



UNIVERSITÉ DU QUÉBEC EN OUTAOUAIS  
Département des Sciences Administratives

LA RELATION ENTRE LE RENDEMENT DU CAPITAL ET LA CROISSANCE  
ÉCONOMIQUE SUR LES INÉGALITÉS DE RICHESSE :  
CANADA ET ÉTATS-UNIS.

**MÉMOIRE**

PRÉSENTÉ COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAITRISE ÈS SCIENCE en ÉCONOMIE FINANCIÈRE

par  
Cabannes Carlos Pierre

Dirigé par  
Tessier David

Septembre 2023

## REMERCIEMENT

Je souhaiterais adresser mes sincères remerciements à toutes les personnes qui m'ont aidé, guidé et soutenu dans l'élaboration de ce mémoire.

En tout premier, je dis merci à Dieu pour sa grâce et sa bonté durant toute cette période. Par ailleurs, ma gratitude va particulièrement à l'endroit de mon directeur de mémoire, le Professeur David Tessier, qui m'a supervisé dans le cadre de cette recherche. Je vous remercie pour votre direction, votre disponibilité, vos conseils, et votre support pendant toute la durée de ce travail. Ce fut un travail de longue haleine et vous avez su me motiver à persévérer à chaque étape. Le mérite vous revient aujourd'hui.

Ma reconnaissance va aussi à l'égard de ma famille, qui a su être patiente et qui m'a encouragé dans cette aventure.

A toutes et à tous, un grand merci. Cet accomplissement est aussi le vôtre !

## RÉSUMÉ

Fruit de quinze ans de recherches, l'étude sur le capital dans le 21<sup>ème</sup> siècle, la plus ambitieuse jamais entreprise sur la question des inégalités, s'appuie sur des données historiques et comparatives bien plus vastes que tous les travaux antérieurs. Ces derniers ont été motivés par l'absence de données pertinentes sur l'inégalité des revenus ; pour ce faire revoir la construction à long terme d'une base de données internationale sur les revenus, la concentration de richesse (Piketty et Saez, 2006).

Cette recherche vise à essayer de répondre à la question suivante : Quel est l'impact de la relation rendement du capital et croissance économique sur les inégalités de richesse. Peut-on hors de tout doute affirmer l'hypothèse de Piketty que la différence entre le rendement du capital et la croissance économique entraîne une distribution inégale des richesses ? La démarche se veut être circonscrite au Canada et aux États-Unis.

À la suite des résultats peu significatifs obtenus au travers de nos tests, on peut affirmer que l'on n'a pas remarqué un impact du lien rendement du capital et croissance économique sur l'accroissement des inégalités de richesse au Canada et aux États-Unis.

Cela semble corroborer avec les remarques de Fuest, Peichl et Waldenström (2015). Ils ont déjà mentionné qu'environ 50% des études confirment ou infirment les hypothèses de Piketty.

## Table des matières

TABLE DES MATIERES .....	I
LISTE DES TABLEAUX .....	II
LISTE DES FIGURES/GRAPHIQUES .....	III
LISTE DES SIGLES ET ABBREVIATIONS .....	IV
<b>INTRODUCTION .....</b>	<b>1</b>
<b>PARTIE I : REVUE DE LA LITTÉRATURE .....</b>	<b>3</b>
CHAPITRE 1 : LES INÉGALITÉS.....	3
CHAPITRE 2 : LES FACTEURS INFLUENÇANT LES INÉGALITÉS DE RICHESSE AU CANADA ET AUX ÉTATS-UNIS	16
CHAPITRE 3 : LE TAUX DE RENDEMENT SUR LE CAPITAL ( $R$ ) .....	21
CHAPITRE 4 : LE TAUX DE CROISSANCE ÉCONOMIQUE ( $G$ ).....	22
CHAPITRE 5 : L'AVIS D'ÉCONOMISTES SUR LA RELATION $(R) - (G)$ ET LES INÉGALITÉS DE RICHESSE .....	23
<b>PARTIE II : MÉTHODOLOGIE .....</b>	<b>28</b>
CHAPITRE 1 : DONNÉES ET CHOIX DU MODÈLE.....	28
CHAPITRE 2 : TESTS DE DIAGNOSTIC .....	34
CHAPITRE 3 : TESTS DE ROBUSTESSE .....	38
CHAPITRE 4 : RESULTATS EMPIRIQUES ET DISCUSSION .....	39
CHAPITRE 5 : LA PORTEE ET LES LIMITES DU LIEN $(R) - (G)$ .....	45
<b>CONCLUSION.....</b>	<b>47</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>48</b>
<b>ANNEXES .....</b>	<b>52</b>

## Liste des Tableaux

Tableau 1 : Description des variables et source des données

Tableau 2 : Récapitulatif des résultats du Test de Stationnarité

Tableau 3 : Tests de Stationnarité pour le Canada

Tableau 4 : Tests de Stationnarité pour les États-Unis

Tableau 5 : Test de cointégration données en Panel – topw1%, topw9% et botw90% avec le rendement du capital - Canada-Etats-Unis

Tableau 6 : Test de cointégration données en Panel – topw1%, topw9% et botw90% avec la croissance économique - Canada-Etats-Unis

Tableau 7 : Test de causalité entre le rendement du capital  $r$  et les variables expliquées – Canada-Etats-Unis

Tableau 8 : Test de causalité entre la croissance économique  $g$  et les variables expliquées – Canada-Etats-Unis

## Liste des figures/graphiques

Graphique 1 : Évolution des inégalités entre 1972 et 2014 aux États-Unis, au Royaume-Uni et au Canada

Graphique 2 : Dynamique du topw1% en panel Canada - États-Unis

Graphique 3 : Dynamique du topw9% en panel Canada – États-Unis

Graphique 4 : Dynamique du botw90% en panel Canada – États-Unis

## Liste des sigles et abréviations

t : temps zéro

g: croissance économique

$g^{\wedge}$ : accroissement de la croissance économique

r: rendement du Capital

$r^{\wedge}$ : croissance du rendement du capital

r-g: relation entre rendement du capital et croissance économique

t : temps t

$\theta$  : taux de préférence temporelle

PIB (GDP): Produit Interieur brut

PIB/P: produit Interieur brut par habitant

Pop : population

## INTRODUCTION

Depuis plusieurs années, la croissance de l'inégalité est à l'avant-plan des débats publics. En dépit du boom technologique, l'écart entre les riches et les pauvres s'accroît graduellement et est toujours d'actualité. L'inégalité renvoie aux disparités dans les ressources financières que possèdent les individus ou les ménages au sein d'une région ou d'un pays ; tandis que la richesse (à savoir les actifs possédés moins les dettes, par exemple un patrimoine, une fortune, etc.) constitue une dimension importante des ressources financières.

L'avènement de l'intelligence artificielle, du numérique, bref de l'innovation technologique est considérée comme l'un des principaux moteurs de l'économie (Andergassen et Al. 2009 ; Bae et Yoo 2015 ; Santacreu 2015; Solow 1956), notamment depuis l'ouvrage fondateur de Schumpeter (1911). L'innovation technologique est impliquée dans de multiples canaux, tels que la compétitivité mondiale, les systèmes financiers, la qualité de vie, le développement des infrastructures, l'emploi, l'ouverture commerciale et, par conséquent, engendre une croissance économique élevée (Maradana et al. 2017). On perçoit toutefois, sur une longue période, dans la plupart des pays (y compris le Canada), un écart grandissant dans la redistribution de cette richesse. On note que le rendement du capital est durablement en moyenne supérieur à ce taux de croissance. Cette relation a permis, entre autres, de comprendre l'une des importantes forces causant l'inégalité des richesses observée dans toutes les sociétés jusqu'à la première guerre mondiale (Piketty, 2014). En effet, ce dernier, [Piketty], a remis en avant-plan la question sur les inégalités. Il fonde sa théorie sur deux variables pour expliquer la dynamique des inégalités de richesse : le taux de rendement sur le capital ( $r$ ) et le taux de croissance économique ( $g$ ) (Piketty, 2013). Il propose une analyse critique de la dynamique de l'inégalité de la richesse lorsque le rendement du capital ( $r$ ) est plus élevé que la croissance économique ( $g$ ).

Plusieurs études stipulent que le rendement du capital et la croissance ne sont pas les seuls outils pour expliquer l'inégalité des revenus de travail. En outre, plusieurs mécanismes et politiques tel que l'offre et la demande selon les compétences et l'accès à l'éducation (Piketty, 2014) peuvent également expliquer l'inégalité des revenus d'emploi.

Plusieurs modèles ont été utilisés dans la littérature afin d'évaluer l'inégalité et l'écart entre le taux de rendement du capital et le taux de croissance économique tels que le modèle  $r-g$  (Piketty, 2014), notamment le modèle intertemporel basé sur les consommateurs (Madsen, 2017), le modèle de régression linéaire (Fuest, Peichl et Waldenström, 2015). Notre étude se veut davantage d'utiliser ce dernier modèle qui sera établi entre les distributions de part de richesse (inégalité) et les variables explicatives telles que ( $r$ ) identifié par niveau de développement financier, ( $g$ ) identifié par PIB par capital (Fuest, Peichl et Waldenström, 2015). etc.

Est-ce que l'inégalité des richesses (patrimoine) augmente dans l'écart  $r - g$  entre le Canada et les États-Unis ? Bien que ce sujet soit d'actualité et suscite un réveil épique dans le monde politique, économique et social, des pistes de réflexion ne cessent d'abonder dans plusieurs directions afin de résoudre cette question sur les inégalités. Cela pourrait s'expliquer par l'absence de données qui remontent suffisamment loin dans le passé, sur les inégalités et les rendements des actifs, mais aussi par les difficultés à construire une mesure complète du taux de rendement du capital ( $r$ ) qui inclut toutes les classes d'actifs.

Plusieurs auteurs divergent sur cette hypothèse et n'aboutissent pas aux mêmes conclusions que Piketty (Acemoglu et Robinson, 2015). Qu'en est-il du Canada et des États-Unis ?

L'objectif de cette recherche est d'évaluer/vérifier empiriquement au Canada et aux États-Unis, la relation de causalité entre l'inégalité de richesse d'une part et l'écart entre le rendement du capital ( $r$ ) et le taux de croissance économique ( $g$ ) d'autre part.

La dimension empirique de cette étude se fera entre deux variables clés : le rendement du capital ( $r$ ) et la croissance économique ( $g$ ) à travers deux pays, le Canada et les États-Unis pendant 45 ans, entre 1976 et 2019.

Cette étude sera composée de deux parties : Une première partie constituée de la revue de littérature via un premier volet rappelant les concepts de base à l'étude et abordant la relation entre l'inégalité de richesse d'une part et d'autre part l'écart entre  $r$  et  $g$  ; et un deuxième volet survolant quelques critiques d'auteurs sur le lien  $r - g$ .

Une deuxième partie pour discuter de la méthodologie choisie, de l'analyse des résultats obtenus et de la conclusion générale.

## **PARTIE I : REVUE DE LA LITTÉRATURE**

### **CHAPITRE 1 : Les Inégalités**

L'étude sur les inégalités et la redistribution des revenus, renouvelle entièrement notre compréhension de la dynamique du capitalisme en situant sa contradiction fondamentale dans le rapport entre la croissance économique et le rendement du capital (Piketty, 2014) au travers de trois siècles et plus de vingt pays.

Hormis les différentes études sur les inégalités, Piketty s'est également penché sur les écarts dans la distribution des revenus. Il a contribué à la création d'une base de données internationale de grande qualité et à long terme sur le revenu et la répartition du patrimoine à l'aide de statistiques fiscales historiques. La base de données qui en résulte comprend maintenant des séries annuelles couvrant la majeure partie du XXe siècle (Piketty, 2005) pour plus de 20 pays (principalement occidentaux).

Il existe plusieurs types d'inégalités, à savoir : les inégalités sociales qui peuvent être des différences de statut entre hommes et femmes, les inégalités culturelles et scolaires, les inégalités ethniques, les inégalités économiques auxquelles se définissent celles du revenu et du patrimoine, etc. Dans cette étude, on s'attardera aux dernières. Malgré qu'elles semblent similaires, il existe une différence entre les inégalités de revenu et celles du patrimoine (inégalités de richesse) :

- Le Revenu représente combien vous avez gagné dans une année, du travail et aussi bien de vos investissements.
- La Richesse (patrimoine) représente votre valeur nette totale (c'est-à-dire les revenus, les biens et les investissements).

Il existe divers indicateurs de l'inégalité. Bien qu'une compréhension en profondeur du phénomène requière l'étude de plus d'un indicateur ;

Le coefficient de Gini est celui qui est le plus couramment utilisé. Il varie entre 0, en cas d'égalité parfaite (c.-à-d. tous les individus ont le même revenu), et 1, en cas d'inégalité parfaite (c.-à-d. un seul individu reçoit la totalité des revenus alors que tous les autres n'ont rien). Par exemple, la plupart des pays de l'OCDE ont un coefficient inférieur à 0,32, le plus bas étant de

0,24. Le Royaume-Uni, une société assez inégale, obtient un score de 0,35 et les États-Unis, une société encore plus inégale, un score de 0,38 (OCDE, 2011).

En 2019, le coefficient de Gini du Canada était de 0,299 (Statistique Canada, 2022).

Par la suite, on a les mesures de ratios comme outil qui comparent ce que les personnes à un niveau de la distribution des revenus ont par rapport aux personnes à un autre. Par exemple, le ratio 20 :20 compare à quel point les 20 % plus fortunés sont les plus riches, par rapport aux 20 % plus pauvres.

Enfin, le ratio de Palma est le rapport entre la part des revenus des 10 % les plus riches et celle des 40 % les plus pauvres. Dans les sociétés plus égalitaires, ce ratio sera égal ou inférieur à 1, ce qui signifie que les 10 % les plus riches ne reçoivent pas une plus grande part du revenu national que les 40 % les plus pauvres. Dans des sociétés très inégalitaires, le rapport peut atteindre 7. Ce ratio traite également de la giga sensibilité de l'indice de Gini aux changements au milieu de la distribution et de l'insensibilité aux changements en haut et en bas de la pyramide sociale (Atkinson, 1970).

La seule source de données constante et disponible à long terme sont les taxes. Elles sont publiées annuellement pour l'ensemble des pays depuis au moins 100 ans.

Ces statistiques regroupent le nombre correspondant des payeurs de taxes aux tranches de revenu et selon les sources : revenu du capital, revenu salarial, revenu d'entreprise (Piketty et Saez, 2006).

À l'aide des données du recensement de la population, on peut estimer le nombre total d'unités d'imposition, si tout le monde avait été obligé de produire une déclaration de revenus, et déterminer le nombre de déclarations dans les groupes de fractions les plus importants, tels que les 10% supérieurs.

On peut ensuite utiliser les techniques standard d'interpolation de Pareto pour calculer des seuils de revenus moyens correspondant à chacun de ces groupes supérieurs (Piketty et Saez, 2006).

Cependant il peut y avoir deux limitations avec de telles données :

-Premièrement, la proportion d'individus sujette au revenu progressiste taxable dans la plupart des pays dépasse rarement 10%.

-Deuxièmement, les données sont basées sur le revenu déclaré aux fins de l'impôt, de sorte qu'ils peuvent ne pas refléter le revenu réel en raison de l'évasion fiscale ou de l'évitement fiscal. (Piketty et Saez, 2006).

Aux États-Unis entre 1917 et 2002, la part du revenu du décile supérieur fluctue autour de 40-45% pendant la période de l'entre-deux-guerres ; Elle descend aux environs de 29-30,5% durant la 2ème guerre mondiale pour, ensuite se stabiliser dans les 31-32% jusqu'aux années 1970. Ce moment très précis, ainsi que le fait que les revenus très élevés représentent une part peu importante de la baisse totale des inégalités, donnent fortement à penser que les chocs subis par les détenteurs de capitaux entre 1914 et 1945 ont joué un rôle clé. (Piketty et Saez, 2006).

Par conséquent, la baisse séculaire des revenus du capital les plus élevés est la conséquence d'une concentration moindre des revenus du capital et non d'une diminution de la part des revenus du capital dans l'économie dans son ensemble.

Dans l'ensemble, l'inégalité des revenus a diminué parce que les détenteurs de capital ont subi de graves chocs au cours de la période 1914-1945, comme la destruction, l'inflation, les faillites et les chocs fiscaux pour financer les guerres. Cette interprétation est confirmée par les données disponibles sur la richesse et la succession pour des pays comme la France, les États-Unis et le Japon (Piketty et Saez, 2006).

L'idée que les propriétaires de capitaux ont subi des chocs importants durant la période 1914-1945 et que cela a eu un impact important sur la répartition des revenus n'est certainement pas nouvelle (Kuznets, 1955).

Les chocs financiers de 1914 à 1945 ont eu un impact permanent parce que l'introduction de l'impôt progressif sur le revenu et de l'impôt successoral a empêché les principaux détenteurs de capital de se rétablir complètement. (Piketty et Saez, 2006).

Il serait intéressant de considérer les pays qui ont évité la guerre mais qui ont développé une taxation progressive, comme l'Irlande et la Suède, et les pays qui ont subi les chocs mais qui n'ont pas développé une taxation progressive.

Durant la période post-1970, on a observé une hausse de la part des revenus les plus élevés, non pas due à la reprise des revenus les plus élevés du capital, mais plutôt aux très fortes hausses

des salaires les plus élevés. Il semble toutefois qu'au cours des dernières décennies, la croissance et l'accroissement des inégalités aient été positivement corrélés. (Piketty et Saez, 2006).

Dû à la faible qualité des bases de données internationales sur l'inégalité et à la carence des bases de données existantes sur la répartition des revenus, plusieurs points à considérer ont émergé pour essayer de corriger cette tendance :

-Construire une nouvelle base de données en révisant les méthodes de bases.

Prendre en compte des données fiscales (déclaration d'impôts stables depuis environ 1907). Les techniques de sondage n'étaient pas encore existantes. L'une des principales limites des données fiscales est que le revenu des particuliers, non assujettis à l'impôt, est exclu des données.

-Effectuer de l'analyse structurelle : tester ou utiliser nos métadonnées avec des Modèles d'études (par exemple, l'impact de l'inégalité sur la croissance, l'impact de la progressivité fiscale et d'autres facteurs (tel que la fécondité). En utilisant des modèles stochastiques standard d'accumulation du capital, on peut montrer que la concentration du patrimoine à long terme dépend négativement des taux d'imposition sur les biens immobiliers et de la fécondité.

-Étendre l'accumulation de nos données au-delà du 20ème siècle, en incluant les données antérieures.

Cela n'est pas faisable pour les données fiscales étant donné que dans certains pays, cela n'a vu le jour qu'autour de 1907. On peut cependant le faire pour les données sur la richesse : on peut par exemple aller jusqu'en 1791 pour la France.

Une étude comparative internationale sur la distribution des revenus d'une part et d'autre part sur les causes et implications de l'évolution de la part de revenus les plus élevés aux États-Unis (Piketty et al, 2013). En particulier sur une période allant de 1913 à 2011 (plus de neuf décennies). La hausse de la part des 1% les plus riches a eu un effet notable sur l'inégalité globale des revenus aux États-Unis.

Les modèles plus riches de détermination de la rémunération : Dans le cas des États-Unis, Lemieux, MacLeod et Parent (2009), constatent une augmentation de la proportion d'emplois rémunérés au rendement au cours de la période 1976 à 1998. Le salaire peut être un canal par

lequel d'autres facteurs s'expriment dans une plus grande dispersion des salaires, et ils accentuent l'effet à l'extrémité supérieure de la distribution des salaires.

