

**ANALYSE DE LA RELATION ENTRE L'ÉVOLUTION DE LA PRODUCTIVITÉ DU  
TRAVAIL ET LA HAUSSE DU SALAIRE RÉEL AU CANADA DE 1961 À 2019**

**MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIE FINANCIÈRE**

**PAR  
ADAMA TIENDREBEOGO**

**Directeur de mémoire : David Tessier**

**Décembre 2023**

## RÉSUMÉ

Cette étude vise à déterminer si les tendances canadiennes en matière de productivité et de rémunération réelle s'alignent sur la théorie néo-classique, en particulier le concept de "sentier de croissance équilibré", à travers une analyse intégrant la formulation Cobb-Douglas. Elle examine de manière critique le sempiternel débat sur la relation entre l'évolution de la croissance de ces deux indicateurs au Canada, un enjeu vital pour les travailleurs, et de grande importance pour les économistes et les responsables politiques. Le peu d'analystes qui se sont intéressés à ce sujet l'ont traité sous des angles d'approche différents. Deux principales écoles d'analyse se sont distinguées : celle qui considère la rémunération directe des travailleurs et celle qui prend en compte la rémunération globale, incluant les avantages indirects. La discordance entre ces analystes en ce qui concerne les méthodes de déflation - Indice des Prix à la Consommation (IPC) contre Indice des Prix à la Production (IPP) ou indice des Dépenses de Consommation Personnelle (DCP) - suggère un ensemble complexe mais complémentaire de perspectives qui contribuent à la compréhension de la répartition des gains de croissance économique. L'analyse, s'appuyant sur la fonction Cobb-Douglas, explore le lien entre la productivité du travail et les salaires réels à travers quatre régressions distinctes en utilisant différents déflateurs. Les résultats révèlent initialement des corrélations positives entre le salaire réel du travail et la productivité du travail. Cependant, des anomalies se traduisant par la non-linéarité, l'instabilité du modèle et des coefficients, l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité des résidus ont été détectés, remettant en question la fiabilité des modèles estimés. La régression impliquant la rémunération des salariés déflatée par l'IPC se démarque par sa robustesse relative mais échoue aux tests de normalité et d'autocorrélation des résidus, indiquant qu'aucune des régressions ne peut être considérée comme suffisamment robuste pour s'ajuster parfaitement à la formulation Cobb-Douglas. De ce fait, il serait téméraire de conclure que nos données cadrent avec le concept de « sentier de croissance équilibrée ».

## ABSTRACT

This study aims to determine whether Canadian trends in productivity and real compensation align with the neo-classical theory, particularly the concept of "balanced growth path", through an analysis incorporating the Cobb-Douglas formulation. It critically examines the perennial debate on the relationship between the evolution of these two indicators' growth in Canada, a vital issue for workers, and of great importance to economists and policymakers. The few analysts who have focused on this subject have approached it from different angles. Two main schools of analysis have emerged: that which considers the direct compensation of workers and that which takes into account the overall compensation, including indirect benefits. The discord among these analysts regarding deflation methods - Consumer Price Index (CPI) versus Producer Price Index (PPI) or PCE price index<sup>1</sup> - suggests a complex yet complementary set of perspectives that contribute to understanding the distribution of economic growth gains. The analysis, based on the Cobb-Douglas function, explores the link between labor productivity and real compensation through four separate regressions using different deflators. The results initially reveal positive correlations between real labor compensation and labor productivity. However, anomalies manifesting as non-linearity, model instability and coefficient variations, autocorrelation, and heteroscedasticity of the residuals were detected, calling into question the reliability of the estimated models. The regression involving employee remuneration deflated by the CPI stands out for its relative robustness but fails the tests for normality and autocorrelation of residuals, indicating that none of the regressions can be considered sufficiently robust to fit the Cobb-Douglas formulation perfectly. Therefore, it would be rash to conclude that our data fit the concept of a "balanced growth path."

**Mots clés :** Sentier de croissance équilibrée - productivité du travail - salaire réel du travail - mouvement syndical - formulation Cobb-Douglas, partage du gain de productivité.

---

<sup>1</sup> PCE price index: Personal Consumption Expenditures Price Index.

## REMERCIEMENTS

En ce moment privilégié, je tiens à exprimer toute ma reconnaissance à celles et ceux qui ont contribué à la réalisation de ce mémoire de fin d'études.

Je tiens tout d'abord à adresser mes sincères remerciements à Monsieur David Tessier, Professeur au Département des sciences administratives de l'Université du Québec en Outaouais (UQO). En plus d'être mon directeur de mémoire, il m'a enseigné avec passion l'économétrie, une matière qui m'a rappelé combien le savoir est inestimable. Sa disponibilité et sa patience inégalées tout au long des années consacrées à ce travail ont été pour moi une source d'inspiration constante.

Avec une profonde affection, je remercie mon épouse, Wende-Pousdé Yvette. Son soutien inébranlable, sa compréhension et ses encouragements ont été le pilier sur lequel je me suis appuyé pour surmonter les défis colossaux que représentait la conciliation entre travail, études et famille. Elle a su, avec brio, gérer le temps consacré à l'éducation de nos trois merveilleux enfants, Daniel, David et Ésaïe.

À mon ami de toujours, Pêgd-Wende Francis Yameogo, ma gratitude est immense. Ses appels fréquents, ses relances et ses mots d'encouragement m'ont maintenu sur le chemin de la persévérance et ont renforcé ma détermination à aller jusqu'au bout.

Enfin, j'adresse mes remerciements chaleureux à l'ensemble du corps professoral de mon programme d'études à l'UQO. Chaque enseignant, à sa manière, a contribué à éclairer mon parcours universitaire, enrichissant ma soif de connaissance.

Je souhaite que chacun d'entre vous voie dans ces mots l'expression de ma profonde gratitude.

Merci à tous !

# TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	i
REMERCIEMENTS.....	ii
LISTE DES FIGURES ET GRAPHIQUES.....	v
LISTE DES TABLEAUX.....	vi
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES.....	vii
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I : REVUE DE LITTÉRATURE.....	2
1.1. La productivité.....	3
1.1.1. Concept de la productivité.....	3
1.1.2. Productivité du travail.....	3
1.1.3. Évolution de la productivité du travail au Canada sur la période d’observation.....	4
1.1.4. Déterminants de la productivité du travail.....	5
1.1.5. Relation entre la productivité du travail et le niveau de vie.....	7
1.2. Le salaire réel du travail.....	9
1.2.1. Concept du salaire.....	9
1.2.2. Évolution du salaire réel du travail au Canada sur la période d’observation.....	10
1.2.3. Déterminants du salaire réel du travail.....	14
1.2.4. Modèles économiques de fixation de salaire.....	14
1.3. Relation entre la croissance de la productivité et la hausse du salaire réel.....	17
1.3.1. Effets de l’évolution de la productivité sur le marché de l’emploi.....	17
1.3.2. Études empiriques sur la relation entre la croissance de la productivité et la hausse du salaire réel.....	20
CHAPITRE II : DESCRIPTION DES DONNÉES.....	25
2.1. Caractéristiques générales des données collectées.....	25
2.1.1. Rémunération totale du travail pour les emplois salariés.....	25
2.1.2. Rémunération annuelle totale du travail pour l’ensemble de l’économie.....	26
2.1.3. Rémunération totale du travail par heure travaillée.....	27
2.1.4. Autres données importantes.....	27
2.2. Choix du déflateur.....	28
2.3. Portrait actuel de la relation entre la productivité et le salaire réel au Canada.....	30
CHAPITRE III : MODÈLE D’ANALYSE.....	32
3.1. Le concept du sentier de croissance équilibrée.....	32

3.1.1. Aperçu historique.....	32
3.1.2. Définition et principes économiques clés.....	32
3.2. Caractéristiques de Kaldor (sentier de croissance équilibrée).....	34
3.3. Relation entre le sentier de croissance équilibrée et la formulation Cobb-Douglas .....	37
3.3.1. Formulation Cobb-Douglas.....	37
3.4. Estimation de la relation entre la productivité du travail et le salaire réel du travail.....	40
3.5. Test de causalité de Granger .....	41
3.6. Évaluation du modèle .....	43
3.6.1. Évaluation de la relation entre les deux séries.....	43
3.6.2. Tests de spécification du modèle.....	44
3.6.3. Tests d'analyse des résidus du modèle .....	46
3.6.4. Test de cointégration d'Engle-Granger.....	49
<b>CHAPITRE IV : RÉSULTATS EMPIRIQUES ET DISCUSSIONS.....</b>	<b>51</b>
4.1. L'estimation du modèle de base.....	51
4.1.1. Modèles de régression linéaires estimés .....	51
4.1.2. Droites de régression.....	51
4.2. Résultats des tests de validation des modèles de régression estimés.....	53
4.2.1. Analyse des coefficients de détermination des régressions estimées.....	53
4.2.2. Résultats des tests de spécification du modèle .....	54
4.2.3. Résultats des tests sur les résidus des régressions estimées.....	57
4.2.4. Résultats des tests de causalité et de cointégration .....	59
4.3. Validation empirique des résultats.....	60
4.3.1. Analyse synthétique des résultats .....	60
4.3.2. Impact du choix de déflateur et du type de rémunération .....	61
4.3.3. Validation empirique .....	62
4.4. Discussions .....	62
4.4.1. Analyse comparative des approches.....	62
4.4.2. Les raisons potentielles de l'inadéquation de nos données avec la théorie du sentier de croissance équilibrée .....	63
<b>CONCLUSION GÉNÉRALE .....</b>	<b>66</b>
<b>ANNEXES .....</b>	<b>68</b>
<b>RÉFÉRENCES .....</b>	<b>80</b>

## LISTE DES FIGURES ET GRAPHIQUES

Figures / Graphiques	Pages
<b>Figure 1.1:</b> Cadre des déterminants de la productivité de travail.....	7
<b>Figure 1.2 :</b> Relation entre la productivité du travail et les heures moyennes travaillées par semaine, pays de l'OCDE 2008.....	10
<b>Figure 1.3 :</b> Productivité et salaires horaires réels, É.U, 1960-93a.....	22
<b>Figure 4.1 :</b> Dispersion des séries autour des droites de régression.....	51
<b>Figure 4.2 :</b> Graphiques du Cusum pour les quatre régressions linéaires.....	56
<b>Figure A1 :</b> Graphiques et tests de stationnarité des séries intégrées d'ordre 1 $\sim I(1)$ ...	71
<b>Figure A2 :</b> Graphiques et résultats des tests de normalités des résidus.....	74
<b>Figure A3 :</b> Graphiques des résidus des régressions – Test de cointégration.....	79
<b>Graphique 1.1 :</b> PIB par habitant (annuel) et productivité du travail (horaire) pour l'ensemble de l'économie canadienne, 1961-2019 (2012=100).....	5
<b>Graphique 1.2 :</b> Croissance des revenus du travail, de l'IPC et des cotisations sociales, 1961-1979.....	12
<b>Graphique 1.3 :</b> Croissance des revenus du travail, de l'IPC et des cotisations sociales, 1980-2019.....	14
<b>Graphique 2.1 :</b> L'IPC et le déflateur du PIB aux dollars constants de 2012	30
<b>Graphique 2.2 :</b> Croissance de la productivité et des revenus du travail, déflatés par l'IPC, 1961-2019.....	31
<b>Graphique 2.3 :</b> Croissance de la productivité et des revenus du travail, déflatés par le déflateur du PIB, 1961-2019.....	32
<b>Graphique 3.1:</b> PIB par habitant et taux de croissance du PIB par habitant, 2012=100..	35
<b>Graphique 3.2:</b> Stock du capital par unité produite au Canada, 1961-2019.....	36
<b>Graphique 3.3:</b> Intensité du capital par unité du facteur travail (K/L), 1961-2019.....	36
<b>Graphique 3.4 :</b> Rendements des taux interbancaires à 3 mois pour le Canada, 1961-2019..	37
<b>Graphique 3.5 :</b> Rendements des bons du trésor à 10 ans pour le Canada, 1961-2019.....	37
<b>Graphique 3.6 :</b> Portions du revenu national affectées aux facteurs travail et capital au Canada, 1961-2019.....	38
<b>Graphique 4.1 :</b> Taux de change entre les dollars canadien et américain.....	57

