Defense of Inequality, *American Economic Review*, 89, pp. 1–17.
- **Williams R.**, 2007, Panel Data 4: Fixed Effects vs Random Effects Models, University of Notre Dame, <http://www3.nd.edu/~rwilliam/>
- **Wilkinson, R. and K. Pickett**, 2009, *The Spirit Level: Why Greater Equality Makes Societies Stronger* (New York: Bloomsbury Press).
- **Zhu, N. et Batisse, C.**, 2011, L'immigration et le triangle croissance, inégalités et pauvreté”, dans G.Fréchet, D. Gauvreau et J. Poirier (dir.), *Statistiques sociales, pauvreté et exclusion sociale*, p. 219-231, Les Presses de l'Université de Montréal.
- **Zivot, E. and Andrews, K.** (1992), Further Evidence on The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (10), pp. 251–70.