L'analyse de régression de Piketty utilisant les données de séries chronologiques complètes depuis 1960, montre que l'absence de corrélation entre la croissance économique et les taux d'imposition les plus élevés est assez robuste. Les preuves internationales montrent que les niveaux de rémunération actuels des directeurs généraux dans les pays sont fortement corrélés négativement avec les taux d'imposition les plus élevés, même en tenant compte des caractéristiques et des performances de l'entreprise, et que cette corrélation est plus forte dans les entreprises à mauvaise gouvernance.

Bref, quatre principaux facteurs mis en évidence ont contribué à l'augmentation des parts de revenu au sommet de la distribution des revenus, notant qu'ils peuvent opérer à des degrés divers aux États-Unis et dans d'autres pays.

- Le premier facteur est la politique fiscale : les taux d'imposition les plus élevés ont évolué dans le sens inverse des parts les plus élevées des revenus avant impôt.

- Le deuxième facteur est une vision plus riche du marché du travail avec la possibilité qu'il y ait eu des changements dans le pouvoir de négociation et une plus grande individualisation des salaires.

- Le troisième facteur est le revenu du capital ; et

- Le dernier est la corrélation entre les revenus du travail et les revenus du capital, qui sont devenus plus étroitement associés aux États-Unis (Piketty et al, 2013).

Au Canada, les inégalités représentent un enjeu grandissant, tant à l'échelle du pays que dans le monde. Les inégalités économiques sont des écarts injustifiés entre des personnes ou des groupes dans la distribution de ressources qui ont une valeur pour les membres d'une société. Plus précisément, on parle des inégalités de revenu, de richesse (ou de patrimoine) et de consommation.

Le Canada a connu une hausse des inégalités de revenu qui a persisté pendant quatre décennies. Elles ont surtout augmenté dans les années 1980 et 1990. Il y a peu de changement depuis le

début des années 2000. Le Canada a aussi enregistré une hausse des inégalités de patrimoine (ou de richesse) à partir du milieu des années 1980, mais les données disponibles sont imparfaites. En outre, il est notamment difficile de mesurer le patrimoine des familles les mieux nanties. Cette évolution des inégalités est calculée à partir de l'Indice de Gini (ou coefficient de Gini).

Depuis le début des années 2000, l'inégalité est demeurée plutôt stable, à un niveau relativement élevé par rapport aux années 1980.

### 1.1 Les Inégalités de Revenu

(Piketty et Saez, 2014) examinent l'évolution à long terme de l'inégalité des revenus primaires (salaires, contributions sociales, dividendes, primes, bonus, terres, avant les taxes et les transferts gouvernementaux etc.) via un projet de recherche collective sur la distribution de revenus à long terme. De même, ils exposent un certain nombre de faits de base concernant la longue évolution de l'inégalité du revenu et de la richesse (valeur du patrimoine) dans les pays avancés. Les données sont issues des déclarations de revenus. Trois faits importants à propos de l'inégalité à long terme :

-Premièrement, un renversement actuel de la tendance de l'inégalité des revenus. Elle est plus grande aux États-Unis (40%) qu'en Europe (30-35%). Ce fut le contraire, un siècle plus tôt (40-55% en Europe vs 40% aux States). La mesure étant la part du revenu total allant au décile supérieur. La concentration des revenus primaires est actuellement plus élevée qu'elle n'a été dans toute l'histoire des États-Unis.

-Deuxièmement, on observe le même grand renversement de l'inégalité entre l'Europe et les États-Unis en ce qui concerne la richesse. La part de la richesse totale nette (privée) détenue par 10% de détenteurs les plus riches était nettement plus importante en Europe qu'aux États-Unis il y a un siècle, alors que c'est l'inverse qui est vrai aujourd'hui.

-Troisièmement, l'évolution de la valeur globale de la richesse par rapport au revenu. Ce ratio étant plus élevé avant et après les deux guerres en Europe comparativement aux États-Unis.

(Krugman, 2008) révèle un accroissement vertigineux des inégalités aux États-Unis à partir de la décennie 1980, évolution que l'on place dans une perspective historique afin d'en montrer le caractère inédit à l'échelle d'un siècle.

Remontant à la fin de la guerre de Sécession, Krugman identifie cinq périodes : « l'âge des paillettes » (1870-1932), la « grande compression » (1932-1947), le « boom de l'après-guerre » (1947-1973), le « temps des problèmes » (1973-1980) et, enfin, une « ère de croissance raisonnable et de creusement des inégalités » (depuis 1980) (Krugman, 2007).

Le modèle économique le plus répandu repose sur l'idée d'une course entre éducation et technologie ; Autrement dit, l'expansion de l'éducation entraîne une augmentation de l'offre de compétences, tandis que l'évolution technologique entraîne une augmentation de la demande de compétences. Selon Garcia-Penalosa, 2017, l'évolution des inégalités est un fait bien établi. Le processus qui se déroule le plus rapidement, l'inégalité des revenus du travail diminuera ou augmentera.



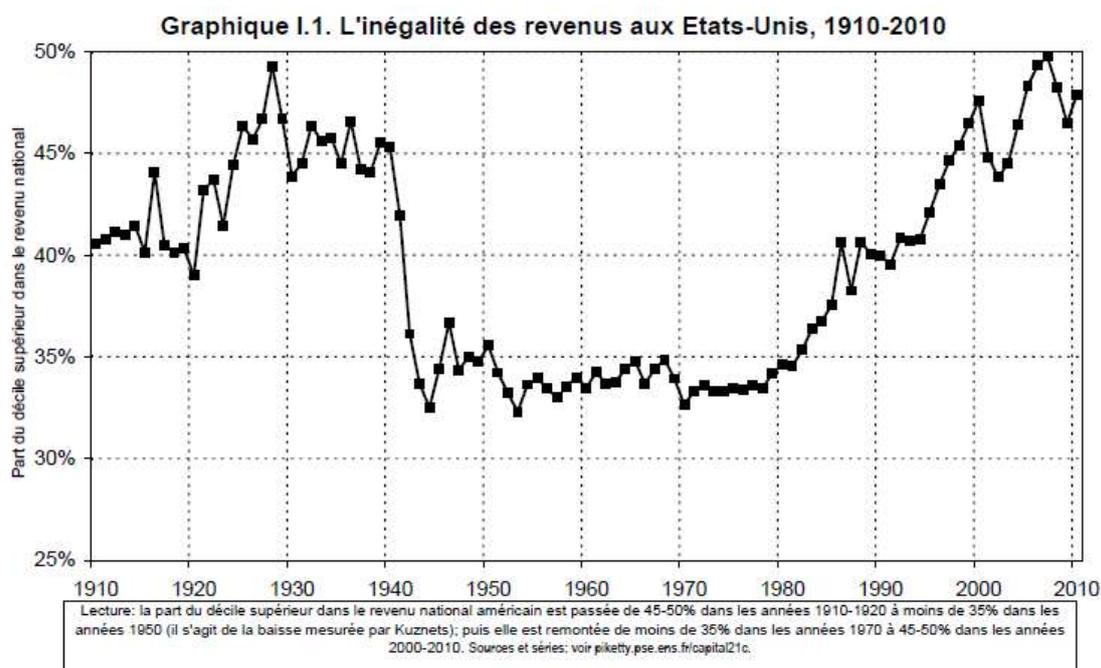
Graphique 1 : Évolution des inégalités entre 1972 et 2014 aux États-Unis, au Royaume-Uni et au Canada.

Ce graphique donne l'évolution du coefficient de Gini pour les revenus des ménages sur la période allant de 1972 à 2015. La mesure porte sur le revenu disponible, c'est-à-dire, la somme de tous les revenus de marché du ménage (tels que salaires, revenus d'activité, loyers, et autres rentes), auxquels on ajoute les transferts (allocations chômage, familiales, etc.) et on soustrait

l'impôt sur le revenu<sup>1</sup>. Les données proviennent de l'Université des Nations-Unies sur les inégalités de revenus dans le monde (Garcia-Penalosa, 2017).

Le graphique indique les valeurs calculées pour les États-Unis, le Royaume-Uni et le Canada ; elle montre l'accroissement des inégalités à partir du milieu des années 1970, avec un certain ralentissement au cours de la dernière décennie (Garcia-Penalosa, 2017).

L'une des explications proposées pour expliquer l'accroissement des inégalités au cours des dernières décennies est l'intensification de la concurrence mondiale pour les compétences, elle-même alimentée par la mondialisation, le changement technique axé sur les compétences et l'essor des technologies de l'information.



Ce graphique 2 donne l'évolution des inégalités de revenu aux États-Unis entre 1910 et 2010. Ces progrès technologiques biaisés par les compétences ne suffisent pas à expliquer les variations importantes entre les pays : L'augmentation de l'inégalité des revenus du travail a été

<sup>1</sup> Les données proviennent de la base de données UNWIDER <https://www.wider.unu.edu/project/wiid-world-income-inequality-database/>, version mai 2017). Pour les États-Unis et l'Allemagne, les séries complètes compatibles n'étant pas disponibles, nous reportons le revenu des ménages sans le corriger jusqu'en 1996 pour les États-Unis et jusqu'en 1984 pour l'Allemagne, et corrigé par la suite.

relativement limitée en Europe (et au Japon) par rapport aux États-Unis, malgré des changements technologiques similaires.

### 1.2 Les Inégalités de Richesse (ou encore de patrimoine)

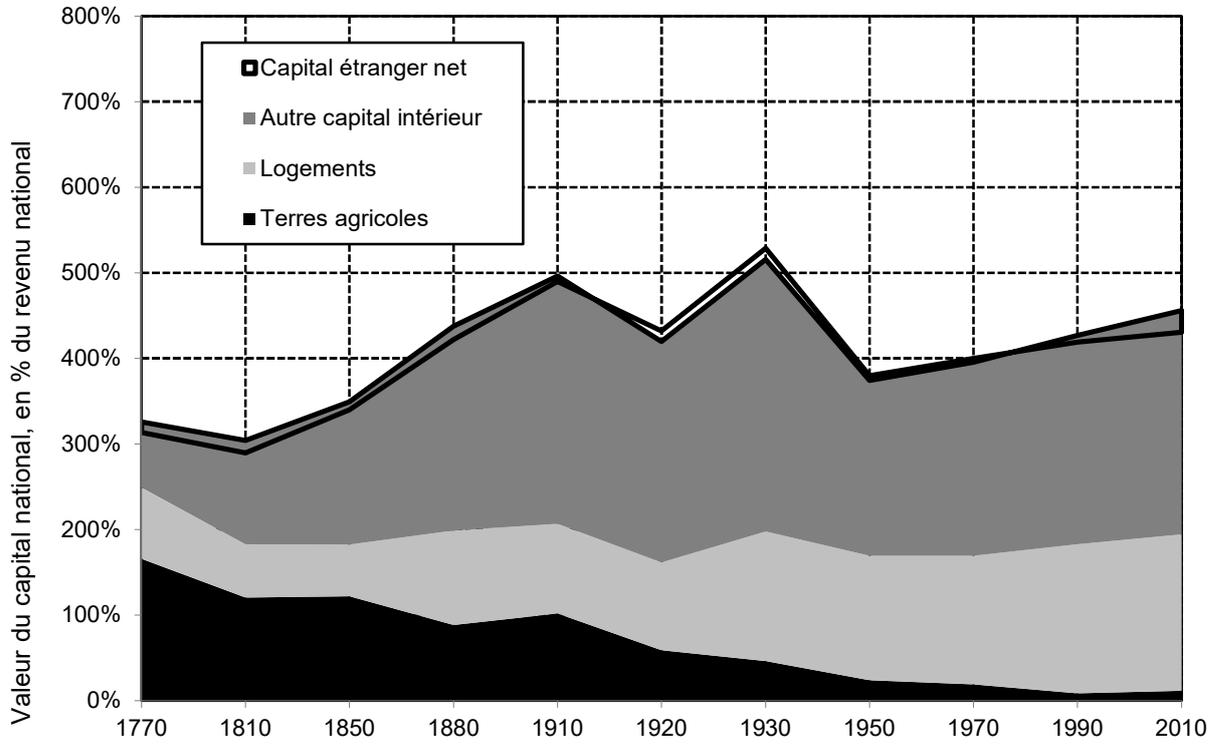
Le patrimoine, selon la définition des deux enquêtes, est la valeur de l'ensemble des avoirs moins la dette totale. Les avoirs comprennent les obligations, les actions, les dépôts dans des établissements financiers, les logements occupés par leur propriétaire, d'autres biens immobiliers, les voitures et certains autres véhicules de loisirs, les sommes d'argent placées dans des régimes d'épargne enregistrés, et les intérêts dans des entreprises agricoles et professionnelles (Chawla, 1990).

La dette se rapporte aux montants impayés au titre de différents comptes d'achats à crédit, aux prêts consentis par les banques et autres établissements financiers, et à la dette hypothécaire sur le logement et les autres biens immobiliers. Dans la présente étude, le concept de patrimoine exclut la valeur de rachat de contrats d'assurance-vie ainsi que les sommes à recevoir en vertu de régimes de retraite se rattachant à l'emploi et d'autres programmes de sécurité sociale. De plus, le patrimoine ne comprend pas la valeur de tous les biens de consommation durables (à l'exclusion des automobiles et de certains véhicules de loisirs), de l'ameublement et de l'équipement ménager, des collections d'œuvres d'art et de monnaies ainsi que des bijoux. (Chawla, 1990).

Par exemple, en 1984, il y avait 9 millions d'unités familiales (ou de ménages) au Canada, comparativement à 87 millions aux États-Unis, presque un rapport de 1 à 10. Les ménages des deux pays étaient semblables. Par exemple, l'âge médian des chefs de ménage était de 43 ans au Canada et de 46 ans aux États-Unis. La taille moyenne des familles était de 3.3 et de 3.2 personnes respectivement, et les personnes seules constituaient 29 % des ménages au Canada et 27 % aux États-Unis. Le patrimoine total des ménages en dollars US s'élevait à \$614 milliards au Canada et à \$6,834 milliards aux É.-U.—un rapport de 1 à 11.

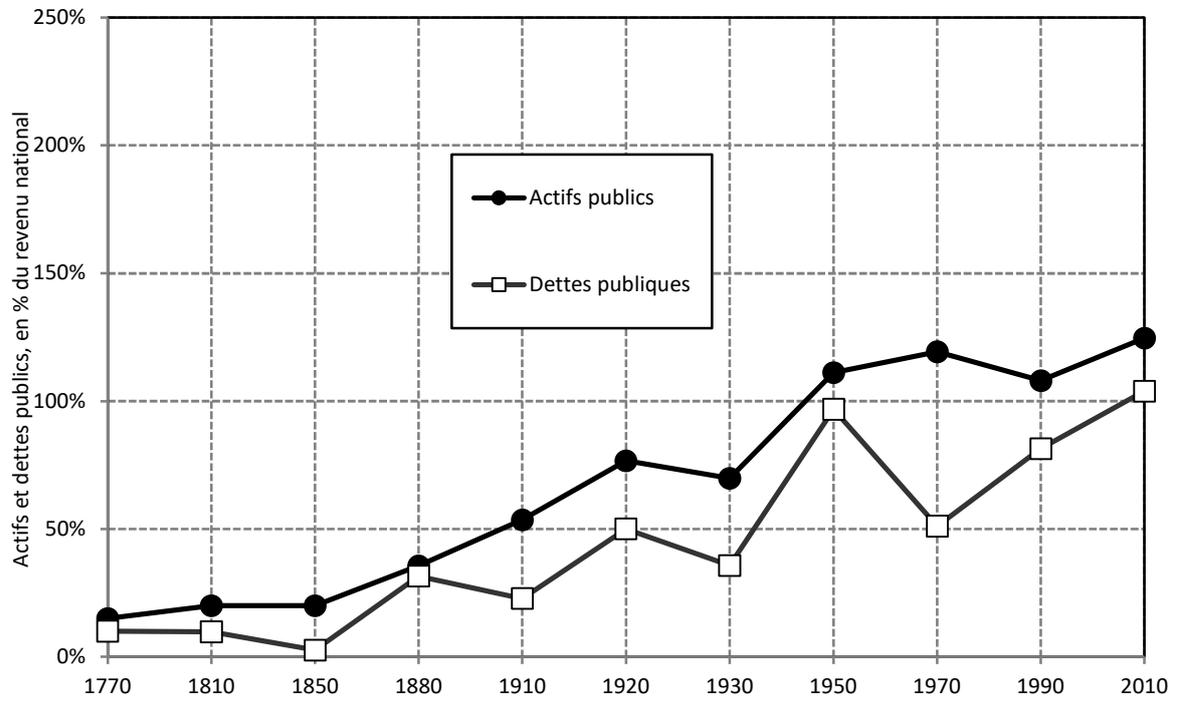
En moyenne, les ménages américains possédaient un patrimoine de \$78,700 et les ménages canadiens, un patrimoine de \$66,400. Par ailleurs, le patrimoine médian des ménages américains était de \$32,700 et celui des ménages canadiens, de \$31,800, ce qui représente un écart de seulement \$900 (tableau 1).

**Graphique 3. Le capital aux Etats-Unis, 1770-2010**



Lecture: le capital national vaut 3 années de revenu national aux Etats-Unis en 1770 (dont 1,5 en terres agricoles). Sources et séries: voir [piketty.pse.ens.fr/capital21c](http://piketty.pse.ens.fr/capital21c).