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
<b>Tableau 1.1</b> : Productivité canadienne de l'ensemble de l'économie au Canada.....	6
<b>Tableau 1.2</b> : Taux de croissance annuel composé (TCAC) de l'IPC et des revenus du travail.....	12
<b>Tableau 1.3</b> : Taux de croissance annuelle composé des revenus du travail et de l'IPC sur les deux sous-périodes entre 1961 et 1979.....	13
<b>Tableau 2.1</b> : Sources des données principales.....	29
<b>Tableau 2.2</b> : Coefficients de corrélation entre la productivité du travail et les rémunérations du travail.....	30
<b>Tableau 2.3</b> : Statistique descriptive des séries.....	31
<b>Tableau 2.4</b> : Taux de croissance annuel composé (TCAC) de la productivité, des revenus du travail et de l'IPC.....	32
<b>Tableau 3.1</b> : Résultats du test de causalité de Granger.....	43
<b>Tableau 4.1</b> : Les variables et les régressions correspondantes.....	52
<b>Tableau 4.2</b> : Coefficients de détermination des régressions estimées.....	54
<b>Tableau 4.3</b> : Résultats du test de Ramsey Reset.....	55
<b>Tableau 4.4</b> : Résultats des tests de Chow.....	57
<b>Tableau 4.5</b> : Résultats des tests de Breusch-Pagan-Godfrey.....	58
<b>Tableau 4.6</b> : Résultats des tests de Jarque-Bera.....	59
<b>Tableau 4.7</b> : Résultats des tests de Breusch-Godfrey.....	60
<b>Tableau 4.8</b> : Résultats des tests d'Engle-Granger.....	60
<b>Tableau A1</b> : Statistique descriptive des séries.....	69
<b>Tableau A2</b> : Coefficients de corrélation des séries.....	70
<b>Tableau A3</b> : Résultats des tests de causalité de Granger.....	70
<b>Tableau A4</b> : Estimation des régressions $R_1$ , $R_2$ , $S_1$ et $S_2$ .....	73
<b>Tableau A6</b> : Résultat du test d'hétéroscédasticité des résidus.....	75
<b>Tableau A7</b> : Résultats des tests d'autocorrélation des résidus.....	76
<b>Tableau A8</b> : Résultats des tests de linéarité des régressions.....	77
<b>Tableau A9</b> : Résultats des tests de Chow (point de rupture 2003).....	78
<b>Tableau A10</b> : Résultats des tests de stationnarité sur les résidus – Test de cointégration..	80

## LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

<b>IPC</b>	: Indice des Prix à la Consommation
<b>IPP</b>	: Indice des Prix à la Production
<b>PIB</b>	: Produit Intérieur Brut
<b>OCDE</b>	: Organisation de coopération et du développement économiques
<b>PMF</b>	: Productivité Multifactorielle
<b>CMO</b>	: Coût de la Main-d'œuvre
<b>PML</b>	: Productivité Marginale du Travail
<b>TCAC</b>	: Taux de Croissance Annuel Composé
<b>RSHT_IPC</b>	: Rémunération des Salariés par Heure Travaillée, déflatée par l'IPC
<b>RTHT_IPC</b>	: Rémunération Totale par Heure Travaillée, déflatée par l'IPC
<b>RSHT_DPIB</b>	: Rémunération des Salariés par Heure Travaillée, déflatée par le déflateur du PIB.
<b>RTHT_DPIB</b>	: Rémunération totale par heure travaillée, déflatée par le déflateur du PIB.
<b>REOTA_IPC</b>	Rémunération des Emplois Occupés par des Travailleurs Autonomes, déflatée par l'IPC.
<b>REOTA_DPIB</b>	Rémunération des Emplois Occupés par des Travailleurs Autonomes, déflatée par le déflateur du PIB
<b>CSE_IPC</b>	: Cotisations Sociales des Employeurs, déflatées par l'IPC
<b>BLS</b>	: Bureau of Labor Statistics
<b>CES</b>	: <i>Constant Elasticity of Substitution</i>
<b>CSLS</b>	: Centre for the Study of Living Standards
<b>AIPD</b>	: Agregate Income and Productivity Data
<b>F</b>	: Fisher

## INTRODUCTION

Depuis l'avènement de la révolution industrielle, l'écart entre la progression du salaire réel et l'accroissement de la productivité du travail constitue une préoccupation majeure pour les travailleurs, entraînant parfois des mouvements de contestation. Au Canada, à partir de la Seconde Guerre mondiale, alors qu'une vision keynésienne du rôle de l'État s'impose, les gouvernements interviennent de manière proactive dans le domaine des relations de travail en établissant un cadre légal propice à la syndicalisation. Le syndicalisme devient ainsi un acteur clé dans l'augmentation notable des salaires réels. Cet âge d'or pour les travailleurs prend fin vers la fin des années 1970, lorsque les gouvernements, influencés par le discours néolibéral, commencent à libéraliser le marché du travail. Depuis, la rémunération des travailleurs peine à s'aligner sur l'inflation. Le Canada n'est pas un cas isolé dans ce phénomène. Les revues financières mondiales se sont penchées sur cette question. Toutefois, les études établissant un lien entre la croissance de la productivité et l'augmentation du salaire réel présentent des divergences méthodologiques, conduisant parfois les lecteurs à se heurter à des contradictions entre les analyses dans la presse financière et économique. Mais que nous enseigne la théorie macroéconomique à ce sujet ?

Selon la théorie de la croissance économique, il existerait un « sentier de croissance équilibrée » où la production et les revenus issus du capital et des salaires progresseraient au même rythme. Le salaire serait ainsi déterminé par la productivité du travail : toute augmentation de la productivité se traduirait, dans les mêmes proportions, par une croissance des salaires réels. Dans le contexte canadien, cette théorie vaut son pesant d'or. En effet, une étude de *Statistique Canada*<sup>2</sup> a révélé que la rémunération salariale constitue une source de revenus fondamentale pour mesurer le niveau de vie des familles de salariés, puisque les gains provenant d'un emploi représentent entre 75% et 80% du revenu des unités familiales. Cette proportion s'avère encore plus élevée à mesure qu'on remonte dans le temps, d'autant que les salaires représentaient 90% des revenus en 1937-1938, et constituaient probablement la presque totalité du revenu des familles au début du XXe siècle<sup>3</sup>. Il en ressort l'incidence déterminante des salaires sur le niveau de vie des familles salariées. Pour les syndicats, naturellement, les augmentations salariales demeurent généralement l'enjeu principal de la négociation collective avec les employeurs.

Depuis le début du XXe siècle, le Canada, à l'instar de la majorité des pays de l'OCDE, a connu d'une part une augmentation du salaire réel et d'autre part une croissance significative de la productivité. Ces deux indicateurs ont évolué à peu près au même rythme jusqu'à la fin des années 1970, avant d'entrer dans une phase de découplage, caractérisée par un ralentissement de la croissance du salaire horaire réel moyen. Cette évolution marque la naissance d'un écart entre ces deux indicateurs, suscitant des préoccupations parmi de nombreux observateurs, notamment en ce qui concerne la régression du niveau de vie des travailleurs.

Cependant, la perception du phénomène diffère parmi les analystes, qui se répartissent en deux groupes distincts. Le premier, composé des analystes du Bureau of Labor Statistics (BLS), se concentre particulièrement sur l'érosion du pouvoir d'achat des travailleurs. Ils comparent le gain

---

<sup>2</sup> *Statistique Canada (SC)*, 2007: 78.

<sup>3</sup> Dominion Bureau of Statistics, 1940: 9. *Family Income and Expenditure in Canada, 1937-1938*. Ottawa.

horaire réel, soit le salaire net effectivement perçu par le travailleur, avec la productivité du travail et la rémunération horaire réelle supportée par l'employeur. Pour ce faire, ils ajustent habituellement les valeurs nominales des gains et des rémunérations horaires du travail en tenant compte de l'indice des prix à la consommation (IPC), et la production nominale du travail selon le déflateur du PIB du secteur des entreprises non agricoles.

Le second groupe dont les figures de proue sont Feldstein (2008) et Bosworth, Perry et Shapiro (1994), s'intéresse davantage à la question de savoir si les détenteurs des capitaux se taillent la part du lion dans le partage du gain de productivité. Leurs analyses offrent une perspective globale et complémentaire sur les tendances des salaires et de la productivité aux États-Unis sur plusieurs décennies. Feldstein se focalise sur la période de 1970 à 2006, observant que lorsque l'inflation est ajustée de manière identique pour les salaires et la productivité, les deux indicateurs suivent une croissance similaire. Il souligne l'importance de cette corrélation pour la répartition des revenus et met en évidence les erreurs courantes dans la mesure de cette relation, telles que l'omission des avantages non monétaires et l'utilisation de différents déflateurs pour l'ajustement des valeurs nominales de ces indicateurs. L'analyste recommande l'utilisation de déflateurs de prix cohérents pour une comparaison plus précise entre la productivité et la rémunération et conclut que la part de la rémunération nationale et des revenus des salariés est restée stable. D'autre part, Bosworth, Perry et Shapiro (1994) examinent les tendances depuis les années 1960, mettant en évidence un ralentissement de la croissance des salaires réels depuis 1973. Ils attribuent une partie de cette divergence à la baisse des termes de l'échange du travail et à l'impact des avantages sociaux. Les auteurs critiquent les méthodes de mesure des salaires du Bureau of Labor Statistics (BLS), en particulier le choix de l'indice des gains horaires réels, et préconisent des améliorations pour une meilleure analyse des tendances à long terme.