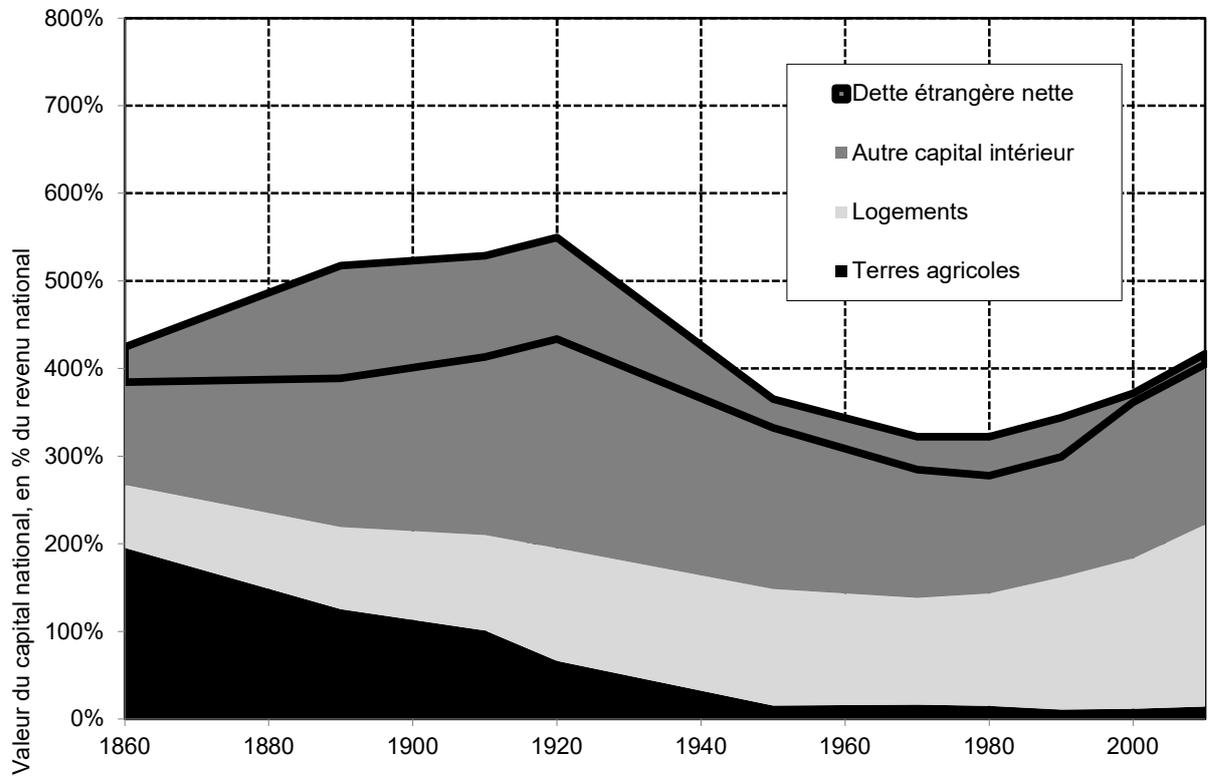
Graphique 4. La richesse publique aux Etats-Unis, 1770-2010



Lecture: la dette publique vaut une année de revenu national aux Etats-Unis en 1950 (presque autant que les actifs)

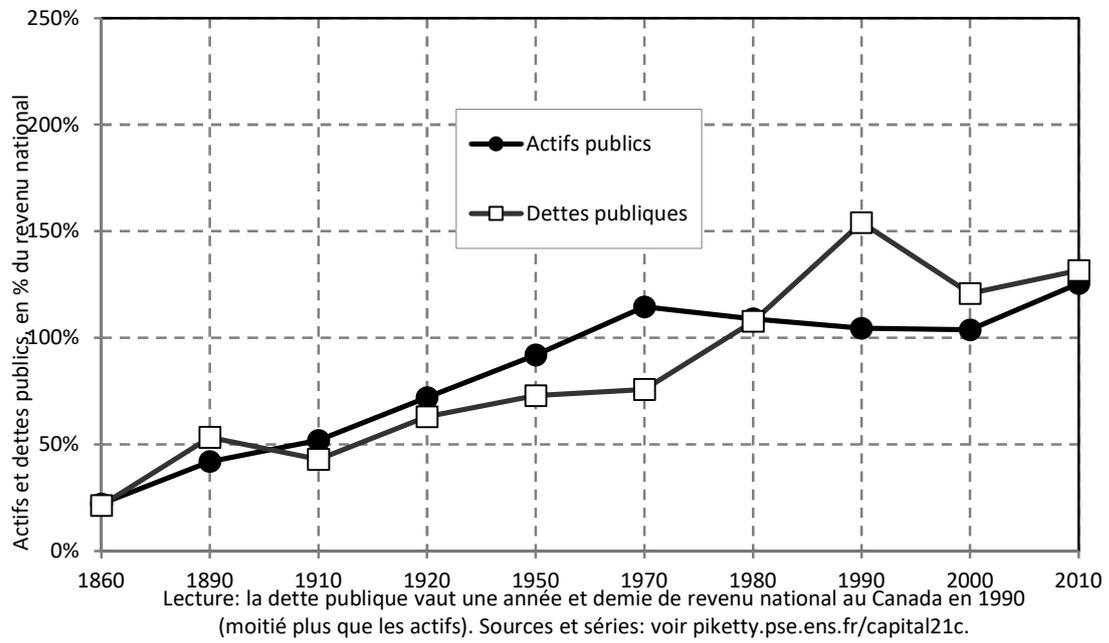
Sources et séries: voir [piketty.pse.ens.fr/capital21c](http://piketty.pse.ens.fr/capital21c)

Graphique 5. Le capital au Canada, 1860-2010



Lecture: au Canada, une partie substantielle du capital intérieur a toujours été possédée par l'étranger, et le capital national a toujours été inférieur au capital intérieur. Sources et séries: voir [piketty.pse.ens.fr/capital21c](http://piketty.pse.ens.fr/capital21c)

Graphique 6. La richesse publique au Canada, 1860-2010



## CHAPITRE 2 : Les Facteurs influençant les Inégalités de Richesse au Canada et aux États-Unis

Piketty (1997) stipule que la première cause d'inégalité des richesses vient du fait que le taux de retour sur le capital (rendement) est plus grand que le taux de croissance économique. Trois dynamiques se distinguent :

-Galor et Zeira (1993) stipule que des phénomènes de persistance peuvent facilement subvenir quand il y a rationnement du crédit ;

-Aghion et Bolton (1997) introduit l'interaction entre la distribution de la richesse et le taux d'intérêt d'équilibre. Ces derniers se concentrent sur les conditions pour lesquelles il y a une évolution non monotone de l'inégalité des revenus vers un état stable unique ; et

-Banerjee et Newman (1993) ont déjà reconnu une source de multiplicité similaire à l'étude qui prévaut dans cette recherche, mais ils se concentrent davantage sur la dynamique de la distribution des richesses et les taux de salaire avec le taux d'intérêt fixé de manière exogène. Dans leur modèle, les bas salaires ralentissent l'accumulation de richesses des pauvres et préservent donc l'offre élevée de main-d'œuvre surveillée, ce qui renforce à son tour les bas taux de salaire d'équilibre et inversement pour l'état d'équilibre à hauts salaires.

L'offre de fonds est généralement traitée comme exogène et montre comment la disponibilité actuelle donnée du crédit et la répartition de la richesse déterminent l'allocation actuelle du capital (Piketty, 1997).

Le processus d'accumulation de richesse est un mécanisme qui permet de déterminer statistiquement toutes les réalisations d'un processus aléatoire à partir d'une réalisation isolée de ce processus, mais la mobilité de richesse est plus basse avec des taux d'intérêt stables plus élevés d'état.

La production globale est plus élevée dans les États stables où les taux d'intérêt sont plus bas parce que le crédit est mieux réparti. (Piketty, 1997).

Dans la littérature, il existe plusieurs facteurs responsables de l'accentuation des inégalités de manière générale. La liste n'est pas exhaustive :

## 2.1 Facteur 1 : La Taxation sur les Revenus, la Richesse et la Consommation

(Piketty, 1999) soutient que la façon dont la redistribution fiscale a réussi à contrecarrer l'évolution technique biaisée selon les compétences dans des pays comme la France est quelque peu paradoxal.

La même stabilité distributive aurait pu être obtenue à moindre coût en suivant une stratégie de subventions à l'emploi plutôt qu'une stratégie de maintien des revenus, simplement parce qu'il est toujours moins coûteux d'avoir des gens au travail pour produire quelque chose.

L'inégalité des revenus du travail entre les individus en âge de travailler s'est accentuée dans tous les pays occidentaux au cours des 25 dernières années, soit par l'augmentation des inégalités salariales (États-Unis, Royaume-Uni) ou par la hausse du chômage (Europe continentale). Dans les pays comme la France, les transferts aux chômeurs étaient suffisamment massifs pour éviter l'augmentation de l'inégalité des revenus. Par ailleurs, il y a deux stratégies pour empêcher l'inégalité de revenus de s'élever :

-La stratégie de maintien du revenu et le travail de stratégie de subventions (ou tout mélange des deux).

Dans le maintien des revenus de stratégie, le coût du travail peu qualifié est contraint de rester au même niveau (via des charges sociales inchangées et un salaire minimum rigide et/ou des conventions collectives entre les syndicats et les employeurs). Par conséquent, la demande de main-d'œuvre peu qualifiée c'est-à-dire que le taux de chômage a augmenté.

En supposant que l'élasticité de substitution entre travail peu et hautement qualifié n'est pas infinie, la complémentarité entre les deux types de du travail implique que le produit marginal du travail hautement qualifié doit baisser.

Afin d'éviter le chômage induit par la hausse des inégalités de revenus, le gouvernement doit relever le taux d'imposition de  $t$  à  $t'$  afin de financer un transfert aux chômeurs. Si le gouvernement veut garantir aux chômeurs peu qualifiés le même niveau de revenu que celui des travailleurs peu qualifiés, et s'il veut en même temps maintenir le même rapport «  $w_2/w_1$  » comme dans la situation initiale et le même rapport de dépenses publiques.

-Dans la stratégie de subventions à l'emploi, le gouvernement laisse le coût de la main d'œuvre peu qualifiée ajuster à sa nouvelle valeur d'équilibre (de sorte que le plein emploi soit préservé).

Afin d'éviter l'augmentation des inégalités de revenus induite par le marché, le gouvernement réduit le taux d'imposition du travail peu qualifié de  $t$  à  $t'$  (de sorte que le filet revenu des travailleurs peu qualifiés ne décline pas (ou du moins ne décline complètement), et augmente le taux d'imposition sur le travail hautement qualifié de  $t$  à  $t'$ , afin que le financement des dépenses publiques ne décline pas (ou du moins ne décline pas trop). (Piketty, 1999).

Juste après la fin de la 1<sup>ère</sup> guerre mondiale, le top 1% des actions américaines était entre 15 et 20% durant cette période. La tendance baissière a commencé à la période de la deuxième guerre mondiale et continue jusqu'à la fin des années 60.

Au cours de la période de 1980 à 2007, lorsque la part des 1% les plus riches a augmenté d'environ 135% aux États-Unis, elle a augmenté d'environ 105% en Australie et de 76% au Canada. On peut en conclure que les pays les plus développés ayant des développements technologiques et de productivité similaire sont passés à travers différents processus d'inégalité de revenus. En outre, les différences de politiques et institutionnelles jouent un rôle capital dans ces transformations. La différence de politique la plus évidente entre les pays concerne la fiscalité.

La fiscalité et les meilleurs revenus : Au cours du 20<sup>e</sup> siècle, les taux d'imposition les plus élevés ont suivi une trajectoire temporelle en forme de U inversé dans de nombreux pays ; Aux États-Unis, les taux d'imposition les plus élevés étaient constamment supérieurs à 60% de 1932 à 1981, mais au-delà de 70% au début des années 1920. Il y a une forte corrélation entre les réductions dans les taux d'imposition les plus élevés et l'augmentation dans le top 1% de revenus avant impôts.

Par ailleurs, l'évolution des taux d'imposition les plus élevés est fortement corrélée négativement avec l'évolution de la concentration des revenus avant impôt. Cela peut s'expliquer de plusieurs façons ; En outre, Slemrod (1996) stipule que lorsque les taux d'imposition les plus élevés diminuaient, les personnes à revenu élevé avaient moins de raisons de rechercher des stratégies d'évitement fiscal.

## 2.2 Facteur 2 : Les Politiques des Institutions Publiques sur l'Inégalité

Sur des données de longue période multiséculaires, plus l'inégalité initiale est forte, moins la probabilité que s'établisse un régime démocratique est élevée (Kempf, 2008). C'est aussi le sens des travaux de Daron Acemoglu et James Robinson (2006). Cela peut s'expliquer par plusieurs raisons, dont la manipulation des processus politiques et légaux par les classes les plus riches ou les secteurs économiques les plus efficaces.

Il se peut que les institutions politiques elles-mêmes façonnent les inégalités, et en particulier la distribution des revenus ou des opportunités. Cet impact, s'il existe, se fait sentir sur la longue période et par la succession des générations. Mais tant de mutations et de changements se produisent au cours du temps que le repérage d'un effet de causalité permanent et structurant est particulièrement difficile (Kempf, 2008).

Il n'est par exemple, pas vain de remarquer que les institutions démocratiques font que les gouvernements élus se préoccupent d'éducation et de formation :

-Soit pour des raisons idéologiques : la démocratie requiert des citoyens capables d'intervenir dans le débat public et donc formés.

-Soit pour des raisons pragmatiques d'enrichissement : le développement de la démocratie est indissociable du développement de l'économie marchande, et les élites qui gouvernent les deux processus partagent l'idée que la formation, la science et les techniques sont indispensables. Or l'éducation, en modifiant la structure des qualifications, modifie à terme la distribution des revenus. Il est difficile de savoir si c'est dans le sens d'une réduction des inégalités ou non. Selon les pays, les deux cas se sont succédé au cours du temps. Mais, en tout état de cause, il y a là un mécanisme de causalité important, qui lie institutions et inégalités (Kempf, 2008).

## 2.3 Facteur 3 : Les Chocs sur les Trajectoires Patrimoniales des Familles

(Piketty, 2015) révèle que plusieurs chocs touchant les trajectoires du patrimoine des familles peuvent contribuer à rendre très inégalitaire la répartition des richesses (en effet, dans chaque pays et pour chaque période pour lesquels nous avons des données, la répartition des richesses dans chaque groupe d'âge est substantiellement plus inégale que la répartition du revenu, ce qui

est difficile d'expliquer avec des modèles standards de cycle de vie d'accumulation du patrimoine).

-Il y a des chocs démographiques : certaines familles ont plusieurs enfants et ont à partager l'héritage en plusieurs morceaux, d'autres familles ont peu d'enfants ; certains parents meurent tard, d'autres meurent tôt, et ainsi de suite.

-Il y a aussi des chocs touchant les taux de rendement : certaines familles font de bons investissements, d'autres font faillite.

-Il y a des chocs touchant le marché du travail : certains gagnent de hauts salaires, d'autres non. Il y a des différences dans les paramètres relatifs aux préférences qui affectent le niveau d'épargne : certaines familles consomment plus qu'une fraction  $1-g/r$  de leur revenu du capital et peuvent même consommer leur patrimoine et mourir en ne laissant qu'une richesse négligeable ; d'autres peuvent réinvestir plus qu'une fraction  $g/r$  et ont une forte préférence pour léguer un important patrimoine et perpétuer de larges fortunes (Piketty, 2015).

#### 2.4 Facteur 4 : La Distribution de l'Épargne et l'Urbanisation

Utilisant des données de revenu annuel provenant des États-Unis, de l'Angleterre et de l'Allemagne sur une période allant de 1880 à 1950, Kuznets (1955) a démontré que depuis les années 1920, les inégalités ont diminué. Ce résultat semble surprenant selon lui.

L'auteur l'explique par le fait que l'inégalité de la distribution de l'épargne, favorisant la concentration d'actifs à haut rendement chez les plus riches, et l'urbanisation, étant donné que les inégalités sont plus élevées dans les populations urbaines que dans les populations rurales. En outre, Kuznets avance que l'inégalité des revenus suit une courbe en "U inversé" selon le niveau de croissance économique.

### CHAPITRE 3 : Le Taux de Rendement sur le Capital ( $r$ )

D'après les modèles économiques les plus simples, et sous l'hypothèse d'une concurrence « pure et parfaite » sur le marché du capital comme sur le marché du travail, (Piketty, 2013) définit le taux de rendement du capital comme étant exactement égal à la « productivité marginale » du capital (c'est-à-dire la contribution d'une unité de capital supplémentaire au processus de production considéré).

Dans des modèles plus complexes et plus réalistes, le taux de rendement du capital dépend également du pouvoir de négociation et des rapports de force entre les uns et les autres, et peut suivant les situations et les secteurs être plus élevé ou plus faible que la productivité marginale du capital (d'autant plus que cette dernière n'est pas toujours mesurable avec précision) (Piketty, 2013).

Dans tous les cas, le taux de rendement du capital est notamment déterminé par les deux forces suivantes : d'une part par la technologie (à quoi sert le capital ?), et d'autre part par l'abondance du stock de capital (trop de capital détruit le capital).

La technologie joue naturellement un rôle central. Si le capital ne sert à rien comme facteur de production, alors par définition sa productivité marginale est nulle. Dans l'absolu, on peut tout à fait imaginer une société où le capital n'a aucune utilité dans le processus de production, où aucun investissement ne permet d'améliorer la productivité des terres agricoles, où aucun outil ou équipement ne permet de produire davantage, et où le fait de disposer d'un toit pour dormir n'apporte aucun bien-être supplémentaire par rapport au fait de coucher dehors (Piketty, 2013).

#### CHAPITRE 4 : Le Taux de Croissance Économique ( $g$ )

Selon (Piketty, 2013), la croissance économique – plus précisément la croissance de la production par habitant, c'est-à-dire de la productivité – a été sensiblement la même dans toutes les parties du monde riche, avec des écarts portant souvent sur quelques dixièmes de points de pourcentage.

Dans ces conditions, cette divergence aussi massive dans les évolutions de la répartition des revenus demande une explication, que la théorie de la productivité marginale, de la technologie et de l'éducation ne semble pas en mesure de fournir.

Il est sans doute plus justifié pour faire des comparaisons spatiales et temporelles d'utiliser le revenu national (et non le revenu disponible) comme dénominateur de référence. Il n'en reste pas moins que la comparaison avec le revenu disponible exprime également une certaine réalité, et permet de réaliser que l'héritage représente d'ores et déjà l'équivalent d'un cinquième des autres ressources monétaires dont disposent les ménages (par exemple pour épargner), et devrait rapidement atteindre un quart, voire davantage.

## CHAPITRE 5 : L'Avis d'Économistes sur la Relation $(r) - (g)$ et les Inégalités de Richesse

1 Fuest, Peichl et Waldenström, (2015) estime que le lien entre l'inégalité et l'écart  $r-g$  pourrait avoir des sources d'ordre théoriques et empiriques. D'un point de vue théorique, il est clair pour eux qu'on n'a pas besoin d'avoir  $r > g$  pour voir l'inégalité augmenter ; Ce dernier peut être élevé dû, par exemple à la différence des revenus de travail (ce fut une des forces récentes aux États-Unis) ; l'inégalité peut également augmenter parce que les capitalistes gagneraient beaucoup et épargneraient peu; Fuest, Peichl et Waldenström, (2015) ont découvert 3 défis pour évaluer empiriquement le lien  $r - g$ :

- $(r)$ , le taux de rendement du capital varie selon différents types de capital et la composition du capital diffère selon les pays, les périodes et potentiellement selon la distribution de la richesse. Au lieu d'essayer de calculer une mesure explicite de  $\mathbb{R}$  qui serait imparfait en plusieurs dimensions, il peut être suggéré de proposer  $\mathbb{R}$  comme un aspect du développement financier (le capital détenu par plusieurs riches consiste en actifs financiers);

-l'horizon temporel. Le modèle  $r - g$  décrit une relation macroéconomique à l'état d'équilibre qui se veut d'exclure les variations annuelles. Pour le résoudre, les auteurs dans leurs régressions utilisent les moyennes au-delà des périodes de cinq ans;

-l'inégalité de richesse n'est pas mesurée de manière aussi cohérente et abondante que l'inégalité des revenus.

Bref, Fuest, Peichl et Waldenström, (2015) trouve que la relation entre l'inégalité et le lien  $r-g$  est avant tout et purement d'ordre empirique.

2 Krusell et Smith, (2015) en étudiant sur revenu national brut et le taux d'épargne net aux États-Unis entre 1930 et 2013. Ils ont trouvé une forte et positive corrélation entre les taux de croissance et les taux d'épargne (Krusell et Smith, 2015).

Acemoglu et Robinson, (2015) ont récemment effectué une tentative d'évaluer empiriquement le modèle  $r - g$  en reliant les données de  $r-g$  aux parts de revenu les plus élevées et à la part des revenus de capital. Ils n'ont pu établir de relation en utilisant au maximum une moyenne de 20 ans, bref aucune relation systématique entre  $r - g$  et la part des top revenus.

3 Madsen, (2017) a voulu vérifier dans le cas de la Grande-Bretagne, pour la période entre 1210 et 2013, si l'inégalité de richesse et de revenu ont été influencés par l'écart entre  $r$  et  $g$ . Il a déterminé les rendements d'actifs comme étant les rendements réels moyens du capital fixe non résidentiel, des terres agricoles, de l'immobilier, de la dette publique, des actifs étrangers nets, de l'or, de l'argent, des bâtiments de ferme et du bétail, en pondérant chacune de ces classes d'actifs en fonction de sa part dans le patrimoine total (Madsen, 2017).

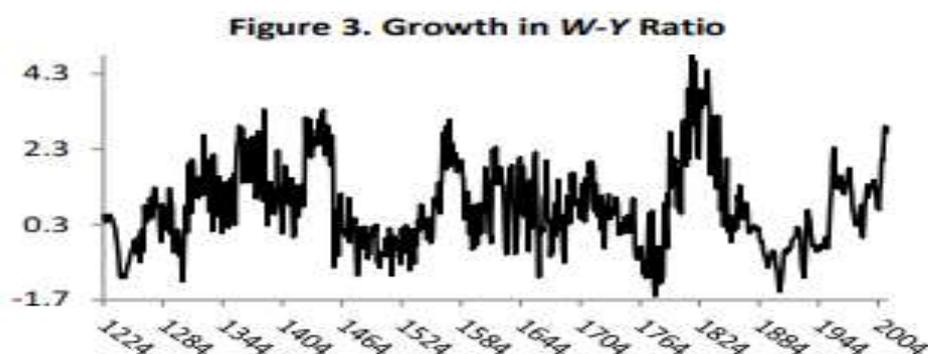


Figure 3 : Évolution de la croissance du ratio richesse-revenu en Grande Bretagne durant près de 8 siècles entre 1224 et 2004.

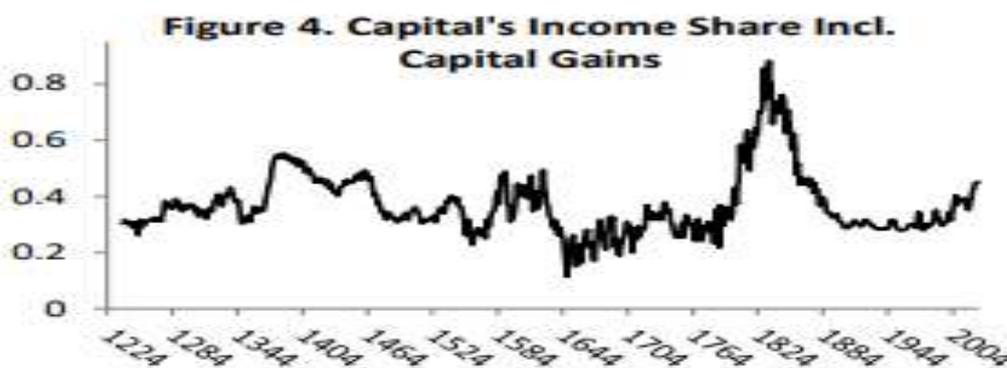


Figure 4 : Part des revenus du Capital en Grande Bretagne durant près de huit siècles entre 1224 et 2004.

Tel que le reflète les figures 3 et 4, trois résultats émergent :

-Premièrement trois grandes vagues dans l'évolution de  $r$  et de l'écart  $r-g$  depuis des décennies. Ces vagues semblent coïncider avec celles des ratio richesse-revenus et les inégalités. En outre, ces vagues sont issues des luttes politiques entre propriétaires terriens, capitalistes et

travailleurs. De même, ces vagues émergent suite à des chocs tels que la guerre, les épidémies, etc.

-Deuxièmement, une grande fraction de  $\mathbb{R}$  résulte des gains en capital réels sur les biens non-reproductibles qui se sont révélés être un déterminant crucial des inégalités depuis 1210; et

-Finalement,  $(r)$  et  $(g)$  signifient des déterminants robustes et significatifs derrière l'évolution des ratios richesses sur patrimoines et la part des revenus du capital.

4 (Mankiw, 2015) en revanche, a observé l'inégalité  $(r) > (g)$  à l'état d'équilibre de la plupart des modèles économiques, entre autres les modèles à agent représentatif où chaque individu possède une part équivalente du stock de capital. Mankiw doute que  $(r) > (g)$  mène vers une spirale inégale sans fin telle que le décrit Piketty. Par exemple, si un individu riche vit dans une économie  $(r) > (g)$  où il voudrait s'assurer que ses descendants puissent perpétuellement jouir de leur héritage, ces derniers feront face à trois obstacles :

-Les héritiers vont consommer une partie de leur héritage basée sur des évidences théoriques et empiriques à hauteur de trois pourcents (3%) ;

-Le nombre potentiel d'héritiers qui augmente de génération en génération ;

-Le taux d'imposition sur le legs et les revenus de capital. Par exemple, aux États-Unis, ce taux est de quarante pourcents (Mankiw, 2015). Aux Massachusetts, l'état impose une taxe additionnelle jusqu'à un maximum de 16 pourcents (16%). Par conséquent, environ 50% du patrimoine familial est imposée par le gouvernement une fois à chaque génération.

En tenant compte de ces précédents obstacles, Mankiw, 2015 estime que la logique de Piketty a besoin d'être réajusté pour tenir compte de ces trois effets ; Ainsi, il conclut que la condition  $(r) > (g)$  n'est pas suffisante une fois considérés la consommation, la procréation et la fiscalité (Mankiw, 2015). En outre, ces forces continueraient d'être suffisantes pour diluer le patrimoine familial avec le temps. Pour Mankiw, il n'y a pas de spirale inégalitaire sans fin, mais plutôt un état d'équilibre d'inégalité.

5 Piketty présente plusieurs clés factuelles sur l'inégalité à long terme qui a émergé de cette étude (Piketty et Saez, 2014). Particulièrement, il a réarrangé le rôle joué par la relation  $(r) > (g)$

dans son analyse de l'inégalité de richesse. Il discute également des implications sur la taxation optimale, et la relation entre ratios de revenu de capital et parts de capital (actions).

Dans son analyse, l'écart entre le taux de rendement sur le capital ( $r$ ) et le taux de croissance économique ( $g$ ) est l'un des moteurs les plus importants qui a contribué historiquement dans l'amplitude et la variation de l'inégalité de la richesse. En outre, elle peut expliquer pourquoi les inégalités de la richesse étaient si extrême et persistant dans presque toutes les couches de la société jusqu'à la première guerre mondiale (Piketty, 2014a). La relation  $(r) > (g)$  n'est pas seulement l'outil primaire pour les changements dans les revenus et la richesse au 21<sup>ème</sup> siècle, ou pour la prévision le chemin de l'inégalité au 21<sup>ème</sup> siècle.

Les changements institutionnels et les chocs politiques jusqu'à une large mesure, vus comme endogènes à l'inégalité et à son propre processus de développement, a joué un rôle majeur dans le passé et probablement en jouera encore dans le futur.

Par exemple, dans le modèle dynamique standard où chaque individu se comporte comme une famille vivant éternellement, le taux de rendement à l'état régulier est donné par la « règle d'or » modifiée  $r = \theta + \gamma g$  (où  $\theta$  est le taux de préférence temporelle et  $\gamma$  est la courbure de la fonction d'utilité). Par exemple, si  $\theta=3\%$ ,  $\gamma=2$  et  $g=1\%$ , alors  $r=5\%$ . Dans ce cadre, l'inégalité  $(r) > (g)$  est toujours vérifiée et cela n'a aucune implication à propos des inégalités de richesse.

Dans un autre modèle à agent représentatif, ce que  $(r) > (g)$  signifie est qu'à l'état régulier chaque famille nécessite seulement de réinvestir une fraction  $(g)/(r)$  de son revenu du capital de façon à s'assurer que son stock de capital va croître au même taux  $g$  que la taille de l'économie, et la famille peut alors consommer une fraction  $1-(g)/(r)$ . Par exemple, si  $r=5\%$  et  $g=1\%$ , alors la famille va réinvestir 20% de son revenu du capital et consommer 80%. Bref, cela signifie simplement que la possession du capital permet d'avoir de plus hauts niveaux de consommation (Piketty, 2015).

Une propriété centrale de cette classe de modèles est que, pour une structure donnée de chocs, la magnitude à long terme des inégalités de richesse va tendre à être amplifiée si l'écart  $(r)-(g)$  est grand. En d'autres mots, les inégalités de richesse vont converger vers un niveau fini.

Les chocs vont permettre à ce qu'il y ait un minimum de mobilité ascendante et descendante en termes de richesse, si bien que les inégalités de richesse restent limitées à long terme. Mais ce

niveau fini d'inégalités sera une fonction fortement croissante de l'écart  $(r)-(g)$ . Intuitivement, un plus grand écart entre  $(r)$  et  $(g)$  fonctionne comme un mécanisme amplificateur des inégalités de richesse, pour une variance donnée des autres chocs (c'est-à-dire qu'un plus grand écart  $(r)-(g)$  entraîne un accroissement des inégalités et une réduction de la mobilité).

Dans cette classe de modèles, des variations relativement petites de  $(r)-(g)$  génèrent de très larges changements dans les inégalités de richesse à l'état régulier. Par exemple, des simulations simples du modèle avec chocs de préférences binomiaux montrent que passer de  $(r)-(g) = 2\%$  à  $(r)-(g) = 3\%$  suffit pour faire passer le coefficient de Pareto inversé de  $b=2,28$  à  $b=3,25$ . Littéralement, ceci correspond au passage d'une économie marquée par de faibles inégalités de richesse (imaginons que les 1% des ménages les plus aisés possèdent 20 à 30% du patrimoine, comme dans les États-Unis d'aujourd'hui) à une économie marquée par de très fortes inégalités de richesse (Piketty, 2015).

En outre, Piketty ne croit pas que la relation  $(r) > (g)$  soit un outil utile dans le débat sur l'inégalité croissante des revenus de travail : D'autres mécaniques et politiques sont plus pertinents. Par exemple, la part des revenus supérieurs aux États-Unis entre 1980 et 2010 est due à l'inégalité croissante des revenus de travail. Cette dernière s'explique elle-même par deux groupes de facteurs :

- La croissance de l'inégalité dans l'accès aux compétences et à une haute éducation durant cette période aux États-Unis, une évolution qui aurait été exacerbée par une augmentation des frais de scolarité et un investissement public insuffisant ;

- L'explosion dans la rémunération des hauts dirigeants et par d'importantes réductions des taux d'imposition les plus élevés.

Une grande partie de l'augmentation absolue des salaires supérieurs est associée à une montée subite dans la compensation des PDG. Piketty and Saez (2003) montrent qu'en 1970, le salaire des 100 PDG principaux aux États-Unis était environ 40 fois plus grand que le salaire moyen. En 2000, ces PDG gagnent presque 1000 fois le salaire moyen.

En outre, un grand écart entre  $(r)$  et  $(g)$  n'a pas beaucoup d'impact sur les inégalités des revenus du travail, mais aura tendance à amplifier grandement les inégalités du patrimoine à l'état d'équilibre qui apparaissent en raison d'une diversité de chocs (incluant les chocs affectant le revenu de travail) (Piketty, 2015).

## **PARTIE II : MÉTHODOLOGIE**

### **CHAPITRE 1 : Données et Choix du modèle**

Cette étude repose sur la méthodologie économétrique de Fuest, Peichl et Waldenström, (2015). Elle consiste à estimer un modèle économétrique permettant de vérifier l'une des hypothèses de l'auteur Piketty. Cette dernière stipule que le lien entre le rendement du capital et la croissance économique a un effet sur l'inégalité des richesses.

L'étude se fera entre deux pays, soit le Canada et les Etats-Unis sur une période entre 1971 et 2019.

En outre, le choix et la disposition des variables utilisées permet de considérer un modèle de régression multiple avec des données en panel.

La source des données va premièrement être établie, par la suite une description des variables explicatives, des variables expliquées ainsi que de leurs statistiques.

La démarche économétrique se fera en trois étapes :

- a) Des tests statistiques (test de stationnarité, test de cointégration, de spécification, etc.) seront effectués pour <<préparer>> nos séries et vérifier l'intégrité de notre modèle.
- b) Des tests de robustesse pour déceler la présence d'observations aberrantes.
- c) Des tests de causalité pour vérifier un effet significatif entre le lien  $r - g$  et l'inégalité de richesse.

On procèdera par la suite à la compilation des résultats empiriques et à leur analyse. Il sera pertinent d'explorer plusieurs éléments possibles sur la portée et la limite du lien entre le rendement du capital et la croissance économique sur l'inégalité des richesses. Finalement, une conclusion permettra de vérifier notre postulat de départ : l'impact du lien  $r - g$  sur l'augmentation de l'inégalité des richesses tel que stipulé par l'auteur Piketty (2014). Pour mener à bien cette étude, la plupart des tests se fera avec le logiciel EViews.

#### 1.1 Source des données et description des variables :

En économétrie, que les données soient expérimentales ou observées, elles se répartissent en trois catégories : Les données transversales, temporelles et de panel.

- a) Les données transversales comportent des entités observées durant une seule période.

- b) Les données de séries temporelles comportent une seule entité observée durant plusieurs périodes.
- c) Les données de panel (ou longitudinales) comportent des entités multiples dont chacune est observée durant deux ou plusieurs périodes. Elles peuvent être utilisées pour évaluer des relations économiques en exploitant le fait qu'on a des données sur plusieurs entités et des variables qui varient au cours du temps pour chaque entité.

Dans notre cas, il s'agit de données de panel. Elles proviennent de la base de données des inégalités dans le monde (World Inequality Database – WID), de celle de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE) et de celle de Statistiques Canada. Le tableau 1 définit les variables utilisées et présentent leurs sources.

Les variables explicatives (indépendantes) les plus importantes sont le niveau de développement financier (Findev) et sa croissance (CrFindev) qui représente respectivement le rendement du capital  $r$  et ( $R$ ); Une autre variable explicative est le log PIB par habitant ( $Y$ ) et sa croissance (CrY) qui représente respectivement la croissance économique  $g$  et ( $G$ ).

Les variables expliquées (dépendantes) sont la distribution de richesse du top percentile TopW1% (les riches), les neuf centiles suivants dans le décile supérieur TopW9% (la classe moyenne supérieure), et les neuf derniers déciles BotW90% (le reste du groupe hétérogène).

Une autre variable de référence ou de mesure statistique est le coefficient de Gini ( $cg$ ) qui permet d'évaluer la répartition d'une variable (salaire, revenus, patrimoine) au sein d'une population. Autrement dit, il mesure le niveau d'inégalité de la répartition d'une variable dans la population. Ce coefficient est typiquement utilisé pour mesurer l'inégalité des revenus dans un pays<sup>1</sup>. Il a été développé par le statisticien italien *Corrado Gini*. Le coefficient de Gini est un nombre variant de 0 à 1 (en pourcentage, variant plutôt de 0 à 100), où 0 signifie l'égalité parfaite où personne n'améliore sa condition au cours du temps et 1, qui ne peut être atteint, signifierait une inégalité parfaite (une seule personne dispose de tous les revenus et une infinité d'autres n'ont aucun revenu).

Des variables de contrôle ont également été incluses dans l'analyse empirique et visent à tenir compte d'autres influences sur la concentration de la richesse afin de déterminer s'il existe d'autres variables politiques ou économiques institutionnelles sous-jacentes qui stimulent à la fois  $r$  et  $g$  et la concentration de la richesse.

Il s'agit de variables mesurant les parts de revenu au sommet : le centile supérieur (Topy1 %), les neuf centiles suivants (Topy10 – 1%) et les neuf déciles inférieurs (Boty90 %), ouverture commerciale mesurée comme la somme des importations et des exportations en pourcentage du PIB (ouverture), deux mesures de la redistribution du secteur public selon la taille des dépenses du gouvernement central (DepGouv) et l'impôt sur le revenu marginal le plus élevé (TaxMarg), et un contrôle de la taille de la population du pays (Pop).

### 1.2 Estimation des paramètres du modèle

L'élaboration d'un modèle est nécessaire pour tester notre théorie économique : Est-ce que le lien  $r - g$  a un impact quelconque sur l'inégalité de richesse. Basée sur la méthode utilisée par (Fuest, Peichl et Waldenström, 2009) et par (Roine, Vlachos and Waldenström (2009), c'est-à-dire un modèle de régression multiple en données de Panel.

L'avantage fondamental d'un échantillon de données de panel par rapport à une coupe transversale est qu'il permet d'étudier les différences dans le comportement entre les variables. Ainsi, ce modèle est construit dans le but d'expliquer (ou prédire, selon la perspective de l'analyse) la variance d'un phénomène (variable dépendante) à l'aide d'une combinaison de facteurs explicatifs (variables indépendantes). Le modèle de base de cette étude est le suivant :

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \beta_3 X_{3,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \mu_t + \omega_i + \varepsilon_{it}, i=1, \dots, n,$$

Où

$$(1) \text{ TopW1\%} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnFin Dev}_{it} + \beta_2 \text{CrLnFindev}_{it} + \beta_3 \text{PIBp}_{it} + \beta_4 \text{CrPIBp}_{it} + \gamma_1 \delta_{1t} + \gamma_2 \delta_{2t} + v_{it}, \text{ où } \mu_t = \gamma_1 \delta_{1t} + \gamma_2 \delta_{2t} \text{ et } v_{it} = \omega_i + \varepsilon_{it}$$

$$(2) \text{ TopW9\%} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnFin Dev}_{it} + \beta_2 \text{CrLnFindev}_{it} + \beta_3 \text{PIBp}_{it} + \beta_4 \text{CrPIBp}_{it} + \gamma_1 \delta_{1t} + \gamma_2 \delta_{2t} + v_{it}, \text{ où } \mu_t = \gamma_1 \delta_{1t} + \gamma_2 \delta_{2t} \text{ et } v_{it} = \omega_i + \varepsilon_{it}$$

$$(3) \text{ BotW90\%} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnFin Dev}_{it} + \beta_2 \text{CrLnFindev}_{it} + \beta_3 \text{PIBP}_{it} + \beta_4 \text{CrPIBP}_{it} + \gamma_1 \delta_{1t} + \gamma_2 \delta_{2t} + v_{it}, \text{ où } \mu_t = \gamma_1 \delta_{1t} + \gamma_2 \delta_{2t} \text{ et } v_{it} = \omega_i + \varepsilon_{it}$$

Où

$\mu_t$  représente le terme d'erreur non-observable et dépendant du temps (facteurs affectant l'inégalité de richesse et qui varient avec le temps mais pas en fonction de l'inégalité de richesse);

$\omega_i$  représente le terme d'erreur non-observable dépendant de l'inégalité de richesse;

$\varepsilon_i$  représente le terme d'erreur idiosyncratique.

- $Y_i$  est la  $i$ ème observation de la variable dépendante et les variables  $X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}$  sont les  $i$ èmes observations sur chaque régresseur  $k$ ;  $\varepsilon_i$  est le terme d'erreur.
- La droite de régression théorique est donnée par une relation entre  $Y$  et les variables exogènes  $X$  :
- $E(Y|X_{1i} = x_1, X_{2i} = x_2, \dots, X_{ki} = x_k) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki}$ .
- $\beta_0$  est interprété comme étant la valeur attendue de  $Y$  pour des valeurs nulles des régresseurs. La constante peut être considérée comme étant le paramètre associé au régresseur  $X_{0i}$ , constant et égal à 1 quelque soit  $i$ .
- $\beta_1$  est le coefficient de la pente associée à  $X_1$ . Il est également la variation attendue de  $Y$  induite par une variation unitaire de  $X_{1i}$ , sachant constantes  $X_{2i} \dots, X_{ki}$ . Les coefficients associés aux variables  $X$  sont interprétés de la même manière.
- $\beta_2$  est le coefficient de  $X_2$  et ainsi de suite.  $\beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki}$ .