Existe-t-il une réelle divergence entre les deux groupes d'analystes ? Pas nécessairement. Tout dépend de l'angle d'approche de chaque étude. Selon le second groupe, il y a des situations où l'ajustement de la rémunération par l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) ou par un autre indice à la consommation est pertinent, notamment pour mesurer l'évolution du niveau de vie des salariés ou pour appréhender leur motivation à travailler. Cependant, ce groupe soutient qu'il n'est pas approprié de déflater la rémunération nominale par l'IPC pour examiner le lien entre la productivité du travail et la rémunération réelle du travail.

L'objectif principal de cette étude est d'examiner si les données canadiennes sur la productivité et la rémunération réelle sont conformes aux modèles de la théorie néo-classique, en particulier au concept de "sentier de croissance équilibrée". Dans cette optique, nous intégrerons les perspectives des deux groupes mentionnés ci-dessus. Notre étude est structurée en quatre chapitres. Le premier est consacré à la revue de la littérature, explorant le concept, les déterminants et l'évolution de la productivité du travail et de la rémunération réelle. Il examine également les résultats d'études empiriques sur le rapport entre ces deux indicateurs. Le deuxième chapitre décrit les données utilisées. Le troisième chapitre introduit les modèles et méthodologies adoptés, incluant les tests d'évaluation. Enfin, le quatrième et dernier chapitre se penche sur l'analyse et la discussion des résultats obtenus.

## CHAPITRE I : REVUE DE LITTÉRATURE

Avant d'analyser le lien entre la croissance de la productivité du travail et l'augmentation du salaire réel, il est primordial de se pencher individuellement sur les caractéristiques de ces deux indicateurs au Canada. En effet, si l'empreinte historique de la révolution industrielle diffère d'un pays développé à un autre, ces indicateurs, quant à eux, ont rencontré des défis distincts au fil de leur développement. Il est donc crucial d'appréhender les éléments influençant, guidant et affectant la trajectoire de chacune de ces deux mesures pour mieux saisir la nature de leur interdépendance. Ainsi, ce chapitre se divise en trois sections. La première traitera du concept, des facteurs déterminants et de l'évolution de la productivité du travail au Canada. La seconde s'attardera aux mêmes aspects concernant le salaire réel canadien. Enfin, la troisième section se consacrera à l'analyse des conclusions des études empiriques portant sur la relation entre les fluctuations du salaire réel et de la productivité du travail.

### 1.1. La productivité

#### 1.1.1. Concept de la productivité

En macroéconomie, les facteurs de production sont des éléments utilisés pour la production des biens et services. Le capital et le travail représentent les deux principaux éléments de ces facteurs. Par capital, il faut entendre l'ensemble des équipements utilisés par les travailleurs : les ordinateurs, les machines de production, les matériels de bureau, etc. Quant au travail, il désigne le temps que consacre les employés au travail (Gregory N. Mankiw, 2004).

De façon générale, le terme productivité désigne la capacité de production d'un ou de plusieurs intrants sur une période donnée. Cela implique que la mesure de la productivité permet d'obtenir de l'information sur l'efficacité avec laquelle les ressources sont transformées en production. Mesurer la productivité revient donc à calculer le ratio mettant en relation la production et les facteurs de production utilisés pour générer des produits. Dépendamment du phénomène évalué ou du but recherché, les analystes utilisent des mesures plus ou moins complexes. Ainsi, le recours à la productivité multifactorielle, qui tient compte simultanément de plusieurs facteurs de production, n'est pas rare dans les études récentes. Mais compte tenu de la nature du thème traité, nous allons nous concentrer sur le facteur travail, ce qui nous amène à nous focaliser sur une mesure partielle de la productivité. D'où notre intérêt pour le concept de la productivité relative du travail. Le terme « *relative* » indique que, en réalité, la productivité d'un pays ou d'une entreprise ne dépend pas que du facteur travail, mais plutôt de plusieurs autres facteurs et de la combinaison de ces facteurs entre eux dans un processus de production. Autrement dit, seul le facteur travail constitue la ressource mise en œuvre dans ce concept.

#### 1.1.2. Productivité du travail

Martin S. Feldstein (2008) définit la productivité du travail comme la production par heure de travail, c'est-à-dire comme la production moyenne par unité de travail. Elle représente donc l'efficacité avec laquelle les travailleurs transforment leur effort en production, en se servant des équipements et matériels disponibles. À ce titre, elle compare la production réalisée à la quantité

du travail fournie. Concrètement, la productivité relative du travail équivaut au ratio entre la production totale et la quantité du travail nécessaire pour la produire :

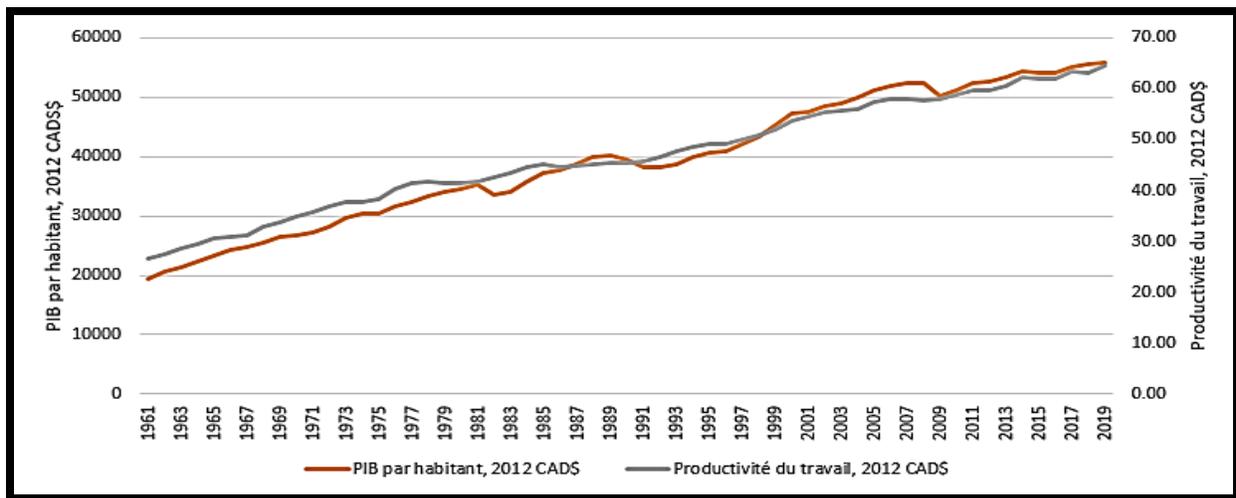
$$(1.1) \text{ Productivité du travail} = \frac{\text{Volume de production}}{\text{Quantité de travail}}$$

Selon l'objectif de chaque étude, l'unité de mesure de la quantité de travail peut varier. Ainsi, si on cherche à calculer la production moyenne, le travail peut être quantifié par le nombre d'employés. Toutefois, dans la majorité des études réalisées, la quantité de travail est mesurée en heure ou homme-heure. On parle alors dans ce dernier cas de *la productivité horaire du travail*.

### 1.1.3. Évolution de la productivité du travail au Canada sur la période d'observation

La productivité du travail et le PIB réel par habitant ont suivi la même tendance au Canada depuis 1961, comme en illustre le graphique 1.1. Toutefois, on réalise que la productivité a été moins sensible à la conjoncture économique que le PIB réel par habitant, et ce tout au long de notre période d'observation. Cela est dû au fait que, très souvent, lorsque la demande baisse, les employeurs ont tendance à réduire le nombre d'heures travaillées ou licencier les employés les moins productifs, dans l'optique de maintenir leur productivité au même niveau ou l'améliorer, malgré la baisse de production.

**Graphique 1.1 :** PIB par habitant (annuel) et productivité du travail (horaire) pour l'ensemble de l'économie canadienne, 1961-2019 (2012=100)



Source : graphique préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie ([Income and Productivity Data](#)).

Pour mieux appréhender sa croissance, il faut tenir compte des périodes de sommet à sommet dans le cycle économique, d'où les deux tableaux ci-dessous. Ainsi, les chiffres indiquent que la productivité a cru, pour l'ensemble de l'économie, à différents taux annuels au cours des dernières années : 2.99% de 1961 à 1973, 1.31% de 1973 à 1981, 1.2% de 1981 à 1989, 1.55% de 1989 à 2000, 0.91% de 2000 à 2008 et 0.99% de 2008 à 2019. Sur l'ensemble de la période d'observation (1961-2019), elle a réalisé une croissance de 1.54% par an.

**Tableau 1.1** : Productivité canadienne de l'ensemble de l'économie au Canada

Périodes de pointe, taux de croissance annuel composé (%)		Autres périodes, taux de croissance annuel composé (%)	
Année	Croissance en %	Année	Croissance en %
1961-1973	2.99	1961-2019	1.54
1973-1981	1.31	1973-2019	1.17
1981-1989	1.02	1961-2000	1.83
1989-2000	1.55		
2000-2008	0.91		
2008-2019	0.99		

Source : tableau préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie ([Income and Productivity Data](#)).

Comme on peut le remarquer, le taux de croissance s'amenuise au fil des décennies. Est-ce que cela voudrait dire que l'économie canadienne est de moins en moins performante ? Bien au contraire ! En effet, une étude de l'OCDE (Bassanini et Scarpetta (2001)) a imputé cette faible croissance à la baisse du taux de croissance de PIB réel. Ce phénomène est également observé dans les autres pays membres de l'OCDE. Ainsi, au début des années 1970, des pays comme l'Irlande ou l'Italie, ont enregistré une hausse du taux de croissance de leur PIB réel, en comparaison avec des pays comme la France, le Canada et les États-Unis, pour la simple raison que le PIB réel des derniers était plus élevé que celui des premiers. Autrement dit, plus un pays dispose d'un PIB réel élevé, plus le taux de croissance de sa productivité est faible.

Concernant les perspectives, plusieurs chercheurs s'y sont intéressés, s'efforçant de déterminer s'il y a, dans la croissance observée de la productivité au Canada, des signes quelconques d'une accélération de son *rythme tendanciel*. Il s'agit là d'une question à laquelle il est difficile de répondre, car les variations du taux de progression de la productivité d'une année à l'autre peuvent être influencées par des fluctuations cycliques de la production. Étant donné que les mouvements de la productivité tendent à être procycliques, il est possible que la croissance enregistrée au cours d'une période donnée s'explique en partie par la remontée habituelle de la productivité durant la phase de reprise du cycle économique. Aussi, il faut garder à l'esprit que la conjoncture économique peut être bouleversée à tout moment par des crises ou des événements inattendus qui viennent affecter la productivité. C'est le cas de la crise financière de 2008 et la pandémie de Covid-19.