Trois approches peuvent permettre d'estimer les paramètres du modèle telles que par

a) *La méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)* permettra de déterminer la précision de notre modèle. L'idée principale voulant que les paramètres puissent être estimés par la minimisation de la somme des carrés des erreurs attendues. Il s'agit de choisir des estimateurs de  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots$  qui minimisent  $\sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_{1i} - \beta_2 X_{2i} - \beta_3 X_{3i} - \dots - \beta_k X_{ki})^2$ .

- Les paramètres  $\beta'_0, \beta'_1, \dots, \beta'_k$  sont les valeurs de  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$  qui minimisent la somme des carrés des erreurs attendues,  $\sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_{1i} - \dots - \beta_k X_{ki})^2$ . Les valeurs attendues  $Y'_i$  et les résidus  $\varepsilon'_i$  sont donnés par :

- $Y'_i = \beta'_0 + \beta'_1 X_{1i} + \dots + \beta'_k X_{ki}$ ,  $i = 1, \dots, n$  et
- $\varepsilon'_i = Y_i - Y'_i$ ,  $i = 1, \dots, n$ .

Ces estimateurs sont calculés à partir d'un échantillon de  $n$  observations de  $(X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}, Y_i)$ , pour  $i = 1, \dots, n$ . Ce sont les estimateurs des paramètres théoriques inconnus,  $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$  et du terme d'erreur,  $\varepsilon_i$ .

Trois mesures statistiques permettent d'évaluer la qualité de l'ajustement des données par la droite de régression multiple estimée par les MCO : l'estimateur de l'écart-type du terme d'erreur  $\varepsilon_i$  de la régression, le  $R^2$  et le  $R'^2$  ajusté. On assume que les coefficients de régression sont les mêmes pour tous les pays; que les régresseurs sont non stochastiques c'est-à-dire que les erreurs ne sont pas corrélées avec les variables explicatives et finalement que le terme d'erreur  $v_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma^2_v)$ .

b) *L'estimation par les modèles à effets fixes* au sein du groupe et en différence première ; Les modèles à effets fixes rendent compte explicitement de l'effet d'hétérogénéité entre les pays (Canada et États-Unis).

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \beta_3 X_{3,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + v_{it}$$

$$Y_{it} = \beta_0_i + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \beta_3 X_{3,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \text{Effets Fixes des Pays} + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = \beta_0_i + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \beta_3 X_{3,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \omega_i + \varepsilon_{it}$$

Où

$i = 1, 2$  pays

$t = 1, 2, 3, 4, \dots, 45$ ans

$\omega_i$  = hétérogénéité non-observée (terme d'erreur dépendant du pays)

$\omega_i$  est fixe à travers le temps mais varie transversalement

Les différences dans les interceptions saisissent les caractéristiques uniques des pays.

Bien que l'intercept  $\beta_0_i$  varie à travers les pays, il est fixe par rapport au temps. Raison pour laquelle il n'a pas d'indice  $\langle t \rangle$ .

c) *L'estimation par les modèles à effets aléatoires* :

Si l'Hétérogénéité individuelle non observée est supposée non corrélée avec les régresseurs, alors le modèle peut être écrit ainsi :

$$Y_{it} = \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \beta_3 X_{3,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \mathbf{E}[\mathbf{Z}'\mathbf{i}\alpha] + (\mathbf{Z}'\mathbf{i}\alpha - \mathbf{E}[\mathbf{Z}'\mathbf{i}\alpha]) + \varepsilon_{it}$$

$$= \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \beta_3 X_{3,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \alpha + \omega_i + \varepsilon_{it}$$

C'est un modèle de régression linéaire avec une perturbation composée, qui peut être estimé de façon convergente, quoique inefficace, par les moindres carrés. Cette approche des effets aléatoires spécifie  $\omega_i$  comme un élément aléatoire spécifique du groupe  $i$ , de la même manière que  $\varepsilon_{it}$  sauf que pour chaque groupe, un seul tirage entre dans la régression identiquement pour toutes les périodes.

## CHAPITRE 2 : Tests de Diagnostic

La démarche se fera en trois étapes qui incluent le Test de stationnarité, le Test de corrélation (coïntégration) et le Test de causalité.

### 2.1 Test de stationnarité

La plupart des variables économiques présentent des tendances fortes, comme le PIB, le niveau général des prix, etc. Celles-ci ne sont pas stationnaires, et il n'est donc pas possible de les analyser avec la plupart des techniques économétriques sans générer beaucoup de problèmes (Greene, W. 2011). En outre, il sera nécessaire d'effectuer des tests de stationnarité sur toutes les variables afin pour s'assurer ainsi régresser l'inégalité des richesses (variables expliquées, dépendantes) sur le lien entre le rendement du capital  $r$  avec sa croissance  $\otimes$  et la croissance économique  $g$  et sa croissance ( $G$ ). Ces dernières représentant l'ensemble de variables explicatives, indépendantes (Fuest, Peichl et Waldenström, 2015).

Une série chronologique est stationnaire si elle est la réalisation d'un processus stationnaire. Plus généralement, la série ne comporte aucun facteur évoluant avec le temps.

Pour vérifier la stationnarité des séries, en plus de l'observation de corrélogrammes, il faut pratiquer des tests de stationnarité ou de tests de racine unitaire. Ces tests permettent d'identifier la présence de racine unitaire dans une série temporelle et de vérifier si elle est stationnaire. Plus exactement, nous chercherons à vérifier l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire et que le processus autorégressif est non stationnaire contre l'hypothèse alternative. Parmi les tests qui conviennent à cette fin, nous retenons le test Augmenté Dickey-Fuller (ADF) (Dickey et Fuller, 1981).

Si nous supposons que nos données seront générées par un processus autorégressif vectoriel (VAR) d'ordre  $p$ , le nombre de retards, le cadre du test ADF prévoit trois modèles pour la régression selon les éléments déterministes rajoutés :

Modèle 1. Cas sans constante :  $\Delta y_t = \alpha \Delta y_{t-1} + \beta y_{t-i} + \epsilon_t \quad i=1$

Modèle 2. Cas avec constante :  $\Delta y_t = \mu + \alpha \Delta y_{t-1} + \beta y_{t-i} + \epsilon_t \quad i=1$

Modèle 3. Cas avec constante et tendance:  $\Delta y_t = \mu + \gamma t + \alpha \Delta y_{t-1} + \beta y_{t-i} + \epsilon_t, \quad i=1$

Les paramètres des relations sont estimés par la méthode des moindres carrés (MCO), les résultats obtenus permettent de calculer la statistique du test afin de déterminer s'il faut rejeter l'hypothèse nulle de la non-stationnarité. Dans les trois cas, il revient de vérifier les hypothèses :

$H_0 : p = 0 \rightarrow$  les données ne sont pas stationnaires

$H_1 : p < 0 \rightarrow$  les données sont stationnaires.

Les tests sur les variables peuvent être menés en niveau et en différence dans la régression :

$$\Delta y_t = \beta_0 + pY_{t-1} + \beta_1\Delta Y_{t-1} + \beta_2\Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_i\Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Si la valeur de  $p$  est inférieure ou égale au niveau de signification (1% ou 5%) ou si la statistique de test est inférieure ou égale à la valeur critique, la décision est de rejeter l'hypothèse nulle, ce qui signifie que les données sont stationnaires.

Si la valeur de  $p$  est supérieure au niveau de signification (1% ou 5%) ou si la statistique de test est supérieure à la valeur critique, la décision est de ne pas rejeter l'hypothèse nulle, ce qui signifie que les données ne sont pas stationnaires.

La recommandation de l'analyse est de procéder à une première différenciation pour essayer de rendre les données stationnaires. Cependant, l'originalité du test réside dans le choix du nombre de retards du modèle VAR «  $p$  ».

Si le nombre de retards est faible, le test risque d'être biaisé et s'il est trop important, le test sera alors moins puissant. Plusieurs méthodes peuvent être utilisées pour optimiser le nombre de retards, nous retenons le critère d'information d' Akaike (1974):  $Aic = -2 \log(l/T) + 2(k/T)$  Où  $l$  est le logarithme de la fonction de vraisemblance,  $k$  est le nombre de paramètres de la fonction et  $T$  le nombre d'observations.

Akaike (1974) propose de minimiser la valeur du critère en considérant des retards séquentiels après avoir estimé plusieurs relations du modèle. L' AIC peut être un excellent compromis entre le biais (qui diminue avec le nombre de paramètres) et la puissance du test (avec le plus petit nombre de paramètres possible). Dans le cadre de ce travail, c'est l'ordre d'intégration  $I(\cdot)$  de la série qui nous intéresse tout particulièrement.

En effet, une série  $y_t$  est : intégrée d'ordre 0,  $I(0)$ , si  $Y_t$  est dite **intégrée d'ordre 1**, notée  $I(1)$ , parce que prendre la différence première permet d'obtenir un processus stationnaire. Une série non stationnaire est intégrée d'ordre  $d$  notée  $I(d)$ , si elle devient stationnaire après avoir été différenciée  $d$  fois (Greene, W. 2011). Bref, un test sur l'intégration cherche à trouver le nombre de différenciations nécessaires à une variable pour qu'elle soit stationnaire. (Smith et Fuertes, 2010).

## 2.2 Test de corrélation (coïntégration)

La deuxième étape consiste à effectuer un test de coïntégration pour vérifier s'il existe une relation (une combinaison linéaire) de long terme entre les variables non stationnaires, la coïntégration implique un comportement semblable dans le temps et ne peut durablement diverger.

Deux conditions doivent être réunies : Premièrement, les variables doivent être non stationnaires et intégrées du même ordre et deuxièmement, il doit exister la présence d'une relation d'équilibre entre des variables est testée formellement à l'aide de procédures statistiques.

Supposons que  $X_t$  et  $Y_t$  soient des séries intégrées d'ordre un. Si, pour un certain paramètre  $\theta$ ,  $Y_t - \theta X_t$  est intégrée d'ordre zéro,  $X_t$  et  $Y_t$  sont dites coïntégrées. Le paramètre de  $\theta$  est appelé coefficient de coïntégration ou coefficient coïntégrant.

Si  $X_t$  et  $Y_t$  sont coïntégrées, elles comportent une tendance stochastique commune. Dans ce cas, calculer la différence  $Y_t - \theta X_t$  permet d'éliminer cette tendance stochastique commune.

Les hypothèses du test de coïntégration en données de Panel sont :

$H_0$  : « Aucune coïntégration de données de panel parmi les variables ».

$H_1$  : « Présence de coïntégration de données de panel parmi les variables ».

Les tests de Pedroni (Engle-Granger) et les tests de Kao (Engle-Granger) seront effectués via Eviews dans cette étude pour vérifier l'hypothèse nulle de non-coïntégration.

Si  $\theta$  est connu, les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller et de DF-MCG peuvent être utilisés pour tester l'hypothèse nulle de non-cointégration. Les hypothèses du test sont :

H0 : « Il existe au plus  $r$  vecteurs de cointégration ».

H1 : « Il existe au moins  $r$  vecteurs de cointégration ».

### 2.3 Test de causalité

C'est l'étape la plus importante dans la présente démarche puisque la relation de causalité peut néanmoins nous indiquer des informations sur l'antériorité des événements entre les deux variables, le taux de rendement du capital ( $r$ ) et la croissance économique ( $g$ ).

Deux principes essentiels doivent être vérifiés dans toute relation causale. Il s'agit du principe d'antériorité, la cause précède l'effet et en second lieu, la série causale contient de l'information sur l'effet, qui n'est contenue dans aucune autre série, au sens de la distribution conditionnelle.

Le test classique, à cet effet, est celui de Granger (1980), le théorème repose sur la valeur des prévisions des variables à partir du passé.

Supposer que la variable  $Y_t$  cause  $X_t$  veut dire que la prédictibilité de  $X_t$  est améliorée lorsque l'information relative à  $Y_t$  est incorporée dans l'analyse. En d'autres termes, une série cause une autre, si la connaissance du passé de la première améliore la prévision de la seconde selon Bourbonnais (2002).

Le fondement de la définition de Granger est la relation dynamique entre les variables, elle est énoncée en termes d'amélioration de la prédictibilité d'une variable. Il paraît très utile de préciser que c'est le concept de causalité selon la définition de Granger qui sera adopté et testé dans ce travail.

Le test de non-causalité de Granger offre une statistique de Fisher traditionnelle permettant de vérifier sous l'hypothèse nulle qu'un ensemble de paramètres du modèle VAR est nul.

## CHAPITRE 3 : Tests de Robustesse

### 3.1 Test de normalité des erreurs

La non-normalité peut être un problème difficile en économétrie. Si les perturbations ne sont pas distribuées normalement, alors l'estimateur est non-convergent. Bref, on veut vérifier les hypothèses de normalité des erreurs de notre modèle. Les hypothèses sont les suivantes :

Ho : <<Les erreurs suivent une loi normale>>

H1 : <<Les erreurs ne suivent pas une loi normale>>

Pour ce faire, on va utiliser le test de *Bera et Jarque* (Greene, W. 2011). Par la suite, on pourra comparer la p-value du test à un risque  $\alpha = 5\%$ .

Si p-value est inférieur à 5%, l'hypothèse nulle sera rejetée et les erreurs ne suivent pas une loi normale.

Si p-value est supérieur à 5%, l'hypothèse nulle sera acceptée et les erreurs suivent une loi normale.

### 3.2 Test d'homoscédasticité des erreurs

La seule hypothèse concernant le terme résiduel  $\mu_t$  porte sur sa distribution conditionnellement à  $X_i$ , supposée de moyenne nulle (première hypothèse des moindres carrés). Si de plus, la variance de cette distribution conditionnelle est indépendante de  $X_i$ , alors le terme d'erreur est appelé homoscédastique. Dans le cas contraire, le terme d'erreur est hétéroscédastique (Watson et Stock, 2012).

Bref dans une homoscédasticité, les erreurs aient une variance constante. En outre les hypothèses sont les suivantes :

Ho : <<Il y a homoscédasticité des erreurs>>

H1 : <<il n'y a pas homoscédasticité des erreurs>>

## CHAPITRE 4 : Résultats empiriques et Discussion

### 4.1 Résultats

Les résultats sont présentés dans les tableaux 2 à 8. La toute première étape de ce processus méthodologique était de différencier les séries stationnaires des non-stationnaires et de rendre stationnaires les dernières avant de commencer tout autre test probant ; Car il n'est pas toujours recommandé d'analyser des séries non-stationnaires. Le risque est d'avoir des données fallacieuses ne permettant pas d'analyser adéquatement.

Grâce au logiciel Eviews, il a été simple d'utiliser le test de Dickey Fuller pour vérifier la stationnarité des séries.

Le tableau 3 présente la p-value du test Dickey Fuller augmenté ou test ADF. Pour savoir s'il faut effectuer une 1ere ou 2eme différence, on doit comparer la statistique de test à la valeur critique ou la valeur p à notre niveau de signification (niveau de signification habituellement utilisée est de 0.05)

L'hypothèse nulle  $H_0$  : est que les données ne sont pas stationnaires. Dans le cas du Canada, La série topw1% (top riche) présente une valeur de p (0,3088) supérieure au niveau de signification (0,05), ce qui implique de ne pas rejeter l'hypothèse nulle. Conclusion la série topw1% (top riche) n'est pas stationnaire.

La série topw10-1% (9% riche) présente une valeur de p (0,2606) supérieure au niveau de signification (0,05), ce qui implique de ne pas rejeter l'hypothèse nulle. Conclusion la série topw10-1% (9% riche) n'est pas stationnaire.

La série botw90% (reste de la population) présente également une valeur de p supérieure au niveau de signification (0,05), ce qui implique de ne pas rejeter l'hypothèse nulle. Conclusion la série botw90% (reste de la population) n'est pas stationnaire.

Les variables explicatives n'étaient également pas stationnaires (voir Annex 2) et ont nécessité une différenciation avant 'être stationnaires.

Le tableau 2 ci-dessous présente le récapitulatif des séries impliquées dans cette étude. Seules les séries de la croissance du développement financier (CrFindev) et de la croissance du revenu

national étaient d'office stationnaires peu importe au Canada ou aux Etats-Unis. Toutes les autres variables ont dû être intégrées d'ordre 1 afin de devenir stationnaires. Par contre le rendement du capital aux Etats-Unis a dû être intégré d'ordre 2 avant de devenir stationnaires.

Tableau 2 : Récapitulatif des résultats du Test de Stationnarité

<b>Variables\Pays</b>	<b>Canada</b>	<b>Etats-Unis</b>
Topw1%	I (1)	I (1)
Topw9%	I (1)	I (1)
Botw90%	I (1)	I (1)
Findev (r)	I (1)	I (2)
Crfindev ®	Stationnaire	Stationnaire
Revnat (g)	I (1)	I (1)
Crrevnat (G)	Stationnaire	Stationnaire

Une fois, les différentes variables stationnalisées, il était important de vérifier s'il existait une certaine corrélation entre elles.

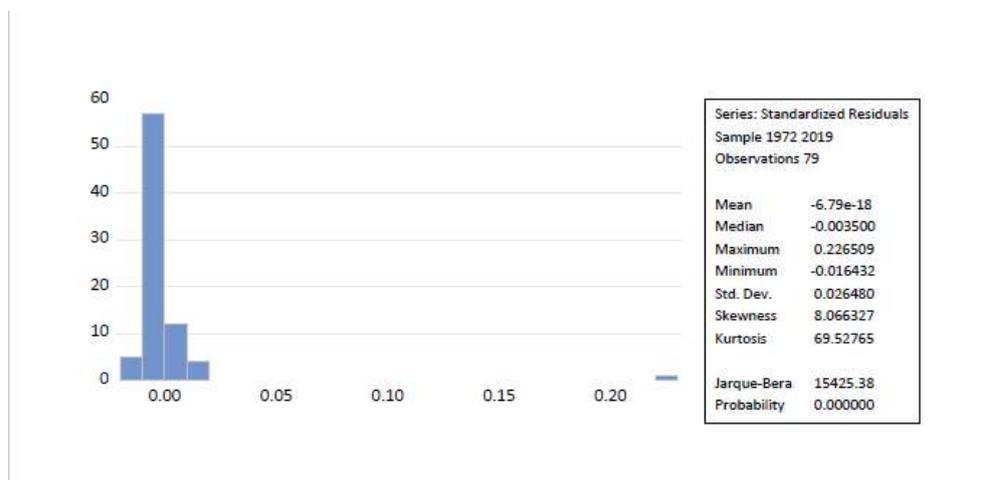
Tableau récapitulatif des tests de cointégration en données de Panel pour le Canada et les Etats-Unis

<b>Variables explicatives \Variables expliquées</b>	<b>Lnfindev (r)</b>	<b>LnPIB = LnRev (g)</b>
Dtopw1%	Corrélés	Non corrélés
Dtopw9%	Non corrélés	Non corrélés
Dbotw90%	Non corrélés	Non corrélés

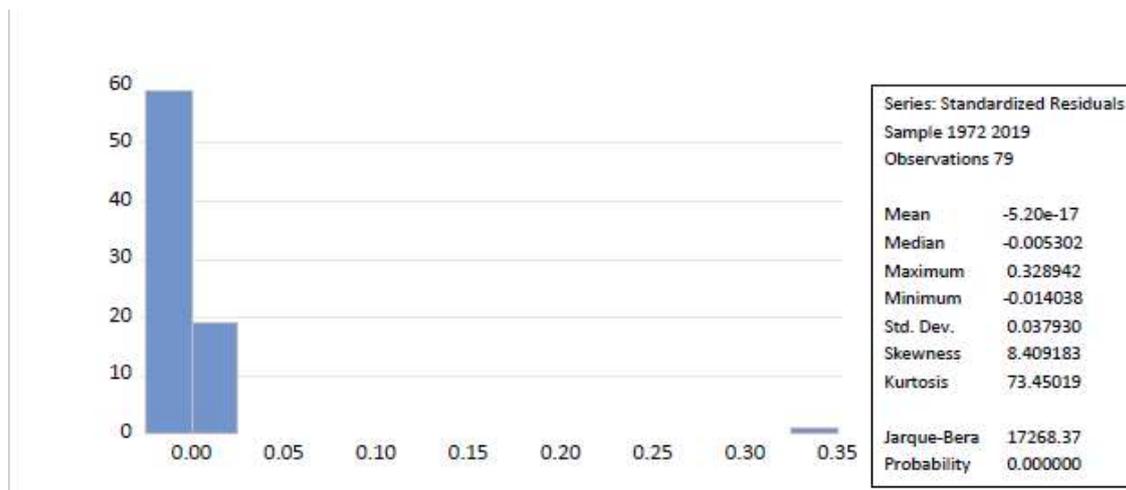
Les tests de robustesse ont été effectués afin de vérifier l'intégrité de notre modèle. Deux tests ont été effectués : celui de la normalité et de l'homoscédascité. Le test de Bera et Jarque a été choisi pour vérifier cela.