#### 1.1.4. Déterminants de la productivité du travail

La croissance de la productivité du travail dépend de plusieurs facteurs dont les plus importants sont l'amélioration de la technologie, l'augmentation de la taille de l'unité de production, l'augmentation de la quantité des équipements et matériels industriels, la hausse du nombre des travailleurs qualifiés, et le changement de structure organisationnelle. L'équation ci-dessous, tirée du cadre de comptabilité de la croissance, adopté par l'Organisation de coopération et de développement économiques dans ses recommandations concernant la mesure de la productivité, nous donne une ventilation de la croissance de la productivité du travail (John Baldwin et Wulong Gu, 2009) :

$$(1.2) \quad \Delta(\text{PIB/Heures}) = (\Delta\text{PMF}) + S_k * \Delta(\text{Capital/Heures}) + S_l * \Delta \text{RSHT\_IPC RSHT\_IPC}$$

$\Delta$ PIB/Heures,  $\Delta$ PMF,  $\Delta$ (Capital/Heures) et  $\Delta$ CMO correspondent respectivement à la croissance de la productivité du travail, à la variation de la productivité multifactorielle, à l'amplitude de la quantité de capital (machines, bâtiment et ouvrage de génie), et à la mesure des compétences de la main d'œuvre. Quant à  $S_k$  et  $S_l$ , ils désignent respectivement la part du PIB revenant au capital et la part du PIB revenant au travail.

On peut donc affirmer, en accord avec *Le Conference Board du Canada* (figure 1.1.) que, pour accroître la productivité du travail d'un pays, des approches multidimensionnelles s'imposent tant à l'échelle fédérale que provinciale, compte tenu de la complexité des facteurs qui déterminent sa croissance.

**Figure 1.1** : Cadre des déterminants de la productivité de travail

Cadre des déterminants de la productivité du travail



Source : Le Conference Board du Canada.

Ce qui revient à dire que l'augmentation de la productivité du travail requiert des autorités des actions concrètes pour stimuler les facteurs suivants :

- L'investissement :  
Une augmentation de l'intensité du capital par travailleur, notamment l'acquisition des machines et des équipements performants, est un véritable instrument de stimulation à la hausse de la productivité du travail. Ainsi, au fur et à mesure que le coût de la technologie diminue, il devient intéressant d'y investir progressivement, en vue de moderniser des outils de production, ce qui contribue à accroître l'intensité du capital.
- Le capital humain :  
Le perfectionnement des travailleurs visant à accroître leur compétence professionnelle peut également augmenter la croissance de la productivité du travail. Il faut donc investir de manière à accroître les compétences en littératie et en numératie des adultes, en offrant des formations de haut niveau à la population active et en milieu de travail. À cet effet, toute nation soucieuse de conserver ou d'accroître son niveau de productivité doit garder à l'esprit que des efforts continus sont nécessaires pour former les générations futures, développer leurs compétences et les utiliser à bon escient.

➤ L'innovation :

Ce facteur joue un rôle central dans l'augmentation de la productivité dans toute nation. En effet, l'innovation, le progrès technique ou l'évolution technologique, créent une certaine productivité (productivité multifactorielle) dont la croissance est intrinsèquement liée à celle de la productivité du travail. En réalité, de manière générale, tous les facteurs inhérents à la prospérité d'une entreprise sont associés à l'innovation (modification des procédés, technologie et amélioration de produits et services) ou à la capacité d'innovation (connaissances, compétences et ressources dont disposent les entreprises et les personnes pour exploiter et appliquer des idées, des technologies, des méthodes de gestion et des procédés nouveaux ou améliorés).

➤ L'agrément du climat des affaires et du cadre politique :

Toute entreprise aspire à évoluer dans un climat d'affaire propice à ses activités. Mais compte tenu de l'intensité de plus en plus forte de la compétitivité dans le monde des affaires, due à l'écosystème de l'innovation, l'intervention des pouvoirs publics s'avère indispensable pour instaurer un cadre politique et un climat d'affaires visant à encadrer cette compétition, et à fournir des services de soutien connexes.

➤ L'ouverture au commerce :

La dynamique de l'économie mondiale n'est pas l'apanage d'un seul pays. C'est pourquoi, tout pays peut influencer sur certains éléments de cette dynamique, à travers, entre autres, la libéralisation des échanges. En effet, étant donné qu'aucun pays n'a le contrôle sur le cours des matières premières ou des produits de base, toute nation qui aspire à accroître la productivité de son économie gagnerait à privilégier des accords commerciaux et de libre-échange avec d'autres nations.

### 1.1.5. Relation entre la productivité du travail et le niveau de vie

À l'échelle macroéconomique, la productivité du travail est définie comme le produit intérieur brut (PIB) réel par heure travaillée. Le principe consiste à ajuster le PIB réel par habitant d'une période donnée, en enlevant les variations imputables à l'inflation. Cette mesure permet de comparer la valeur de la production ou le niveau de vie d'une période à l'autre, ou entre des régions ou des pays. Elle est illustrée par la formule suivante (André Léonard, 2014) :

$$\frac{\text{PIB réel}}{\text{Population totale}} = \frac{\text{PIB réel}}{\text{Heures travaillées}} \times \frac{\text{Heures travaillées}}{\text{Emplois}} \times \frac{\text{Emplois}}{\text{Population active}} \times \frac{\text{Population active}}{\text{Population totale}}$$

Une fois décomposée, la formule du PIB réel par habitant met en évidence la productivité apparente du travail qui équivaut à la richesse générée en moyenne par heure travaillée (PIB réel / Heures travaillées). Quant aux trois derniers indicateurs dans la partie droite de la formule (1.3), à savoir l'intensité du travail (Heures travaillées / Emplois), le taux d'emplois au sein de la population active (Emplois / Population active) et le taux d'activité (Population active / Population totale), ils forment ce qu'on appelle « l'utilisation du travail ». Mais pourquoi la productivité du travail se distingue-t-elle de ces trois indicateurs ?

En observant attentivement le graphique 1.1, on s'aperçoit que la courbe du PIB réel par habitant et celle de la productivité du travail ont suivi sensiblement la même tendance au Canada sur la période de notre étude. Tel que mentionné ci-haut, les légères différences de variation entre les deux courbes s'expliquent par le fait que la productivité est moins sensible à la conjoncture économique que le PIB réel. Face à ce constat, on peut logiquement se demander quelles sont les contributions des trois derniers ratios dans la partie droite de la formule (1.3) à la croissance du PIB réel par habitant ?

En réponse à cette question, André Léonard (2014) a affirmé que les composantes correspondant à « l'utilisation du travail » ne sont plus considérées comme des facteurs importants de la croissance du PIB réel par habitant au Canada depuis plusieurs années. Cela implique que cette croissance devra provenir principalement de l'augmentation de la productivité du travail. Pour étayer son analyse, il a observé que le nombre d'heures travaillées par semaine et par emploi est resté assez stable, voire légèrement en baisse sur sa période d'observation (34.13 heures en 2000 contre 32.07 heures en 2013). Ce ratio est de 32.11 en 2019. De plus, le Ratio Emploi/Population active, c'est-à-dire, l'emploi divisé par la population active (employés et chômeurs à la recherche d'un emploi), correspond à l'inverse du taux de chômage. Ce dernier est resté pratiquement stable depuis 1976, tournant autour de 7% en moyenne. Dans le même ordre d'esprit, le ratio Population active/Population totale n'est pas en hausse. Au contraire, sa tendance est baissière du fait d'un vieillissement de la population inadéquatement compensé par l'immigration. En effet, la proportion de population ayant 65 ans et plus est en croissance au Canada. Pourtant, bien que le taux d'activité soit faible chez les aînés (13 % en 2013 contre 87,1% chez les 25-44 ans), ces derniers sont bien pris en compte dans le calcul de la population active (15 ans et plus). En 2019, le taux d'activité chez les aînés est de 14.6% contre 87.4% chez les 25-54 ans.

Il convient cependant de noter que la composante « utilisation du travail » n'a pas la même importance dans toutes les économies. En effet, elle varie d'un pays à l'autre, si bien qu'elle est plus forte dans certaines économies que dans d'autres. Mais de façon générale, elle occupe moins de poids que la productivité dans la formule du PIB réel par habitant.

L'analyse d'André Léonard (2014) se résume comme suit : puisque les ratios *intensité du travail*, *taux d'emploi* et *taux d'activité* varient très peu, voire légèrement à la baisse, ils représentent ce que nous qualifierons de quasi-constantes dans la formule (1.3). Autrement dit, leur impact sur la croissance de la productivité (PIB réel par heure travaillée) est quasi-nul. Il en résulte que la courbe de la productivité du travail suit la même tendance que celle du PIB réel par habitant. Ce qui revient à réécrire la formule (1.3) comme suit :

$$(1.3) \quad \frac{\text{PIB réel}}{\text{Population totale}} = \frac{\text{PIB réel}}{\text{Heures travaillées}} \times C$$

$$\text{où } C = \frac{\text{Heures travaillées}}{\text{Emplois}} \times \frac{\text{Emplois}}{\text{Population active}} \times \frac{\text{Population active}}{\text{Population totale}} \cong \text{constante}$$

Raison pour laquelle, la courbe du PIB réel par habitant suit étroitement les variations de celle de la productivité du travail au Canada. Il en découle l'existence d'une relation étroite entre la croissance de la productivité du travail et l'augmentation du niveau de vie au Canada, d'autant que les analystes sont tangiblement unanimes sur le fait que le PIB réel par habitant reflète non

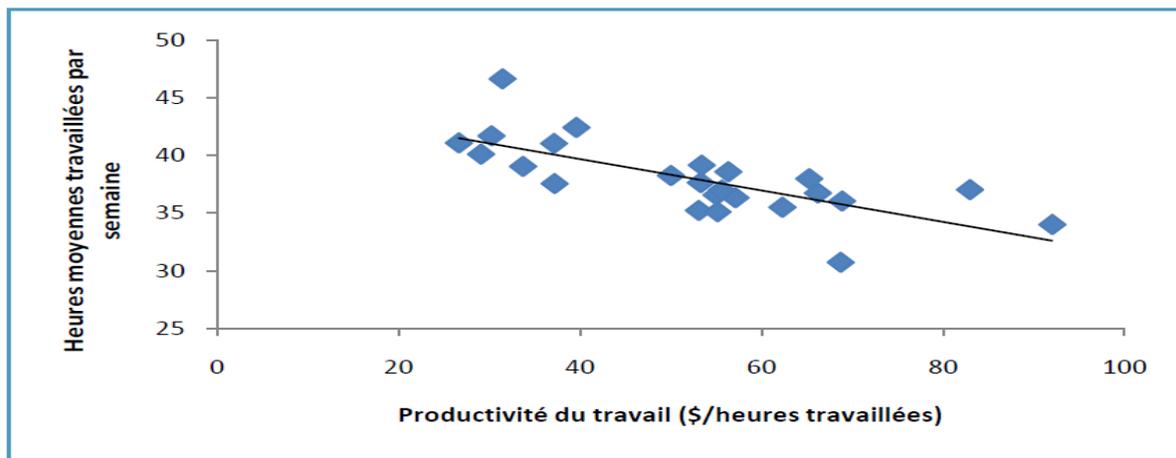
seulement le niveau d'activité économique d'un pays, mais également l'état de bien-être matériel des ménages qu'il héberge. Par conséquent, la précédente formule peut être réécrite comme suit :

$$(1.4) \quad \text{Niveau de vie} = \text{Productivité de travail} \times C = f(\text{Productivité de travail})$$

Effectivement, une amélioration de la productivité du travail entraîne une augmentation du revenu réel des particuliers et une baisse de prix des biens et services. Walsch (2004) explique ce phénomène par le fait que, lorsque la productivité augmente, le coût de production est réduit, ce qui permet de transférer une partie des économies réalisées à la réduction du prix final payé par le consommateur pour l'acquisition des biens et services.