L'histogramme ci-dessous présente la distribution des résidus pour les données de panel au Canada et aux Etats-Unis du rendement sur le capital et de sa croissance ainsi que de la croissance économique et sa croissance sur la portion représentant l'inégalité de richesse

dtopw1% (top riche). On voit que la valeur p (0,000) est inférieure au niveau de signification (0,05), ce qui implique que l'on rejette l'hypothèse nulle et le terme des résidus présente une distribution normale.

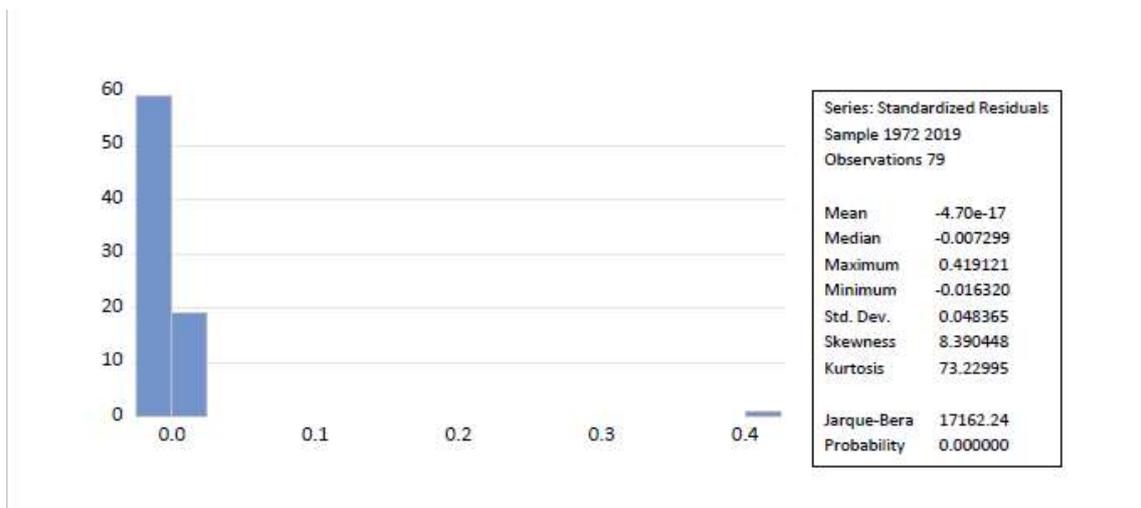


Il en est de même pour le terme des résidus pour les données de panel au Canada et aux Etats-Unis du rendement sur le capital et de sa croissance ainsi que de la croissance économique et son accroissement sur la portion représentant l'inégalité de richesse dtopw9% (10-1% suivant les plus riches).



Et finalement pour le terme des résidus pour les données de panel au Canada et aux Etats-Unis du rendement sur le capital et de sa croissance ainsi que de la croissance économique et son accroissement sur la portion représentant l'inégalité de richesse dbotw90% (reste de la

population), l'histogramme ci-dessous présente une distribution normale avec une très forte inclinaison vers la gauche.



En ce qui concerne finalement les tests proprement dits de causalité de Granger afin de voir s'il y a un impact significatif entre le rendement sur le capital et l'inégalité des richesses au Canada et aux Etats-Unis. Le test de Granger a fourni les résultats suivants :

Tableau 7 : Test de causalité entre le rendement du capital  $r$  et les variables expliquées – Canada- Etats-Unis

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 04/20/23 Time: 20:28			
Sample: 1971 2019			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DTOPW1 does not Granger Cause LNFINDEV LNFINDEV does not Granger Cause DTOPW1	90	1.05703 1.50874	0.3833 0.2074
DTOPW9 does not Granger Cause LNFINDEV LNFINDEV does not Granger Cause DTOPW9	90	0.87056 0.84305	0.4853 0.5019
DBOTW90 does not Granger Cause LNFINDEV LNFINDEV does not Granger Cause DBOTW90	90	0.78008 0.83858	0.5414 0.5047
DTOPW9 does not Granger Cause DTOPW1 DTOPW1 does not Granger Cause DTOPW9	90	0.04611 0.07655	0.9959 0.9892
DBOTW90 does not Granger Cause DTOPW1 DTOPW1 does not Granger Cause DBOTW90	90	0.09362 0.08256	0.9842 0.9875
DBOTW90 does not Granger Cause DTOPW9 DTOPW9 does not Granger Cause DBOTW90	90	0.02013 0.07082	0.9992 0.9907

Le tableau ci-dessus ne montre aucune causalité significative entre le rendement sur le capital (représenté par le lnFindev) et les différentes inégalités de richesse. Les valeurs de p sont toutes supérieures au niveau de signification (0,05) par conséquent, l'hypothèse d'une certaine causalité entre les variables est rejetée en ce qui concerne  $r$ .

Il en est de même avec le test de causalité entre la croissance économique et les différentes inégalités de richesse tel que le montre le tableau ci-dessous:

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 04/20/23 Time: 20:36			
Sample: 1971 2019			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DTOPW9 does not Granger Cause DTOPW1 DTOPW1 does not Granger Cause DTOPW9	90	0.04611 0.07655	0.9959 0.9892
DBOTW90 does not Granger Cause DTOPW1 DTOPW1 does not Granger Cause DBOTW90	90	0.09362 0.08256	0.9842 0.9875
LN_PIB_P does not Granger Cause DTOPW1 DTOPW1 does not Granger Cause LN_PIB_P	90	0.76584 1.09876	0.5505 0.3629
DBOTW90 does not Granger Cause DTOPW9 DTOPW9 does not Granger Cause DBOTW90	90	0.02013 0.07082	0.9992 0.9907
LN_PIB_P does not Granger Cause DTOPW9 DTOPW9 does not Granger Cause LN_PIB_P	90	0.43204 1.00592	0.7851 0.4094
LN_PIB_P does not Granger Cause DBOTW90 DBOTW90 does not Granger Cause LN_PIB_P	90	0.62240 0.76698	0.6478 0.5498

## 4.2 Discussion

Au vu des résultats obtenus, plusieurs pistes de réflexion sont encore envisageables sur le modèle de Piketty. Normalement, tel que le mentionne (Fuest, Peichl et Waldenström, 2015) et selon les hypothèses de Piketty, on n'aurait pensé de front qu'une augmentation du rendement sur le capital accroîtrait la distribution du topw1% et diminuerait celle du reste de la population (botw90%).

Les résultats obtenus via les tests de cointégration et tests de causalité ne sont pas significatifs et ne vont pas vers ce sens. On a obtenu seulement une certaine corrélation entre le rendement sur le capital et la distribution de richesse pour les topw1% (top riches), mais aucune corrélation significative avec le reste de la population. Est-ce que parce que on a été exposé au défi de travailler avec des données de panel non cylindrées (données issues de sources fiables, mais non assez longues et constantes) ? est-ce qu'il existe un facteur non observé qui affecte nos variables et qu'un test supplémentaire pourrait être envisageable et éclairerait sur la dynamique de l'ensemble des résultats obtenus ?

Par ailleurs, la littérature a également émis l'hypothèse qu'une croissance économique accroîtrait la distribution de richesse pour le reste de la population et rabaisserait celle du topw1% (top riches). Les tests de causalité ne montrent aucun résultat s'alignant dans ce sens.

Hormis de potentiels faiblesses des données, car le modèle et sa spécification sont quand même fiables. On a un exemple ici qui ne permet pas d'attester hors de tout doute l'hypothèse de Piketty. Étant donné les problèmes considérables pour mesurer les données à la source dans chaque pays sans nécessairement passer par une institution internationale sérieuse qui n'a pas toujours une mise à jour des données en temps et lieu.

La disponibilité des données et la spécification statistique ont encore besoin d'efforts avant que l'on puisse conclure sur de longues et stables relations entre nos variables à l'étude (Fuest, Peichl et Waldenström, 2015)

## CHAPITRE 5 : La Portée et les Limites du Lien $(r) - (g)$

Cette macro-fondation de la micro-économie n'est pas entièrement convaincante et que l'on peut interpréter les faits décrits par Thomas Piketty par une causalité différente où ce sont des contraintes extra-économiques et la rente de rareté qui expliquent la dynamique des inégalités de richesse d'où la relation  $(r) > (g)$ .

Cela a pratiquement toujours été le cas dans l'histoire, alors il est presque inévitable que les patrimoines hérités dominent les patrimoines constitués et que la concentration du capital atteigne des niveaux extrêmement élevés. Piketty cherche ainsi des fondements macroéconomiques  $(r) > (g)$  aux inégalités, alors que les explications habituelles sont d'ordre micro-économiques.

Selon Gaffard, 2015, la théorie de Piketty sur le lien  $r-g$  est excessivement simpliste et présente quelques faiblesses :

-Premièrement, le taux de croissance de l'économie est considéré comme exogène, ce qui implique d'ignorer a priori l'influence que pourraient exercer la répartition sur ce taux de croissance et plus généralement les institutions commandant cette répartition. Par contre, dans la démarche de Harrod (1938) pour qui, non seulement, le taux de croissance est une variable endogène, mais, dans la formulation originelle, différente de celle retenue par la plupart des commentateurs ultérieurs, ce taux de croissance dépend, non du rapport du capital au revenu figurant une propriété technique reflétée dans une fonction de production à facteurs complémentaires, mais du rapport de l'investissement à la variation du revenu qui figure une fonction de comportement, certes élémentaire, en l'occurrence une fonction d'investissement (Gaffard, 2015). Ce taux de croissance ne peut que varier au cours du temps, non pas seulement en réaction à des changements démographiques ou de technologie, mais du fait des ajustements de comportement d'investissement des entreprises en réaction aux erreurs d'anticipations qu'elles ont commises, sans d'ailleurs que l'économie soit en situation d'instabilité globale (Gaffard, 2015).

-Deuxièmement, le capital est un agrégat constitué de l'ensemble des richesses. Aucune distinction n'est faite entre un capital productif et un capital improductif. Capital et patrimoine

sont confondus. Par conséquent, aucune distinction n'est faite entre profits et rentes. Le profit est défini de manière extensive, incluant la rente de monopole, la rente foncière, les loyers ou les droits de propriété intellectuelle, tout en retenant la définition théorique d'un taux de rendement du capital qui serait égal à la productivité marginale du capital (Gaffard, 2015).

En outre, il serait, pertinent de se questionner, non pas sur l'existence de l'écart entre  $(r)$  et  $(g)$ , mais sur sa dimension. Selon Gaffard, quand cet écart devient relativement important, il pose un problème. En effet, les achats d'actifs sur les marchés secondaires ou les achats de biens de luxe, en conséquence, prennent le pas sur les dépenses productives (Gaffard, 2015).

Si l'on compare des régimes réguliers de croissance, il apparaît qu'une augmentation du taux de rendement du capital pour un taux de croissance donné qui lui est déjà inférieur signifie une diminution du taux de salaire et de la productivité du travail et, corrélativement, une hausse de la consommation à partir des profits.

## Conclusion

Notre question et nos hypothèses de recherches ont pu être testées, mais pas toutes répondues.

Avec notre régression multiple et nos données en panel non cylindrée (car certaines variables ne présentaient pas toutes les données, tel fut le cas pour la distribution de richesse au Canada entre 1971 et 1995 à partir de notre source de données. Nous avons cependant pu valider l'existence de certaines relations entre certaines variables.

Il est à retenir que notre recherche n'a pas pu dégager sans équivoque l'hypothèse émise par Piketty en ce qui concerne la relation entre le rendement sur le capital et la croissance économique est l'inégalité des richesses au Canada et aux Etats-Unis.

Une des limites de notre recherche est de ne pas avoir intégré les données récentes pendant la pandémie de la COVID. Plusieurs mesures de soutien fiscales et sociales ont été prises par les différents gouvernement pour aider pendant la pandémie, supporter les couches sociales les plus démunies et réduire le coût des pertes de revenu et de patrimoine qu'il y a eu. Du constat empirique général les inégalités se sont renforcées avec les effets de la pandémie et de l'inflation économique qui en a suivi.

En outre, une autre limite de cette étude a été de trouver une base de données très étalées dans le temps étant disponibles, stables et consistantes d'un pays à un autre.

Dans une prochaine recherche, il serait judicieux de se pencher sur cette période et voir si cela vient conforter les résultats trouvés et les recherches de Piketty. Par ailleurs, d'approfondir d'autres recherches toujours portées sur la redistribution des richesses et l'impact du rendement du capital dans une société de plus en plus immergée par l'innovation technologique (l'intelligence artificielle).

En conclusion, on peut affirmer que l'on n'a pas dénoté, au travers de nos tests, des résultats significatifs présentant un impact du lien rendement du capital et croissance économique sur l'accroissement des inégalités de richesse. Fuest, Peichl et Waldenström (2015) l'ont mentionné déjà, parlant d'environ 50% des études confirment infirment les hypothèses de Piketty.

## BIBLIOGRAPHIE

- Acemoglu, D. et Robinson, J. (2006). *Economic Origins of Dictatorship and Democracy*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Alvaredo, F., A.B. Atkinson, T. Piketty et Emmanuel Saez (2014). La base de données des meilleurs revenus mondiaux.
- Andergassen R., Nardini F., Ricottilli M. (2009) Innovation and growth through local and global interaction. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.33, pp.1779-1795.
- Bae, S. H., et Yoo, K. (2015). Economic modeling of innovation in the creative industries and its implications. *Technological Forecasting and Social Change*, Vol.96, pp.101–110.
- Benhabib, J. et Bisin, A. (2016) “Skewed Wealth Distributions: Theory and Empirics,” *National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper* no. 21924.
- Chawla, R.J., (1990) L'emploi et le revenu en perspective. *no 75-001-XPF au catalogue de Statistique Canada*, Vol. 2, no 1.
- Fuest, C., Peichl, A., & Waldenström, D. (2015). Piketty’s r-g model: Wealth inequality and tax policy, *CESifo Forum* Vol. 16, No. 1, pp. 3-10.
- Gaffard, J. (2015). Capital, richesse et croissance: De la recherche empirique aux éclairages théoriques. *Revue de l'OFCE*, Vol. 137, pp. 57-82.  
<https://doi.org/10.3917/reof.137.0057>
- García-Peñalosa, C. (2017). Les inégalités dans les modèles macroéconomiques. *Revue de l'OFCE*, Vol.153, pp. 105-131. <https://doi.org/10.3917/reof.153.0105>
- Gotteland, D., Haon, C., et Boulé, J.-M. (2017). L’innovation: de l’idée au lancement.
- Greene, W. (2011) *Économétrie : 7ème édition*. Éditeur Pearson (ERPI).
- Jaumotte, F., et N. Pain (2005). « Innovation in the Business Sector », document de travail no 459, Département des Affaires économiques, Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE).
- Jean Michel Huet et al. (2013). L’innovation inversée. *Journal Entrepreneurship* January
- Kempf, H., (2008). Inégalité, redistribution et politiques publiques. *Idées économiques*

- et sociales, Vol. 151, pp.26-32.
- Krugman, P., (2014). Why We're in a New Gilded Age ? *The New York Review of Books*, pp.1-11.
- Krugman, P., (2007). The Conscience of a Liberal. Publisher W.W. Norton & Company, 296 pp.
- Krusell, P., & Smith Jr, A. A. (2015). Is Piketty's "Second Law of Capitalism" Fundamental ? *Journal of Political Economy*, Vol.123, No. 4, pp.725-748.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economical review*, Vol. XLV, No.1
- Madsen, J. (2017). Is inequality increasing in r-g? Piketty's principle of capitalist economics and the dynamics of inequality in Britain, *Centre for Applied Macroeconomic Analysis (CAMA)*, pp.1210-2013.
- Mankiw, N. G. (2015). Yes,  $r > g$ . So what? *American Economic Review*, Vol. 105, No. 5, pp.43-47.
- Mansfield, E. (1972). Contribution of R&D to economic growth in the United States. *Science*, Vol 175, pp. 477-486.
- Manuel d'Oslo, 1992. La mesure des activités scientifiques et technologiques. Principes directeurs proposés pour le recueil et l'interprétation des données sur l'innovation technologique.
- Maradana, R.P., Pradhan, R.P., Dash, S. et al. (2017) Does innovation promote economic growth? Evidence from European countries. *Journal of Innovation and Entrepreneurship*, Vol.6, No.1.
- Nadiri, M. I. (1993). Innovations and technological spillovers. *National Bureau of Economic Research (NBER)*, Cambridge.
- Assielou, N.G. (2008). Évaluation des processus d'innovation. *Institut National Polytechnique de Lorraine*.
- Pierre Harvey (1955) Automation et progrès technique. *Actualité Économique*, Vol. 31, No 3.
- Piketty T. et E. Saez (2014). Inequality in the long run. *Science*, Vol. 344, No. 6186, pp.838-844.
- Piketty T. (2015). About Capital in the 21st Century. *American Economic Review*, Vol.

- 105, No. 5, pp.48-53.
- Piketty T. (2013). *Le Capital au XXIe siècle*. Éditions du Seuil, 970p.
- Piketty T. and G. Zucman (2014), Capital is Back: Wealth-Income Ratios in Rich Countries, 1700-2010, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, pp. 1255-1310.
- Piketty T. et E. Saez (2006). The Evolution of Top Incomes: A Historical and International Perspective. *American Economic Review*, Vol. 96, No. 2, pp. 200-205.
- Piketty T. et E. Saez (2003). Income inequality in United States 1913-1998. *The quarterly journal of economics*, Vol. CXVIII, No. 1, pp. 1-39.
- \*Piketty T. (2015). Putting Distribution Back at the Center of Economics: Reflections on Capital in the Twenty-First Century. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 29, No.1, Winter 2015, pp. 67–88.
- Piketty T. (2005). Top income shares in the long run: An overview. *Journal of the European economic association*, Vol. 3-4, No. 3, pp. 1-11.
- Randall Morck et Bernard Yeung. 2001. Les déterminants économiques de l'innovation, Randall Morck, Université de l'Alberta, et Bernard Yeung, Université de New York, dans le cadre d'un contrat avec Industrie Canada.
- Roine, J., Vlachos, J., & Waldenström, D. (2009). The long-run determinants of inequality: What can we learn from top income data? *Journal of public economics*, Vol. 93, No. 7-8, pp. 974-988.
- Saez, E. and G. Zucman (2014), Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data, NBER Working Paper 20625.
- Santacreu, A. M. (2015). Innovation, diffusion, and trade: Theory and measurement. *Journal of Monetary Economics*, Vol.75, pp.1-20.
- Schumpeter, J.A. (1911). *Théorie de l'évolution économique, recherche sur le profit, l'intérêt et le cycle de la conjecture*, Cambridge, Harvard University Press.
- Schmookler J., (1966). *Invention and economic growth*, Cambridge Mass., Harvard University Press.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, Vol.70(1), pp.65-94.
- Statistique Canada. (2022) Tableau 11-10-0134-01 Coefficients de Gini du revenu ajusté du marché, total et après impôt.

Therrien, P., et Hanel, P. (2010). L'innovation et la productivité dans les établissements manufacturiers canadiens. Les recherches en politique commerciale, dynamique des exportateurs et productivité, pp.113.

## ANNEXES

### ANNEXE 1 : Tableaux

Tableau 1 : Description des variables et source des données

<b>Variables dépendantes (expliquées)</b>	<b>Définition</b>	<b>Unité de mesure</b>	<b>Source</b>
Gini	L'indice ou coefficient de Gini est un indicateur synthétique permettant de rendre compte du niveau d'inégalité pour une variable et sur une population donnée. Il varie entre 0 (égalité parfaite) et 1 (inégalité extrême).	Nombre	WID
Topw1	Part de la richesse totale gagnée par ceux qui ont le top 1 % du patrimoine les plus élevés (P99–100).	Dollar \$ année de base : 2019	WID
Topw9	Part de richesse des 10% les plus riches moins part des 1% les plus riches ; ceux qui ont le top 9 % du patrimoine les plus élevés (P90-99).	Dollar \$ année de base : 2019	WID
Botw90	Part de richesse des neuf déciles inférieurs de l'ensemble de la répartition des richesses ; ceux qui détiennent le reste de 90% du patrimoine le plus bas (P0-90).	Dollar \$ année de base : 2019	WID
<b>Variables Indépendantes (explicatives)</b>	<b>Définition</b>	<b>Unité de mesure</b>	<b>Source</b>
Findev	Développement Financier : Capitalisation totale en la somme des dépôts bancaires et de la capitalisation boursière.	Dollar \$ année de base : 2019	WID
DptBc	Dépôts bancaires : Part du commerce et de l'épargne dépôts bancaires dans le PIB.	Dollar \$ année de base : 2019	WID
CapB	Capitalisation boursière : Valeur du marché des actions divisé par le PIB.	Dollar \$ année de base : 2019	WID
Cr. Findev	Croissance du développement financier par rapport à l'année précédente.	%	WID
PIB/h	Produit Intérieur Brut par habitant.	Nombre	WID
CrY	Croissance du Produit Intérieur Brut par habitant.	%	WID

<b>Variabes de Contrôle (explicatives)</b>	<b>Définition</b>	<b>Unité de mesure</b>	<b>Source</b>
Topy1	Part de revenu total gagné par ceux qui ont le top 1 % des revenus les plus élevés (P99–100).	Dollar \$ année de base : 2019	WID
Topy9	Part de ceux qui ont le top 9 % des revenus les plus élevés (P90-99).	Dollar \$ année de base : 2019	WID
Boty90	Part de revenu des neuf déciles inférieurs de l'ensemble de la répartition des revenus ; ceux qui détiennent le reste de 90% des revenus les plus bas (P0-90).	Dollar \$ année de base : 2019	WID
TradeOp (% du PIB)	Ouverture commerciale : Importations plus exportations divisées par PIB.	% du PIB	OECD
DepGouv (% du PIB)	Dépenses totales du Gouvernement central.	% du PIB	OECD
TaxMarg	Taux d'imposition marginaux les plus élevés.	%	OECD
Pop	Population.	Nombre	WID

Tableau 2 : Test de Stationnarité

<b>Variabes\Pays</b>	<b>Canada</b>	<b>Etats-Unis</b>
Topw1%	I (1)	I (1)
Topw9%	I (1)	I (1)
Botw90%	I (1)	I (1)
Findev ( <i>r</i> )	I (1)	I (2)
Crfindv ®	Stationnaire	Stationnaire
Revnat ( <i>g</i> )	I (1)	I (1)
Crrevnat ( <i>G</i> )	Stationnaire	Stationnaire

Tableau 3 : Tests de Stationnarité – Canada

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on TOPW1__CAN					Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on TOPW9__CAN					Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(BOTW90__CAN)				
Null Hypothesis: TOPW1__CAN has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)					Null Hypothesis: TOPW9__CAN has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)					Null Hypothesis: D(BOTW90__CAN) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=5)				
			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(TOPW1__CAN) Method: Least Squares Date: 07/25/22 Time: 20:59 Sample (adjusted): 1996 2019 Included observations: 24 after adjustments					Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(TOPW9__CAN) Method: Least Squares Date: 07/25/22 Time: 21:03 Sample (adjusted): 1996 2019 Included observations: 24 after adjustments					Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(BOTW90__CAN,2) Method: Least Squares Date: 07/25/22 Time: 21:09 Sample (adjusted): 1997 2019 Included observations: 23 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TOPW1__CAN(-1)	-0.438534	0.172796	-2.537868	0.0191	TOPW9__CAN(-1)	-0.501466	0.188654	-2.658129	0.0147	D(BOTW90__CAN(-1))	-1.174545	0.215311	-5.455111	0.0000
C	0.102460	0.039169	2.615868	0.0161	C	0.169600	0.063973	2.651138	0.0149	C	-0.000517	0.000577	-0.895264	0.3808
@TREND("1971")	0.000128	0.000123	1.039457	0.3104	@TREND("1971")	-3.28E-05	2.96E-05	-1.106938	0.2808					
R-squared	0.254824	Mean dependent var	0.000537		R-squared	0.255567	Mean dependent var	-8.33E-05		R-squared	0.586274	Mean dependent var	6.52E-05	
Adjusted R-squared	0.183855	S.D. dependent var	0.003465		Adjusted R-squared	0.184669	S.D. dependent var	0.000939		Adjusted R-squared	0.566573	S.D. dependent var	0.004134	
S.E. of regression	0.003130	Akaike info criterion	-8.578856		S.E. of regression	0.000848	Akaike info criterion	-11.19151		S.E. of regression	0.002722	Akaike info criterion	-8.892304	
Sum squared resid	0.000206	Schwarz criterion	-8.431599		Sum squared resid	1.51E-05	Schwarz criterion	-11.04426		Sum squared resid	0.000156	Schwarz criterion	-8.793566	
Log likelihood	105.9463	Hannan-Quinn criter.	-8.539789		Log likelihood	137.2982	Hannan-Quinn criter.	-11.15245		Log likelihood	104.2615	Hannan-Quinn criter.	-8.867472	
F-statistic	3.590637	Durbin-Watson stat	2.075171		F-statistic	3.604702	Durbin-Watson stat	2.068073		F-statistic	29.75824	Durbin-Watson stat	2.069447	
Prob(F-statistic)	0.045574				Prob(F-statistic)	0.045099				Prob(F-statistic)	0.000021			

Tableau 4 : Tests de Stationnarité – États-Unis

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(TOPW1\_\_USA)

Null Hypothesis: D(TOPW1__USA) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.114740	0.0001
Test critical values:				
	1% level		-3.577723	
	5% level		-2.925169	
	10% level		-2.600658	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TOPW1__USA,2)				
Method: Least Squares				
Date: 07/25/22 Time: 20:55				
Sample (adjusted): 1973 2019				
Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TOPW1__USA(-1))	-0.733415	0.143392	-5.114740	0.0000
C	0.001264	0.001100	1.149454	0.2564
R-squared	0.367627	Mean dependent var		3.62E-05
Adjusted R-squared	0.353575	S.D. dependent var		0.009152
S.E. of regression	0.007358	Akaike info criterion		-6.944310
Sum squared resid	0.002437	Schwarz criterion		-6.865581
Log likelihood	165.1913	Hannan-Quinn criter.		-6.914684
F-statistic	26.16057	Durbin-Watson stat		2.034175
Prob(F-statistic)	0.000006			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(TOPW9\_\_USA)

Null Hypothesis: D(TOPW9__USA) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.029533	0.0000
Test critical values:				
	1% level		-3.577723	
	5% level		-2.925169	
	10% level		-2.600658	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TOPW9__USA,2)				
Method: Least Squares				
Date: 07/25/22 Time: 21:38				
Sample (adjusted): 1973 2019				
Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TOPW9__USA(-1))	-0.823316	0.136547	-6.029533	0.0000
C	-0.001411	0.000846	-1.668745	0.1021
R-squared	0.446871	Mean dependent var		-0.000283
Adjusted R-squared	0.434579	S.D. dependent var		0.007518
S.E. of regression	0.005653	Akaike info criterion		-7.471469
Sum squared resid	0.001438	Schwarz criterion		-7.392739
Log likelihood	177.5795	Hannan-Quinn criter.		-7.441842
F-statistic	36.35527	Durbin-Watson stat		2.000646
Prob(F-statistic)	0.000000			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(BOTW90\_\_USA)

Null Hypothesis: D(BOTW90__USA) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.632463	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.577723	
	5% level		-2.925169	
	10% level		-2.600658	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(BOTW90__USA,2)				
Method: Least Squares				
Date: 07/25/22 Time: 21:42				
Sample (adjusted): 1973 2019				
Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BOTW90__USA(-1))	-1.101839	0.144362	-7.632463	0.0000
C	-0.000705	0.001284	-0.548746	0.5859
R-squared	0.564184	Mean dependent var		0.000313
Adjusted R-squared	0.554499	S.D. dependent var		0.013119
S.E. of regression	0.008756	Akaike info criterion		-6.596490
Sum squared resid	0.003450	Schwarz criterion		-6.517761
Log likelihood	157.0175	Hannan-Quinn criter.		-6.566864
F-statistic	58.25449	Durbin-Watson stat		1.808131
Prob(F-statistic)	0.000000			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(FIN\_DEV\_\_USA,2)

Null Hypothesis: D(FIN_DEV__USA,2) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.603772	0.0102
Test critical values:	1% level		-3.610453	
	5% level		-2.938987	
	10% level		-2.607932	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(FIN_DEV__USA,3)				
Method: Least Squares				
Date: 07/25/22 Time: 21:47				
Sample (adjusted): 1981 2019				
Included observations: 39 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(FIN_DEV__USA(-1),2)	-11.05769	3.068366	-3.603772	0.0011
D(FIN_DEV__USA(-1),3)	9.253934	3.056362	3.027761	0.0050
D(FIN_DEV__USA(-2),3)	8.286467	2.647886	3.129465	0.0039
D(FIN_DEV__USA(-3),3)	7.836269	2.291355	3.419928	0.0018
D(FIN_DEV__USA(-4),3)	5.461573	1.757020	3.108429	0.0041
D(FIN_DEV__USA(-5),3)	4.606734	1.498774	3.073667	0.0045
D(FIN_DEV__USA(-6),3)	2.240058	0.969237	2.311156	0.0279
D(FIN_DEV__USA(-7),3)	2.667998	0.626554	4.258208	0.0002
C	-2.67E+11	7.11E+11	-0.375949	0.7096
R-squared	0.911635	Mean dependent var		8.22E+11
Adjusted R-squared	0.888070	S.D. dependent var		1.29E+13
S.E. of regression	4.32E+12	Akaike info criterion		61.22715
Sum squared resid	5.61E+26	Schwarz criterion		61.61105
Log likelihood	-1184.929	Hannan-Quinn criter.		61.36489
F-statistic	38.68741	Durbin-Watson stat		2.400946
Prob(F-statistic)	0.000000			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CROIS\_FINDEV\_USA

Null Hypothesis: CROIS_FINDEV_USA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:	1% level	-7.327013	-4.161144	0.0000
	5% level	-4.161144	-3.506374	
	10% level	-3.506374	-3.183002	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CROIS_FINDEV_USA) Method: Least Squares Date: 07/25/22 Time: 21:50 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CROIS_FINDEV_USA(-1)	-1.083047	0.147816	-7.327013	0.0000
C	12.75906	4.206701	3.033034	0.0040
@TREND("1971")	-0.325617	0.143424	-2.270304	0.0280
R-squared	0.544033	Mean dependent var	0.095920	
Adjusted R-squared	0.523768	S.D. dependent var	19.03144	
S.E. of regression	13.13352	Akaike info criterion	8.048674	
Sum squared resid	7762.020	Schwarz criterion	8.165624	
Log likelihood	-190.1682	Hannan-Quinn criter.	8.092870	
F-statistic	26.84567	Durbin-Watson stat	2.022398	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(REV\_\_NATIONAL\_USA)

Null Hypothesis: D(REV__NATIONAL_USA) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:	1% level	-4.780515	-3.577723	0.0003
	5% level	-3.577723	-2.925169	
	10% level	-2.925169	-2.600658	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(REV__NATIONAL_USA,2) Method: Least Squares Date: 07/25/22 Time: 21:53 Sample (adjusted): 1973 2019 Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(REV__NATIONAL_USA(-1)	-0.674028	0.140995	-4.780515	0.0000
C	1.92E+11	5.35E+10	3.595668	0.0008
R-squared	0.336805	Mean dependent var	8.86E+08	
Adjusted R-squared	0.322067	S.D. dependent var	2.95E+11	
S.E. of regression	2.43E+11	Akaike info criterion	55.31333	
Sum squared resid	2.66E+24	Schwarz criterion	55.39206	
Log likelihood	-1297.863	Hannan-Quinn criter.	55.34296	
F-statistic	22.85333	Durbin-Watson stat	1.921247	
Prob(F-statistic)	0.000019			

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on CROIS\_REVNAT\_USA

Null Hypothesis: CROIS_REVNAT_USA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
Test critical values:	1% level	-5.585657	-4.161144	0.0002
	5% level	-4.161144	-3.506374	
	10% level	-3.506374	-3.183002	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CROIS_REVNAT_USA) Method: Least Squares Date: 07/25/22 Time: 21:56 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CROIS_REVNAT_USA(-1)	-0.799285	0.143096	-5.585657	0.0000
C	2.840121	0.845510	3.359064	0.0016
@TREND("1971")	-0.024403	0.025365	-0.962079	0.3412
R-squared	0.410595	Mean dependent var	0.037943	
Adjusted R-squared	0.384399	S.D. dependent var	3.086129	
S.E. of regression	2.421384	Akaike info criterion	4.667017	
Sum squared resid	263.8396	Schwarz criterion	4.783968	
Log likelihood	-109.0084	Hannan-Quinn criter.	4.711213	
F-statistic	15.67407	Durbin-Watson stat	1.772319	
Prob(F-statistic)	0.000007			

Tableau 5 : Test de cointégration données en Panel – topw1%, topw9% et botw90% avec le rendement du capital - Canada-Etats-Unis

Pedroni Residual Cointegration Test  
 Series: DTOPW1 LNFINDEV  
 Date: 04/20/23 Time: 15:42  
 Sample: 1971 2019  
 Included observations: 98  
 Cross-sections included: 2  
 Null Hypothesis: No cointegration  
 Trend assumption: No deterministic trend  
 User-specified lag length: 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)				
	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-0.378320	0.6474	-0.222532	0.5881
Panel rho-Statistic	-10.98331	0.0000	-9.637106	0.0000
Panel PP-Statistic	-7.741804	0.0000	-6.772612	0.0000
Panel ADF-Statistic	-4.694626	0.0000	-3.937124	0.0000

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)		
	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	-8.022016	0.0000
Group PP-Statistic	-7.257416	0.0000
Group ADF-Statistic	-4.054270	0.0000

Cross section specific results

Phillips-Peron results (non-parametric)					
Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs
1	-0.023	0.001111	0.001110	1.00	48
2	0.255	5.04E-05	4.94E-05	4.00	48

Augmented Dickey-Fuller results (parametric)					
Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs
1	-0.043	0.001134	1	--	47
2	0.338	5.07E-05	1	--	47

Pedroni Residual Cointegration Test  
 Series: LNFINDEV DTOPW9  
 Date: 04/20/23 Time: 15:50  
 Sample: 1971 2019  
 Included observations: 98  
 Cross-sections included: 2  
 Null Hypothesis: No cointegration  
 Trend assumption: No deterministic trend  
 User-specified lag length: 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)				
	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-1.271652	0.8983	-1.273132	0.8985
Panel rho-Statistic	1.402565	0.9196	1.409653	0.9207
Panel PP-Statistic	1.997325	0.9771	2.029057	0.9788
Panel ADF-Statistic	2.197138	0.9860	2.191539	0.9858

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)		
	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	2.026577	0.9786
Group PP-Statistic	2.920451	0.9983
Group ADF-Statistic	3.089584	0.9990

Cross section specific results

Phillips-Peron results (non-parametric)					
Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs
1	0.999	0.003182	0.012357	5.00	48
2	0.995	0.010301	0.010159	1.00	48

Augmented Dickey-Fuller results (parametric)					
Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs
1	0.998	0.001489	1	--	47
2	0.993	0.010466	1	--	47

Pedroni Residual Cointegration Test  
 Series: LNFINDEV DBOTW90  
 Date: 04/20/23 Time: 15:52  
 Sample: 1971 2019  
 Included observations: 98  
 Cross-sections included: 2  
 Null Hypothesis: No cointegration  
 Trend assumption: No deterministic trend  
 User-specified lag length: 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)				
	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-1.268315	0.8977	-1.269330	0.8978
Panel rho-Statistic	1.358732	0.9129	1.359509	0.9130
Panel PP-Statistic	1.888842	0.9705	1.902246	0.9714
Panel ADF-Statistic	2.373085	0.9912	2.377675	0.9913

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)		
	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	1.981637	0.9762
Group PP-Statistic	2.756260	0.9971
Group ADF-Statistic	3.237046	0.9994

Cross section specific results

Phillips-Peron results (non-parametric)					
Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs
1	0.999	0.003189	0.012355	5.00	48
2	0.970	0.026775	0.016408	5.00	48

Augmented Dickey-Fuller results (parametric)					
Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs
1	0.998	0.001508	1	--	47
2	0.996	0.019512	1	--	47

Tableau 6 : Test de cointégration données en Panel – topw1%, topw9% et botw90% avec la croissance économique - Canada-Etats-Unis