De plus, notons que la croissance de la productivité de travail ne se limite pas seulement à ces deux avantages. Elle permet également aux travailleurs de travailler moins et de consacrer le temps gagné aux loisirs et à d'autres passions, ce qui contribue à maintenir une bonne santé mentale. Cette affirmation est illustrée par la courbe ci-dessous qui met en relation les heures moyennes travaillées par semaine et la productivité du travail (\$/heures travaillées) au sein de l'OCDE (Laurent Da Silva, Marc Santugini, 2009).

**Figure 1.2** : Relation entre la productivité du travail et les heures moyennes travaillées par semaine, pays de l'OCDE 2008\*



\* Les données sur la productivité du travail sont extraites de *Productivité et prospérité au Québec, Bilan 1981-2008*, Centre sur la productivité et la prospérité, HEC Montréal, 2009. Les heures moyennes travaillées par semaine sont extraites de OCDE Stat.

Cette figure démontre l'existence d'une relation négative entre la productivité et le nombre d'heures travaillées. Ce qui implique une relation positive entre le niveau de productivité et le temps disponible pour les loisirs.

## 1.2. Le salaire réel du travail

### 1.2.1. Concept du salaire

Bien entendu, il existe plusieurs définitions du salaire. Cependant, dans l'esprit du présent travail, nous retiendrons celle qui considère le salaire comme la contrepartie d'un travail exécuté ou fourni.

À ce titre, le salaire est un élément de la rémunération, d'autant qu'il représente uniquement le montant convenu dans le contrat du travail, fixé librement entre l'employé et l'employeur ou unilatéralement par ce dernier. Il convient donc de faire la différence entre le salaire et la rémunération. À ce propos, Bosworth, Perry et Shapiro (1994) affirment que les salaires diffèrent de la rémunération en ce qu'ils ne comprennent pas les contributions de l'employeur à l'assurance sociale, aux cotisations de retraite, à l'assurance maladie et aux autres avantages sociaux. Cela implique que la rémunération totale perçue par un travailleur peut être décomposée en composantes de paiement en espèces (salaires et traitements) et en suppléments incluant les avantages sociaux.

D'un point de vue économique, le concept du salaire ou du « salaire du produit » fait référence à la rémunération du travail mesurée en unités de production, plutôt qu'en unité monétaire (Gregory N. Mankiw, 2003). En effet, il désigne le pouvoir d'achat mesuré en quantité de biens et services que le salaire permet d'acquérir, et que l'entreprise concède à chaque unité de travail.

$$(1.5) \quad PML = \frac{W}{P}$$

où  $PML$  est la productivité marginale du travail,  $W$  le salaire reçu par le travailleur et  $P$  le prix unitaire du produit fabriqué. Selon cette approche, l'entreprise désireuse de maximiser son profit embauche jusqu'à ce que la productivité marginale du travail équivaille au salaire.

En revanche, on parle du salaire réel du produit lorsque la rémunération nominale du travail est déflatée à l'aide d'un indicateur de variation des prix ou d'un déflateur de production pour tenir compte de l'effet de l'inflation. On obtient alors la rémunération réelle ou le salaire réel du produit, à ne pas confondre avec le salaire net. Il en découle que l'expression *salaire réel du produit* fait référence à la rémunération réelle du travail, et non aux salaires et traitements.

### **1.2.2. Évolution du salaire réel du travail au Canada sur la période d'observation**

Pour mieux appréhender l'évolution du salaire réel du travail au Canada, nous avons considéré deux périodes de pointe en fonction de notre période d'observation, correspondant aux phases de la théorie économique, en tenant compte des modes de régulation du marché du travail : 1940-1979 (époque du keynésianisme et de la militance) et 1980-2019 (ère du néolibéralisme). Certes, une portion de la période du keynésianisme et de la militance (1940-1960) n'entre pas dans notre période d'observation (1961-2019), mais l'intégralité de son historique est nécessaire pour mieux cerner les défis et les conjonctures de la période suivante. À cet effet, nous nous sommes appuyés sur des travaux historiques portant sur les modes dominants de régulation des relations de travail qui encadrent la détermination de la rémunération et des conditions de travail (Heron, 1989 ; Palmer, 1992 ; Riddell, 1986: 1-95). Pour les chiffres de la période antérieure à 1961, nous nous sommes référés aux données statistiques historiques du Canada<sup>4</sup>. Cependant, les données relatives à notre période d'observation peuvent être récapitulées dans le tableau suivant :

---

<sup>4</sup> SC, Statistiques historiques du Canada, 1999, Section E : Salaires et conditions de travail, E-60-68, E-86-103 ; SC, CANSIM, 281-0021, 281-0022, 326-0002.

**Tableau 1.2** : Taux de croissance annuel composé (TCAC) de l'IPC et des revenus du travail

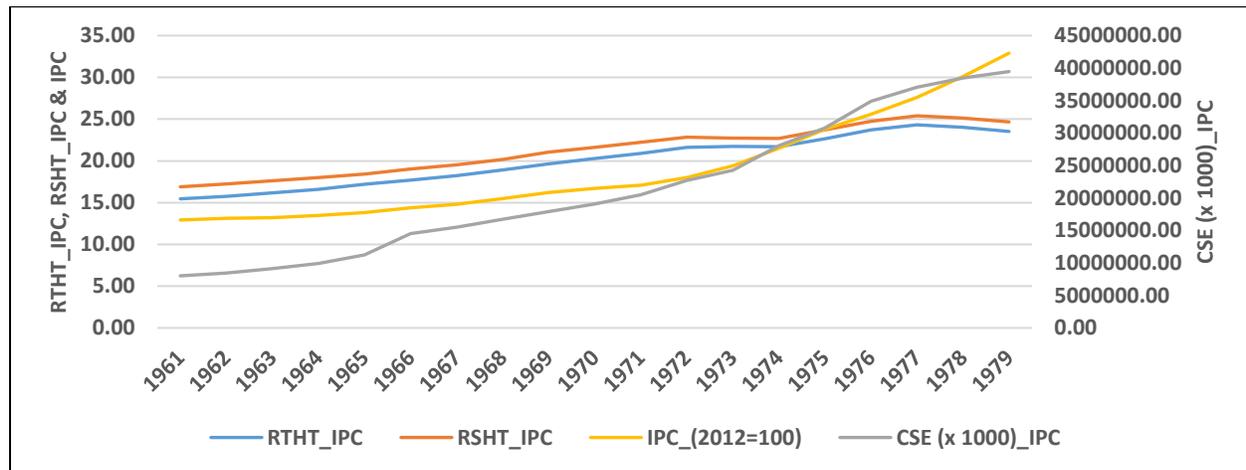
	Taux de croissance annuel composé (TCAC)			
	Rémunération totale par heure travaillée, déflatée par l'IPC	Rémunération des salariés par heure travaillée, déflatée par l'IPC	Revenu supplémentaire du travail (cotisations des employeurs) (x 1000), déflatée par l'IPC	IPC_(2012=100)
<b>1961-1979</b>	2.36%	2.12%	9.26%	5.34%
<b>1979-2019</b>	0.93%	0.90%	3.26%	3.11%
<b>1961-2019</b>	1.38%	1.28%	5.09%	3.79%

Source: tableau préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie (*Income and Productivity Data*), du STATCAN 36-10-0489-05 (CANSIM 383-0031), et du STATCAN 36-10-0298-01 (CANSIM 382-0001).

### 1.2.2.1. Époque du keynésianisme et de la militance (1940-1979)

Contrairement à la majorité des économies des pays développés, l'économie canadienne ne connaît pas une dévastation durant la seconde guerre mondiale (1939-1945). Au contraire, elle enregistre une forte croissance, assortie d'une augmentation rapide du pouvoir d'achat des travailleurs et de l'essor de la consommation de masse. Il en résulte une augmentation hallucinante, en dollars constants, des salaires horaires moyens des employés à la production dans l'industrie manufacturière (252%) sur la période de 1940-1979. En revanche, leurs salaires hebdomadaires moyens accusent des augmentations un peu moins élevées (176%) sur la même période, vu que les travailleurs préfèrent une diminution des heures travaillées par semaine à une augmentation de leur rémunération. Cela va entraîner progressivement la réduction des heures hebdomadaires de travail, passant de 50 heures en moyenne en 1940 à 38,5 heures en 1980.

**Graphique 1.2** : Croissance des revenus du travail, de l'IPC et des cotisations sociales, 1961-1979



Source: graphique préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie (*Income and Productivity Data*), du STATCAN 36-10-0489-05 (CANSIM 383-0031), et du STATCAN 36-10-0298-01 (CANSIM 382-0001).

Sur la fraction de période keynésienne correspondant à notre période d'observation, soit de 1961 à 1979, la rémunération des salariés par heure travaillée - déflatée par l'IPC (RSHT\_IPC) a cru en moyenne au taux annuel composé de 2.12 % contre 2.36% pour la rémunération totale du travail par heure travaillée - déflatée par l'IPC (RTHT\_IPC), et 5.34% pour l'IPC (IPC\_(2012=100)), en

dollars constants 2012. Pour mieux appréhender la situation, il faut distinguer deux sous-périodes entre 1961 et 1979. Comme l'indique le tableau 1.3, la rémunération totale et l'IPC ont cru pratiquement au même rythme sur la période de 1961-1972, avant que l'IPC n'entre dans une phase de forte croissance à partir de 1972.

**Tableau 1.3** : Taux de croissance annuel composé des revenus du travail et de l'IPC sur les deux sous-périodes entre 1961 et 1979

	Rémunération totale par heure travaillée, déflatée par l'IPC	Rémunération des salariés par heure travaillée, déflatée par l'IPC	IPC_(2012=100)
1961-1972	3.10%	2.53%	3.07%
1972-1979	1.22%	1.10%	9%

Source: tableau préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie (*Income and Productivity Data*), STATCAN 36-10-0489-05 (CANSIM 383-0031), STATCAN 36-10-0298-01 (CANSIM 382-0001).

Comme on peut le remarquer sur le graphique 1.2, les cotisations sociales des employeurs-déflatées par l'IPC (CSE (x1000)\_IPC), incluses dans le revenu du travail, ont cru significativement sur la période indiquée, sans toutefois entraîner une croissance des revenus du travail au rythme de l'IPC. En d'autres termes, les employeurs semblent avoir amputé l'augmentation des revenus du travail au profit des cotisations sociales.

Et pour cause, la hausse des cotisations sociales (9.26% en moyenne au taux annuel moyen), devenue une tendance à l'époque, pesaient lourdement sur les portefeuilles des employeurs, si bien que l'augmentation des salaires et traitements était faible. En effet, ce n'est qu'au cours des années 1950 que les travailleurs commencent à bénéficier des semaines de vacances et d'un nombre plus important de fêtes chômées et payées, de l'assurance-chômage, d'une protection contre les accidents de travail et, pour les syndiqués, de congés maladie et de régimes complémentaires de retraite, d'assurance-vie ou d'assurance-maladie. Dans les années 1960 s'ajoutent pour tous les travailleurs l'assurance hospitalisation, le régime de rentes du Canada et une bonification des régimes de retraite privée, etc. Ces avantages représentent une addition équivalente à 5-6% de la rémunération dans les années 1960 et à 7-8% dans les années 1970 (SC, CANSIM, 382-0001).

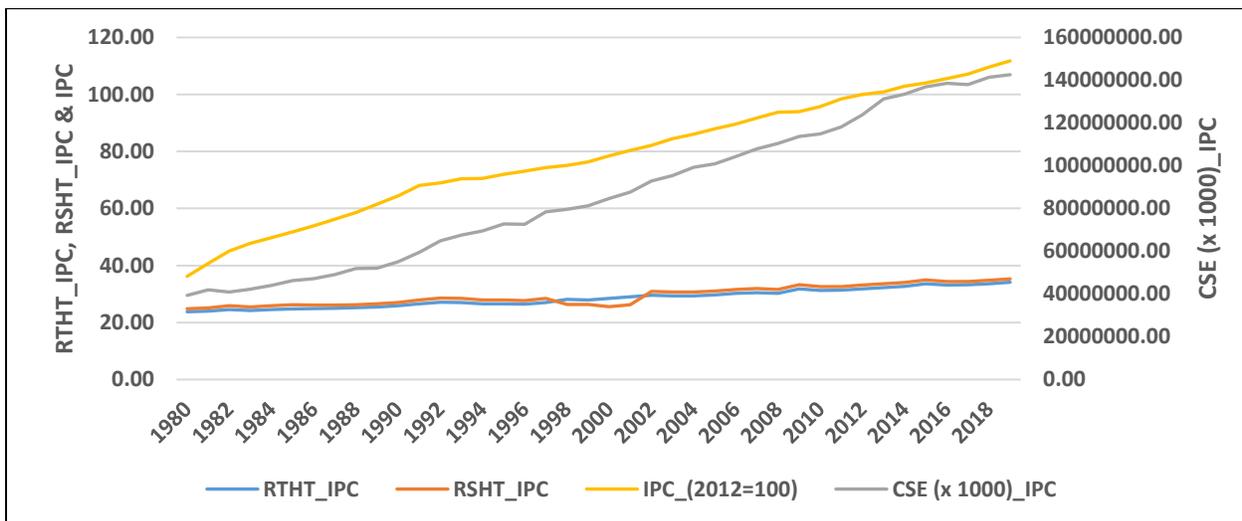
En revanche, à partir de 1976, on assiste à un léger fléchissement du salaire horaire, par suite d'une intervention du gouvernement fédéral visant à légiférer dans le but d'endiguer les hausses salariales (loi C-73). Adopté en 1975 afin de contenir l'inflation, le programme de contrôle des prix et des revenus comprend un plafonnement des augmentations salariales de l'ordre de 10, 8 et 6% de 1976 à 1978. Il s'applique tant aux employés de la fonction publique fédérale qu'à ceux des entreprises du secteur privé de plus de 500 employés. Les provinces vont emboîter le pas en appliquant le programme aux secteurs d'emploi qui relèvent de leur juridiction. La loi fait particulièrement sentir ses effets à l'échéance des conventions collectives pour les travailleurs syndiqués. De plus, ses lignes directrices sont largement suivies dans les entreprises de plus petite taille. Ses conséquences se font sentir rapidement sur les chèques de paie des travailleurs, car, en 1978, les salaires horaires réels reculent pour la première fois depuis les années 1930, la hausse des prix étant supérieure aux augmentations salariales. Pour les quatre années suivantes (jusqu'à la récession de 1982), la croissance des salaires équivaut à celle de l'IPC ou lui est légèrement inférieure. Cette tendance va se poursuivre bien au-delà des années 1980. Ainsi, on peut inférer

que le cran d'arrêt qui a mis fin à l'amélioration du pouvoir d'achat des travailleurs ne se trouve pas dans la récession économique de 1982, mais plutôt dans une décision gouvernementale, soit la mise en place du programme de contrôle des prix et des revenus du travail (Rouillard, J. & Rouillard, J.-F. (2015)).

### 1.2.2.2. Ère du néolibéralisme (1980-2019)

Sur la période allant de 1980 à 2019, le Canada a enregistré une hausse moyenne annuelle de 0.90 % en dollars constants (taux annuel composé) des rémunérations des salariés, contre 0.93% et 3.11% respectivement pour la rémunération totale et l'IPC. Ces chiffres valent pour l'ensemble de l'économie canadienne.

**Graphique 1.3 :** Croissance des revenus du travail, de l'IPC et des cotisations sociales, 1980-2019



Source: graphique préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie (Income and Productivity Data), STATCAN 36-10-0489-05 (CANSIM 383-0031), STATCAN 36-10-0298-01 (CANSIM 382-0001).

Pour se mettre à l'abri de l'inflation, les travailleurs syndiqués vont bénéficier depuis 1978 des augmentations salariales qui suivent étroitement l'indice des prix à la consommation, selon les conventions collectives négociées dans les entreprises de plus de 500 employés dans 22 villes canadiennes. Cependant, à partir de 2014, les rajustements salariaux conclus par les travailleurs syndiqués sont sujets à caution, puisqu'ils s'établissent à 1.7% en moyenne, soit en deçà de l'inflation qui croît approximativement au taux de 2% depuis 1992, d'où la nécessité de retourner à la table des négociations.

On note par ailleurs que les cotisations sociales des employeurs sont en hausse depuis le début des années 1980. Elles ont cru en moyenne à 3.89% par an jusqu'en 1992 avant d'entrer dans une phase de croissance moindre, en l'occurrence 2.96 % par an, en dollars constants de 2012 (CANSIM, 382-0001, 382-0006). Cette addition est relativement peu significative depuis le début des années 1980 (3.26%) et ne justifie guère la conclusion d'une maigre croissance de la rémunération globale des salariés au cours des trente dernières années. Mais pourquoi cette faible croissance ? Pour en comprendre ses causes, examinons les modèles économiques de fixation de salaire qui régissent le marché du travail.

### 1.2.3. Déterminants du salaire réel du travail

La théorie néoclassique, qui prône le modèle de concurrence pure et parfaite du marché du travail, soutient que le travail ne serait rien d'autre qu'une marchandise pouvant être échangée librement selon le principe de l'offre et de la demande. Cette approche est-elle réaliste ? Sinon quels sont les facteurs qui régissent la fixation de salaire dans une économie ? Alan B. Krueger (2018) a récusé cette énigmatique théorie, en développant deux classes de modèles économiques de fixation de salaire, à partir des observations sur le terrain aux États-Unis.

### 1.2.4. Modèles économiques de fixation de salaire

Bien que de nombreuses études soutiennent que la productivité du travail et le salaire réel évoluent au même rythme, les analystes reconnaissent néanmoins que la croissance de la productivité a été légèrement plus rapide sur presque toutes les périodes considérées, créant un léger écart par rapport à celle du salaire réel du travail. En effet, au cours des dernières décennies, la croissance des salaires moyens aux États-Unis a été plus faible que ce que l'on pourrait attendre d'une relation conventionnelle, malgré un taux de chômage historiquement bas dans ce pays. Quand on sait que, en principe, un marché de travail sous haute pression a tendance à augmenter les salaires et les opportunités des travailleurs à bas salaire, on est en droit de se demander les causes de ce phénomène. Fort de ce constat, Alan B. Krueger (2018) s'est penché sur le sujet pour en cerner les facteurs explicatifs. Il va donc naître de son analyse deux classes de modèles économiques visant à mettre en lumière les pratiques qui affaiblissent le pouvoir d'achat des travailleurs : *le modèle statique de monopsonie et le modèle de frictions de recherche*.

De prime abord, notons que l'analyste marque son désaccord avec le modèle de concurrence parfaite généralement utilisé par les économistes, avançant qu'il est plus approprié de modéliser le marché du travail comme étant imparfaitement concurrentiel, soumis à des effets de monopsonie, à un comportement collusoire des entreprises, à des frictions de recherche et à des excédents qui font l'objet de négociations. De plus, face au scepticisme de nombreux économistes qui peinent à croire que les marchés soient manipulables, que les entreprises ou les commerçants aient une certaine influence sur les salaires, il n'a pas hésité de rappeler l'une des phrases célèbres tirée de la « Richesse des Nations » d'Adam Smith (1776) pour étayer les résultats de son analyse : les employeurs "sont toujours et partout dans une sorte de combinaison tacite, mais constante et uniforme, pour ne pas augmenter les salaires de la main-d'œuvre au-dessus de leur taux réel. Violent cette combinaison est partout une action des plus impopulaires, et une sorte de reproche à un maître parmi ses voisins et ses égaux".

#### 1.2.4.1. Modèle statique de monopsonie

Initié par Joan Robinson (1933), ce modèle décrit une situation dans laquelle un seul employeur fait face à la courbe ascendante de l'offre de travail sur le marché. On pourrait y inclure l'oligopsonie qui caractérise l'emprise sur le marché de travail d'un petit groupe d'employeurs face à des courbes d'offres de travail ascendantes. Ce modèle dépeint également la situation décrite par Adam Smith (1776) qui préconise l'entente d'un groupe d'employeurs pour contrôler les niveaux de salaires à différents paliers de l'activité économique.

Plusieurs observations sur le marché corroborent ce modèle :

- La raideur de la courbe Philip des salaires dans les déciles inférieurs démontre que la hausse des salaires est plus sensible au chômage pour les travailleurs moins qualifiés et moins bien payés, ce qui suggère qu'un marché du travail plus serré est maintenant nécessaire pour soutenir la croissance des salaires réels. Pour rappel, la courbe de Phillips met en évidence une relation inverse entre l'inflation et le chômage, et il est évident que les salariés ne sont plus en position d'exiger une hausse de salaire au-delà d'un certain niveau de chômage. Dans ce contexte, ce sont les entreprises qui se taillent la part du lion dans le partage de gain de productivité. Par conséquent, plus le taux de chômage est faible, plus le pouvoir des salariés est grand.
- Deux études réalisées aux États-Unis (Sullivan (1989) et Staiger, Spetz et Phibbs (2010)), portant sur la profession d'infirmière, ont révélé que l'indice Herfindahl d'ouverture de postes était plus élevé pour cette catégorie de profession ; ce qui se traduit par une plus grande concentration des employeurs dans ce secteur, notamment pour des postes à pourvoir dans les régions à faible densité démographique. Il s'agit là d'une preuve substantielle du pouvoir de monopsonne exercé par des hôpitaux sur le niveau des salaires des infirmières en région.
- Le déclin de la représentation syndicale et l'érosion de la valeur réelle du salaire minimum ont contribué à l'augmentation significative des inégalités et de la polarisation des revenus aux États-Unis depuis le début des années 1980. Évidemment, en vertu des mesures coercitives imposées dans le secteur public au début des années 1980, on assiste de plus en plus, impuissant, à l'effondrement des forces qui, traditionnellement, luttaient en faveur du pouvoir d'achat des salariés pour faire contrepoids au pouvoir du monopsonne. Ces changements sont également des causes probables de la tendance légèrement baissière de la part du travail dans le revenu national aux États-Unis depuis les années 1990, après des décennies de stabilité.