<p>Pedroni Residual Cointegration Test Series: LN_PIB_P_DTOPW1 Date: 04/20/23 Time: 15:57 Sample: 1971 2019 Included observations: 98 Cross-sections included: 2 Null Hypothesis: No cointegration Trend assumption: No deterministic trend User-specified lag length: 1 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="5">Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)</th> </tr> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>Prob.</th> <th>Weighted Statistic</th> <th>Weighted Prob.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Panel v-Statistic</td> <td>-1.254322</td> <td>0.8951</td> <td>-1.243848</td> <td>0.8932</td> </tr> <tr> <td>Panel rho-Statistic</td> <td>1.180626</td> <td>0.8811</td> <td>1.162437</td> <td>0.8775</td> </tr> <tr> <td>Panel PP-Statistic</td> <td>1.147651</td> <td>0.8744</td> <td>1.075341</td> <td>0.8589</td> </tr> <tr> <td>Panel ADF-Statistic</td> <td>1.650656</td> <td>0.9506</td> <td>1.606388</td> <td>0.9459</td> </tr> </tbody> </table> <p>Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>Prob.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Group rho-Statistic</td> <td>1.781891</td> <td>0.9626</td> </tr> <tr> <td>Group PP-Statistic</td> <td>1.719854</td> <td>0.9573</td> </tr> <tr> <td>Group ADF-Statistic</td> <td>2.290594</td> <td>0.9890</td> </tr> </tbody> </table>	Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)						Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Weighted Prob.	Panel v-Statistic	-1.254322	0.8951	-1.243848	0.8932	Panel rho-Statistic	1.180626	0.8811	1.162437	0.8775	Panel PP-Statistic	1.147651	0.8744	1.075341	0.8589	Panel ADF-Statistic	1.650656	0.9506	1.606388	0.9459		Statistic	Prob.	Group rho-Statistic	1.781891	0.9626	Group PP-Statistic	1.719854	0.9573	Group ADF-Statistic	2.290594	0.9890	<p>Pedroni Residual Cointegration Test Series: LN_PIB_P_DBOTW90 Date: 04/20/23 Time: 16:02 Sample: 1971 2019 Included observations: 98 Cross-sections included: 2 Null Hypothesis: No cointegration Trend assumption: No deterministic trend User-specified lag length: 1 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="5">Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)</th> </tr> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>Prob.</th> <th>Weighted Statistic</th> <th>Weighted Prob.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Panel v-Statistic</td> <td>-1.252264</td> <td>0.8948</td> <td>-1.241885</td> <td>0.8929</td> </tr> <tr> <td>Panel rho-Statistic</td> <td>1.140151</td> <td>0.8729</td> <td>1.129141</td> <td>0.8706</td> </tr> <tr> <td>Panel PP-Statistic</td> <td>1.054567</td> <td>0.8542</td> <td>0.998092</td> <td>0.8409</td> </tr> <tr> <td>Panel ADF-Statistic</td> <td>1.196850</td> <td>0.8843</td> <td>1.204729</td> <td>0.8858</td> </tr> </tbody> </table> <p>Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>Prob.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Group rho-Statistic</td> <td>1.757752</td> <td>0.9606</td> </tr> <tr> <td>Group PP-Statistic</td> <td>1.624473</td> <td>0.9479</td> </tr> <tr> <td>Group ADF-Statistic</td> <td>1.910161</td> <td>0.9719</td> </tr> </tbody> </table>	Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)						Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Weighted Prob.	Panel v-Statistic	-1.252264	0.8948	-1.241885	0.8929	Panel rho-Statistic	1.140151	0.8729	1.129141	0.8706	Panel PP-Statistic	1.054567	0.8542	0.998092	0.8409	Panel ADF-Statistic	1.196850	0.8843	1.204729	0.8858		Statistic	Prob.	Group rho-Statistic	1.757752	0.9606	Group PP-Statistic	1.624473	0.9479	Group ADF-Statistic	1.910161	0.9719	<p>Pedroni Residual Cointegration Test Series: LN_PIB_P_DTOPW9 Date: 04/20/23 Time: 15:59 Sample: 1971 2019 Included observations: 98 Cross-sections included: 2 Null Hypothesis: No cointegration Trend assumption: No deterministic trend User-specified lag length: 1 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="5">Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)</th> </tr> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>Prob.</th> <th>Weighted Statistic</th> <th>Weighted Prob.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Panel v-Statistic</td> <td>-1.258957</td> <td>0.8960</td> <td>-1.247937</td> <td>0.8940</td> </tr> <tr> <td>Panel rho-Statistic</td> <td>1.187683</td> <td>0.8825</td> <td>1.168503</td> <td>0.8787</td> </tr> <tr> <td>Panel PP-Statistic</td> <td>1.058739</td> <td>0.8551</td> <td>0.994547</td> <td>0.8400</td> </tr> <tr> <td>Panel ADF-Statistic</td> <td>1.195270</td> <td>0.8840</td> <td>1.193403</td> <td>0.8836</td> </tr> </tbody> </table> <p>Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>Prob.</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Group rho-Statistic</td> <td>1.785778</td> <td>0.9629</td> </tr> <tr> <td>Group PP-Statistic</td> <td>1.651603</td> <td>0.9507</td> </tr> <tr> <td>Group ADF-Statistic</td> <td>1.935960</td> <td>0.9736</td> </tr> </tbody> </table>	Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)						Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Weighted Prob.	Panel v-Statistic	-1.258957	0.8960	-1.247937	0.8940	Panel rho-Statistic	1.187683	0.8825	1.168503	0.8787	Panel PP-Statistic	1.058739	0.8551	0.994547	0.8400	Panel ADF-Statistic	1.195270	0.8840	1.193403	0.8836		Statistic	Prob.	Group rho-Statistic	1.785778	0.9629	Group PP-Statistic	1.651603	0.9507	Group ADF-Statistic	1.935960	0.9736																		
Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)																																																																																																																																																		
	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Weighted Prob.																																																																																																																																														
Panel v-Statistic	-1.254322	0.8951	-1.243848	0.8932																																																																																																																																														
Panel rho-Statistic	1.180626	0.8811	1.162437	0.8775																																																																																																																																														
Panel PP-Statistic	1.147651	0.8744	1.075341	0.8589																																																																																																																																														
Panel ADF-Statistic	1.650656	0.9506	1.606388	0.9459																																																																																																																																														
	Statistic	Prob.																																																																																																																																																
Group rho-Statistic	1.781891	0.9626																																																																																																																																																
Group PP-Statistic	1.719854	0.9573																																																																																																																																																
Group ADF-Statistic	2.290594	0.9890																																																																																																																																																
Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)																																																																																																																																																		
	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Weighted Prob.																																																																																																																																														
Panel v-Statistic	-1.252264	0.8948	-1.241885	0.8929																																																																																																																																														
Panel rho-Statistic	1.140151	0.8729	1.129141	0.8706																																																																																																																																														
Panel PP-Statistic	1.054567	0.8542	0.998092	0.8409																																																																																																																																														
Panel ADF-Statistic	1.196850	0.8843	1.204729	0.8858																																																																																																																																														
	Statistic	Prob.																																																																																																																																																
Group rho-Statistic	1.757752	0.9606																																																																																																																																																
Group PP-Statistic	1.624473	0.9479																																																																																																																																																
Group ADF-Statistic	1.910161	0.9719																																																																																																																																																
Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)																																																																																																																																																		
	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Weighted Prob.																																																																																																																																														
Panel v-Statistic	-1.258957	0.8960	-1.247937	0.8940																																																																																																																																														
Panel rho-Statistic	1.187683	0.8825	1.168503	0.8787																																																																																																																																														
Panel PP-Statistic	1.058739	0.8551	0.994547	0.8400																																																																																																																																														
Panel ADF-Statistic	1.195270	0.8840	1.193403	0.8836																																																																																																																																														
	Statistic	Prob.																																																																																																																																																
Group rho-Statistic	1.785778	0.9629																																																																																																																																																
Group PP-Statistic	1.651603	0.9507																																																																																																																																																
Group ADF-Statistic	1.935960	0.9736																																																																																																																																																
<p>Cross section specific results</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="6">Phillips-Peron results (non-parametric)</th> </tr> <tr> <th>Cross ID</th> <th>AR(1)</th> <th>Variance</th> <th>HAC</th> <th>Bandwidth</th> <th>Obs</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1</td> <td>0.970</td> <td>0.000551</td> <td>0.000904</td> <td>3.00</td> <td>48</td> </tr> <tr> <td>2</td> <td>0.974</td> <td>0.002161</td> <td>0.001860</td> <td>4.00</td> <td>48</td> </tr> </tbody> </table> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="6">Augmented Dickey-Fuller results (parametric)</th> </tr> <tr> <th>Cross ID</th> <th>AR(1)</th> <th>Variance</th> <th>Lag</th> <th>Max lag</th> <th>Obs</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1</td> <td>0.980</td> <td>0.000476</td> <td>1</td> <td>--</td> <td>47</td> </tr> <tr> <td>2</td> <td>0.984</td> <td>0.002112</td> <td>1</td> <td>--</td> <td>47</td> </tr> </tbody> </table>	Phillips-Peron results (non-parametric)						Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs	1	0.970	0.000551	0.000904	3.00	48	2	0.974	0.002161	0.001860	4.00	48	Augmented Dickey-Fuller results (parametric)						Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs	1	0.980	0.000476	1	--	47	2	0.984	0.002112	1	--	47	<p>Cross section specific results</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="6">Phillips-Peron results (non-parametric)</th> </tr> <tr> <th>Cross ID</th> <th>AR(1)</th> <th>Variance</th> <th>HAC</th> <th>Bandwidth</th> <th>Obs</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1</td> <td>0.969</td> <td>0.000574</td> <td>0.000850</td> <td>2.00</td> <td>48</td> </tr> <tr> <td>2</td> <td>0.952</td> <td>0.004014</td> <td>0.002176</td> <td>3.00</td> <td>48</td> </tr> </tbody> </table> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="6">Augmented Dickey-Fuller results (parametric)</th> </tr> <tr> <th>Cross ID</th> <th>AR(1)</th> <th>Variance</th> <th>Lag</th> <th>Max lag</th> <th>Obs</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1</td> <td>0.979</td> <td>0.000509</td> <td>1</td> <td>--</td> <td>47</td> </tr> <tr> <td>2</td> <td>0.963</td> <td>0.003072</td> <td>1</td> <td>--</td> <td>47</td> </tr> </tbody> </table>	Phillips-Peron results (non-parametric)						Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs	1	0.969	0.000574	0.000850	2.00	48	2	0.952	0.004014	0.002176	3.00	48	Augmented Dickey-Fuller results (parametric)						Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs	1	0.979	0.000509	1	--	47	2	0.963	0.003072	1	--	47	<p>Cross section specific results</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="6">Phillips-Peron results (non-parametric)</th> </tr> <tr> <th>Cross ID</th> <th>AR(1)</th> <th>Variance</th> <th>HAC</th> <th>Bandwidth</th> <th>Obs</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1</td> <td>0.969</td> <td>0.000569</td> <td>0.000904</td> <td>3.00</td> <td>48</td> </tr> <tr> <td>2</td> <td>0.982</td> <td>0.001178</td> <td>0.001477</td> <td>3.00</td> <td>48</td> </tr> </tbody> </table> <table border="1"> <thead> <tr> <th colspan="6">Augmented Dickey-Fuller results (parametric)</th> </tr> <tr> <th>Cross ID</th> <th>AR(1)</th> <th>Variance</th> <th>Lag</th> <th>Max lag</th> <th>Obs</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>1</td> <td>0.979</td> <td>0.000503</td> <td>1</td> <td>--</td> <td>47</td> </tr> <tr> <td>2</td> <td>0.978</td> <td>0.001194</td> <td>1</td> <td>--</td> <td>47</td> </tr> </tbody> </table>	Phillips-Peron results (non-parametric)						Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs	1	0.969	0.000569	0.000904	3.00	48	2	0.982	0.001178	0.001477	3.00	48	Augmented Dickey-Fuller results (parametric)						Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs	1	0.979	0.000503	1	--	47	2	0.978	0.001194	1	--	47
Phillips-Peron results (non-parametric)																																																																																																																																																		
Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs																																																																																																																																													
1	0.970	0.000551	0.000904	3.00	48																																																																																																																																													
2	0.974	0.002161	0.001860	4.00	48																																																																																																																																													
Augmented Dickey-Fuller results (parametric)																																																																																																																																																		
Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs																																																																																																																																													
1	0.980	0.000476	1	--	47																																																																																																																																													
2	0.984	0.002112	1	--	47																																																																																																																																													
Phillips-Peron results (non-parametric)																																																																																																																																																		
Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs																																																																																																																																													
1	0.969	0.000574	0.000850	2.00	48																																																																																																																																													
2	0.952	0.004014	0.002176	3.00	48																																																																																																																																													
Augmented Dickey-Fuller results (parametric)																																																																																																																																																		
Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs																																																																																																																																													
1	0.979	0.000509	1	--	47																																																																																																																																													
2	0.963	0.003072	1	--	47																																																																																																																																													
Phillips-Peron results (non-parametric)																																																																																																																																																		
Cross ID	AR(1)	Variance	HAC	Bandwidth	Obs																																																																																																																																													
1	0.969	0.000569	0.000904	3.00	48																																																																																																																																													
2	0.982	0.001178	0.001477	3.00	48																																																																																																																																													
Augmented Dickey-Fuller results (parametric)																																																																																																																																																		
Cross ID	AR(1)	Variance	Lag	Max lag	Obs																																																																																																																																													
1	0.979	0.000503	1	--	47																																																																																																																																													
2	0.978	0.001194	1	--	47																																																																																																																																													

Tableau 7 : Test de causalité entre le rendement du capital  $r$  et les variables expliquées – Canada-Etats-Unis

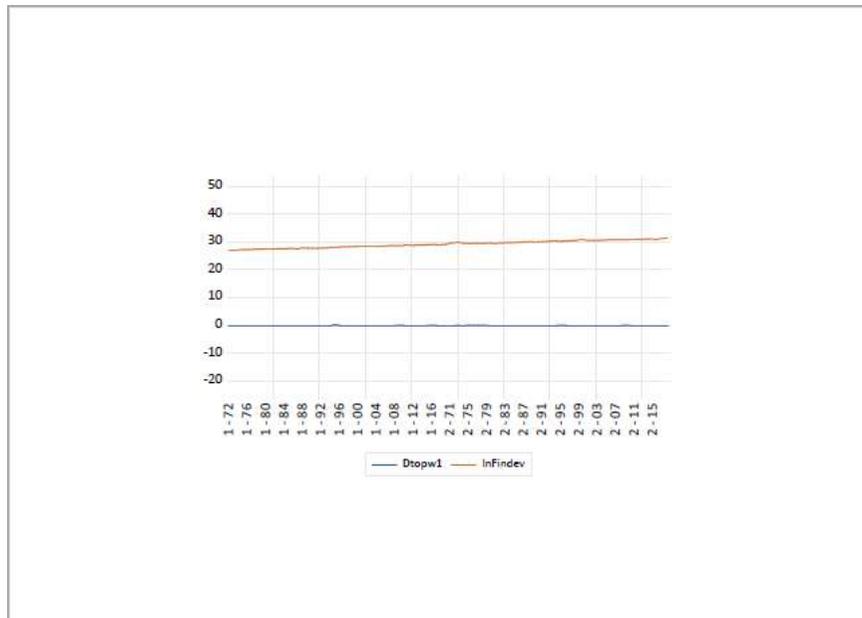
Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 04/20/23 Time: 20:28			
Sample: 1971 2019			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DTOPW1 does not Granger Cause LNFINDEV LNFINDEV does not Granger Cause DTOPW1	90	1.05703 1.50874	0.3833 0.2074
DTOPW9 does not Granger Cause LNFINDEV LNFINDEV does not Granger Cause DTOPW9	90	0.87056 0.84305	0.4853 0.5019
DBOTW90 does not Granger Cause LNFINDEV LNFINDEV does not Granger Cause DBOTW90	90	0.78008 0.83858	0.5414 0.5047
DTOPW9 does not Granger Cause DTOPW1 DTOPW1 does not Granger Cause DTOPW9	90	0.04611 0.07655	0.9959 0.9892
DBOTW90 does not Granger Cause DTOPW1 DTOPW1 does not Granger Cause DBOTW90	90	0.09362 0.08256	0.9842 0.9875
DBOTW90 does not Granger Cause DTOPW9 DTOPW9 does not Granger Cause DBOTW90	90	0.02013 0.07082	0.9992 0.9907

Tableau 8 : Test de causalité entre la croissance économique  $g$  et les variables expliquées – Canada-Etats-Unis

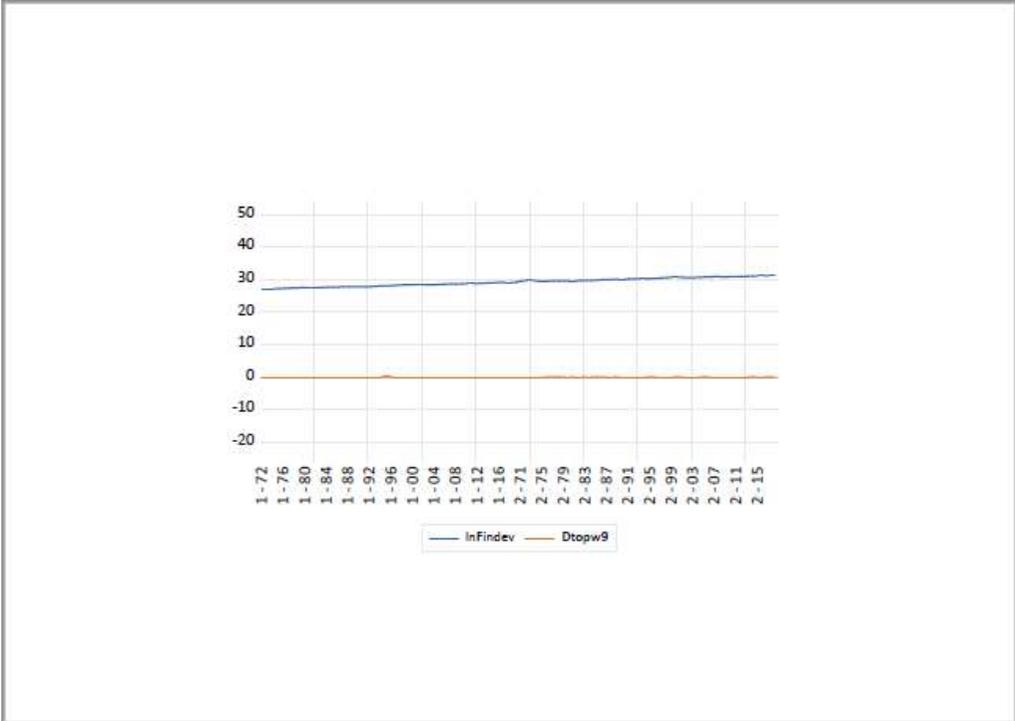
Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 04/20/23 Time: 20:36			
Sample: 1971 2019			
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DTOPW9 does not Granger Cause DTOPW1 DTOPW1 does not Granger Cause DTOPW9	90	0.04611 0.07655	0.9959 0.9892
DBOTW90 does not Granger Cause DTOPW1 DTOPW1 does not Granger Cause DBOTW90	90	0.09362 0.08256	0.9842 0.9875
LN_PIB_P does not Granger Cause DTOPW1 DTOPW1 does not Granger Cause LN_PIB_P	90	0.76584 1.09876	0.5505 0.3629
DBOTW90 does not Granger Cause DTOPW9 DTOPW9 does not Granger Cause DBOTW90	90	0.02013 0.07082	0.9992 0.9907
LN_PIB_P does not Granger Cause DTOPW9 DTOPW9 does not Granger Cause LN_PIB_P	90	0.43204 1.00592	0.7851 0.4094
LN_PIB_P does not Granger Cause DBOTW90 DBOTW90 does not Granger Cause LN_PIB_P	90	0.62240 0.76698	0.6478 0.5498

## ANNEXE 2 : Figures/Graphiques

Graphique 2 : Dynamique du topw1% en panel Canada - Etats-Unis



Graphique 3 : Dynamique du topw9% en panel Canada – Etats-Unis



Graphique 4 : Dynamique du botw90% en panel Canada – Etats-Unis