#### **1.2.4.2. Modèle de frictions de recherche**

Développé par Ken Burdett (1998), Dale Mortensen (1998), Chris Pissarides(1985) et Peter Diamond(1982), et amélioré par Alan Manning (2003), ce modèle considère que ça prend du temps et des efforts aux travailleurs de trouver des emplois convenables, et aux entreprises d'embaucher des travailleurs qui correspondent à leur besoin. Ainsi, une entreprise peut payer un peu moins que le salaire de réservation<sup>5</sup>, sans courir le risque de perdre tous ses employés ou avoir du mal à en recruter d'autres. Ce salaire de réservation, aussi appelé salaire minimum de départ ne désigne pas un montant fixe, mais plutôt une série d'offres plausibles pour chaque type de poste que les entreprises pourraient faire, ou de marchandages que les travailleurs et des entreprises peuvent faire. On dit alors que les travailleurs sont payés en dessous de leur productivité marginale à cause de frictions.

---

<sup>5</sup> Les modèles de recherche d'emploi d'équilibre, Christian Bontemps (2004)

### 1.2.4.3. Effets des deux modèles sur la courbe de l'offre de travail

Il découle de ces deux modèles que la courbe de l'offre de travail d'une entreprise est supposée inclinée vers le haut, au lieu d'être infiniment élastique. En effet, les entreprises fonctionnent dans ces modèles avec des postes vacants coûteux, mais résistent à l'augmentation des salaires, sous prétexte que le salaire devrait être augmenté pour tous les travailleurs, et pas seulement pour le travailleur supplémentaire embauché. Il en résulte que, dans une économie en plein essor, un grand pouvoir de monopsonne confère aux entreprises la possibilité de s'entendre pour maintenir les salaires à un taux fixe, inférieur au marché, dans l'optique de les rendre résistants à la pression à la hausse de la demande de main-d'œuvre.

De ces deux classes de modèles de fixation de salaire, le monopsonne demeure le plus répandu aussi bien au Canada qu'aux États-Unis, d'où notre intérêt aux pratiques qui le renforcent.

### 1.2.4.4. Les pratiques qui inhibent la croissance des salaires

Les principaux effets de l'augmentation du pouvoir de monopsonne et de la diminution du pouvoir d'achat des travailleurs au cours des dernières décennies ont été de réduire la part du gâteau revenant aux travailleurs et d'augmenter celle revenant aux employeurs, et non de réduire la taille du gâteau dans son ensemble. En d'autres termes, l'apparition d'une plus grande puissance de monopsonne entraînerait une baisse des salaires et une pénurie de travailleurs dans les entreprises, mais pas nécessairement une baisse importante de l'emploi global. Bien que l'analyse de Krueger (2018) porte sur le marché du travail américain, les pratiques déplorées sont également courantes au Canada, compte tenu des liens étroits entre les économies des deux pays. Il s'agit notamment de :

- *La légitimation de la discrimination salariale grâce au recours aux agences de travail temporaires et aux sociétés de placement.* À titre illustratif, aux États-Unis, des hôpitaux soucieux de combler des postes vacants ont tendance à faire appel au service d'une agence de placement, pour déboursier un salaire plus élevé, afin de fournir des infirmiers supplémentaires, sans avoir à augmenter l'échelle des salaires des infirmiers en place.
- *L'inclusion des clauses de non-concurrence dans les contrats de travail, lesquelles restreignent les options des travailleurs et réduisent donc leur mobilité et leur pouvoir d'achat.* Aux États-Unis, comme au Canada, plusieurs employeurs incluent cette restriction dans les contrats du travail, prétextant protéger leur secret commercial. Cette pratique empêche un employé expérimenté, mais sous-payé, de saisir une opportunité d'embauche alléchante chez un concurrent de son employeur.
- *L'utilisation abusive du système de certification, de permis d'exercice, de licence professionnelle ou de titre professionnel, comme un véritable obstacle à la mobilité des travailleurs entre régions, juridictions ou provinces au sein d'un même pays.* Ce faisant, un employé qui désire obtenir une meilleure rémunération, en choisissant de se réinstaller dans une autre région ou juridiction offrant de belles opportunités, va se heurter à une lourde, longue et coûteuse procédure de requalification. Cette contrainte empêche

d'exercer une pression à la hausse des salaires sur la juridiction qui paie des salaires médiocres.

- *L'existence d'une clause de non-débauchage entre des sociétés de franchise qui empêche ou limite la capacité d'un franchisé d'une chaîne d'embaucher des travailleurs employés par d'autres franchisés.* Alan B. Krueger, en collaboration avec Orley Ashenfelter (2018), a estimé que 58 % des sociétés de franchise appliquent cette clause aux États-Unis. Il n'y a guère de justification commerciale à une telle clause, si ce n'est pour restreindre la mobilité et les possibilités des travailleurs.
- *La délocalisation des emplois exerce une pression à la baisse sur les salaires.* L'ouverture des marchés mondiaux aux flux de capitaux facilite le recours à la délocalisation d'emplois et permet le déplacement de certaines activités économiques des pays à salaires hauts vers les pays à bas salaires. En 2007, 57 %<sup>6</sup> des nouveaux emplois à l'échelle mondiale ont été créés en Asie.
- *L'application d'une collusion tacite entre franchisés d'une même chaîne et entre entreprises indépendantes visant à s'abstenir d'engager les travailleurs les uns des autres ou à augmenter les salaires au-dessus d'un seuil conventionnel.* Ce phénomène est survenu juste après la Grande Récession dans le but de contrecarrer les initiatives de négociation salariale des travailleurs encore sous le choc. En effet, les employeurs jouissent d'une large marge de manœuvre en matière de recrutement de travailleurs qualifiés pendant et après une récession (Alan B. Krueger, 2018).

### **1.3. Relation entre la croissance de la productivité et la hausse du salaire réel**

Plusieurs auteurs ont tenté de vérifier empiriquement la relation entre la croissance de la productivité du travail et la hausse du salaire réel. Avant de nous pencher sur les résultats de leurs travaux, il est primordial de comprendre comment l'évolution de la productivité dans le temps affecte le marché de l'emploi. En effet, comme nous l'avons vu dans la précédente section, les tendances conjoncturelles sur le marché de l'emploi, par exemple la hausse ou la baisse de la demande de main d'œuvre, impactent la fixation du salaire réel.

#### **1.3.1. Effets de l'évolution de la productivité sur le marché de l'emploi**

Pour une économie, soumise au progrès technique, la productivité ne demeure pas statique. Elle évolue dans le temps. Cette évolution résulte de l'amélioration des facteurs de production, notamment l'acquisition de nouvelles habiletés chez les travailleurs ou la réalisation d'un progrès notable des techniques de production. On en déduit que la productivité du travail et la production sont étroitement liées. Toutefois, il est erroné de conclure qu'une augmentation de la productivité du travail est une information suffisante pour prédire la variation de la production. En effet, à titre d'exemple, si les employés d'une unité industrielle parviennent à pallier efficacement l'absence temporaire d'un travailleur dans la chaîne de production, en maintenant le même niveau de

---

<sup>6</sup> Rapport d'avril 2009 de l'Institut de recherche et d'informations socio-économiques (IRIS)

production, la productivité par employé va certainement augmenter pour la période considérée. Cependant, il n'y a aucun gain en matière de production. Aussi, il faut rappeler que le travail n'est qu'un facteur de production parmi tant d'autres. Alors, une simple recombinaison de ces facteurs peut impacter positivement ou négativement la production. En somme, une grande prudence s'impose en matière de l'interprétation des données issues de la productivité du travail, car cette dernière ne tient compte que d'un seul facteur : le travail.

Pour mieux cerner l'évolution de la productivité dans le temps, nous allons d'abord nous intéresser à son comportement dans un univers microéconomique versus un univers macroéconomique. En effet, il s'agit de deux perspectives différentes qui, si elles ne sont pas bien appréhendées, peuvent induire facilement en erreur. Et pour cause, nombreux sont les observateurs américains qui récusent l'affirmation selon laquelle la productivité contribue à l'amélioration de niveau de vie des travailleurs, pointant du doigt les licenciements résultant de l'augmentation des croissances récentes de la productivité aux États-Unis (Carl E. Walsch, 2004). Ainsi, un observateur novice pourrait imputer les licenciements dans une industrie en déclin au gain de productivité réalisé par une industrie en développement, perdant de vue les emplois créés par cette dernière.

### **1.3.1.1. Effets macroéconomiques et microéconomiques des variations de la productivité sur l'emploi**

La microéconomie vise à analyser aussi bien la structure des industries et des marchés, que le comportement des entreprises et des consommateurs. À cet égard, la croissance de la productivité et les innovations technologiques entraînent constamment des changements structurels dans l'économie. Ainsi, pendant que certaines industries, propulsées par des facteurs novateurs, connaissent une ascension fulgurante, d'autres, au contraire, se contractent ou sont condamnées à disparaître. C'est le cas, par exemple, de l'industrie de fabrication des ordinateurs qui, grâce à la mise au point des logiciels de traitement de texte, a brisé l'élan des entreprises produisant les machines à écrire. Dans le même ordre d'idée, au cours des années 50, bien que la part de l'industrie manufacturière dans le PIB des États-Unis soit demeurée constante, la croissance de la productivité a été si importante que ça prenait de moins en moins de travailleurs pour réaliser la production requise. Cette situation a conduit à la diminution de la part de l'emploi dans l'industrie manufacturière par rapport à l'emploi total durant cette période. En revanche, un autre secteur d'activité économique qui n'existait pas il y a 50 ans, en l'occurrence l'industrie informatique, a connu un succès remarquable, assorti d'une augmentation de l'emploi et de la production. Ces changements créent des variations sur le marché du travail, se traduisant par la migration des travailleurs d'une industrie en déclin, ou dont le besoin de main d'œuvre a chuté, vers une autre industrie en plein essor. Il en résulte la disparition d'emplois dans certains secteurs et la création d'emplois dans d'autres, donnant lieu à un gain net ou une perte nette d'emplois.

La macroéconomie, quant à elle, ne se préoccupe pas des phénomènes inhérents à une industrie ou un secteur spécifique de l'économie. Elle se concentre plutôt sur le comportement global de l'économie, à savoir les niveaux globaux de revenus, de production, d'emploi, etc. À ce titre, elle aide les pouvoirs publics à trouver des solutions aux grands enjeux de politiques publiques, notamment en mesurant par exemple l'impact des variations rapides de la productivité sur le

niveau total de l'emploi et des salaires. Cette mesure ne saurait être pertinente qu'en faisant la distinction entre le court et le long terme.

### **1.3.1.2. Impacts à court et à long terme des variations de la productivité sur l'emploi et le salaire**

#### **1.3.1.2.1. Dimension du court terme**

La dimension du court terme met en relief l'impact de la productivité sur le nombre de travailleurs nécessaires pour produire un niveau de production donné. Pour bien cerner cet impact, nous allons considérer deux scénarios :

- *La demande globale de l'économie augmente*

À court terme, les entreprises ont tendance à répondre à l'augmentation de la demande par l'augmentation de la production. Toutefois, une augmentation de la production n'implique pas systématiquement une augmentation du nombre d'embauches. Dans un tel contexte, c'est la variation de la productivité du travail qui dévient le facteur déterminant. Ainsi, si celle-ci reste inchangée, les firmes auront besoins d'embaucher des travailleurs supplémentaires pour satisfaire la demande. En revanche, si la productivité de travail augmente, il est évident que les demandes peuvent être satisfaites avec peu d'employés, ce qui implique la réduction de la croissance d'emplois.

- *La demande globale de l'économie reste inchangée ou diminue*

Dans ce cas de figure, une croissance plus rapide de la productivité du travail pourrait entraîner une baisse importante de l'emploi à court terme, sans une augmentation correspondante d'emplois dans les nouvelles industries ou des industries en expansion.

#### **1.3.1.2.2. Dimension du long terme**

De prime abord, il est important de souligner qu'à long terme, les revenus de l'emploi ne dépendent pas de la demande, mais plutôt des facteurs relatifs à l'offre, c'est-à-dire du stock du capital, de la main d'œuvre et de la technologie utilisée. Pour les entreprises, le coût pertinent du travail ne se mesure pas par les salaires et avantages versés aux travailleurs, mais plutôt par les coûts de ces dépenses par rapport à la capacité de ces travailleurs à transformer les intrants en production. Cela étant, logiquement, si on augmente le salaire alors que la productivité demeure constante, il va y avoir une augmentation du coût du travail. Inversement, une augmentation de la productivité du travail diminue le coût du travail à un niveau donné de salaires et avantages sociaux. Et si l'augmentation de la productivité rend la main d'œuvre moins couteuse, les entreprises auront une propension à embaucher.

Selon la dimension du long terme, la croissance de la productivité de travail induit une augmentation du PIB potentiel de deux manières : directement en permettant de produire davantage avec le même emploi ou indirectement par la création d'emplois découlant de la diminution du coût de la main d'œuvre. En effet, les technologies innovantes stimulent la productivité, favorisant autant l'apparition de nouvelles industries que la création de nouveaux

emplois. Il va s'en suivre une forte demande de main d'œuvre, entraînant la concurrence entre employeurs pour embaucher des travailleurs supplémentaires. Cela donne lieu à la fois à la croissance de l'emploi et à l'augmentation des salaires. En somme, l'augmentation de PIB potentiel est une conséquence indirecte de l'augmentation de l'emploi, des salaires et de la productivité.

À première vue, on pourrait facilement croire qu'il existe une contradiction entre les effets de la productivité à long et à court terme. En effet, il peut sembler étonnant qu'une croissance rapide de la productivité ralentisse la création d'emplois à court terme, tout en augmentant les salaires et l'emploi à long terme. Cependant, Carl E. Walsch (2004) nous invite à noter que la clé de l'énigme se trouve dans la compréhension des fluctuations du PIB réel autour du PIB potentiel. Ce dernier correspond au PIB réel lorsque tous les facteurs de production de l'économie sont pleinement utilisés. À court terme, il peut arriver que le PIB potentiel, porté par la croissance rapide de la productivité, augmente plus rapidement que le PIB réel, créant un écart de production négatif qui sera comblée par l'augmentation des dépenses d'investissement et de consommation. Cela est dû au fait que les innovations technologiques poussent les entreprises à augmenter leurs dépenses d'investissement pour acquérir des équipements performants qui vont baisser le coût de la main d'œuvre et augmenter les marges bénéficiaires. Il en résulte une augmentation de la richesse globale qui va stimuler les dépenses de consommation. De ce fait, les salaires et les prix vont devoir s'ajuster pour rééquilibrer l'économie. Ce sont ces ajustements qui vont réduire l'écart de production pour ramener le PIB réel au niveau du PIB potentiel.

Intéressons-nous maintenant aux résultats des études empiriques réalisées sur notre thème.

### **1.3.2. Études empiriques sur la relation entre la croissance de la productivité et la hausse du salaire réel**

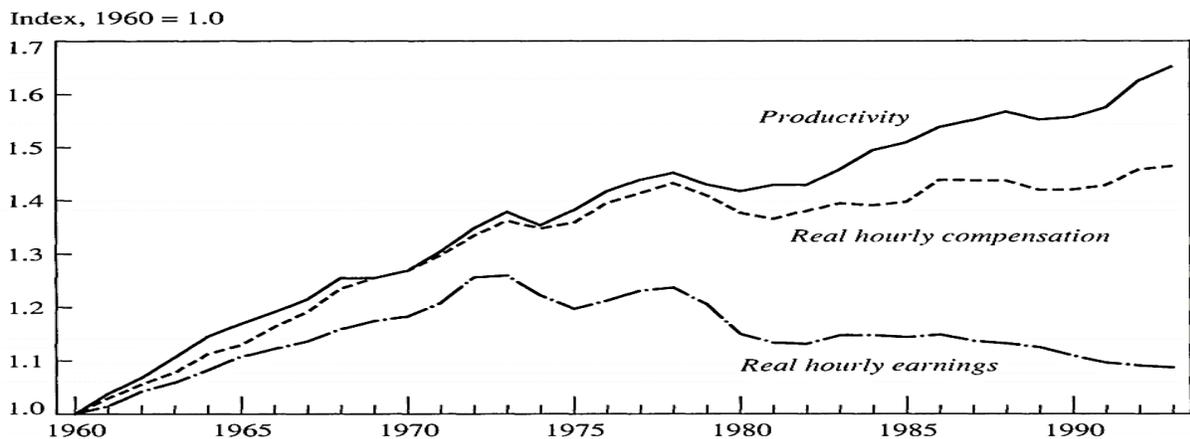
Deux études réalisées d'une part par Bosworth, Perry et Shapiro (1994) et d'autre part par Martin S. Feldstein (2008), portant sur les tendances du salaire réel et de la productivité aux États-Unis, ont relevé des erreurs de mesure conceptuelles dans les analyses traitant le même sujet, notamment celles du Bureau of Labor Statistics (BLS). Quoique les travaux de ces auteurs portent sur deux périodes différentes, ils s'accordent unanimement sur le fait que ces mesures sont en réalité faussées par des incohérences dans la présentation des données, des biais dans l'enquête sur les revenus horaires et des différences entre les indices de prix utilisés pour corriger l'inflation.

Bosworth, Perry et Shapiro (1994) examinent les tendances des salaires et de la productivité aux États-Unis, abordant les préoccupations publiques qui soutiennent que les salaires réels ne suivent pas la croissance de la productivité, que l'augmentation des coûts des avantages sociaux sape les gains en termes de salaire net, et que les travailleurs d'autres pays bénéficient d'augmentations de salaire supérieures à celles des travailleurs américains. La première mesure soutient que la croissance de la rémunération horaire réelle dans le secteur des entreprises non agricoles s'est ralentie, passant de 2,4 % par an sur la période 1960-73 à 0,4 % par an par la suite. Dans le même temps, la production horaire par travailleur a augmenté de 0,9 % par an, ce qui est sensiblement plus rapide que la rémunération horaire, bien qu'en baisse considérable par rapport au taux de croissance annuel de 2,5 % enregistré entre 1960 et 1973. Dans une économie où la croissance des

salaires réels a été parallèle à l'augmentation de la productivité sur le long terme, cette divergence apparente implique que les bénéfices de l'augmentation de la productivité n'ont pas été distribués de la manière attendue au cours des deux dernières décennies. La deuxième mesure du BLS conclut que le gain horaire réel des employés sans supervision - exclut les paiements de l'employeur pour les pensions, les soins de santé, les taxes sur l'emploi et les autres coûts non salariaux qui sont comptés dans la rémunération horaire réelle - a en fait diminué de 15 % depuis 1973, ce qui est surprenant. Cette différence entre la rémunération horaire réelle et le gain horaire réel est souvent attribuée par le BLS soit à l'augmentation des coûts des compléments de salaire, en particulier de l'assurance médicale, soit à un écart grandissant entre les taux de salaire des travailleurs sans fonction de supervision et ceux des travailleurs affectés à la supervision.

Les auteurs discutent de la divergence depuis 1973 entre la croissance des salaires réels et celle de la productivité, attribuant une partie de l'écart à un déclin significatif des termes de l'échange du travail (ce qui signifie que les prix payés par les travailleurs pour les biens ont augmenté plus rapidement que les prix des biens qu'ils produisent). Ils notent également une baisse modeste de la rémunération réelle par rapport à la productivité lorsque les deux sont déflatés en utilisant un indice de prix commun.

**Figure 1.3 :** Productivité et salaires horaires réels, É.U, 1960-93a



Source: Authors' calculations based on U.S. Bureau of Labor Statistics (1994) and U.S. Bureau of Labor Statistics, consumer price index.

a. Productivity is output per worker-hour for nonfarm business deflated by the output deflator for that sector. Real hourly compensation for nonfarm business and real hourly earnings for private nonagricultural production workers and nonsupervisory workers are deflated using the CPI for urban workers.

Ils examinent le rôle des avantages sociaux, montrant que leur croissance est en grande partie responsable de la divergence entre les mesures de la rémunération totale et du salaire net, mais que leur rôle est plus limité qu'on ne le suppose généralement. Par exemple, alors que les taxes sur l'emploi ont augmenté rapidement au début des années 70 et sont restées stables dans les années 80, les paiements des employeurs pour l'assurance maladie ont augmenté rapidement pendant plusieurs décennies. De plus, il y a eu une baisse compensatoire moins connue des contributions des employeurs aux régimes de retraite privés. Les analystes critiquent l'indice des gains horaires réels du BLS, citant ses techniques d'échantillonnage comme étant mal calibrées, et préconisent d'améliorer la méthodologie pour l'analyse des tendances à long terme. Ils font l'éloge de l'indice du coût de l'emploi (ECI : Employment Cost Index) comme un indice des salaires et des rémunérations bien conçu qui s'ajuste aux changements de la composition industrielle et

professionnelle de l'emploi, ce qui en fait une bonne mesure des coûts salariaux auxquels les employeurs sont confrontés. Ils soulignent également que l'indice des prix à la consommation (IPC) surestime l'inflation depuis les années 1980, ce qui fausse la croissance des salaires réels. Pour une mesure plus précise, ils proposent d'utiliser le déflateur des dépenses de consommation personnelle (PCE : personal consumption expenditures deflator) qui montre que les salaires réels ont augmenté, bien que légèrement moins que la productivité. Enfin, ils notent que les changements dans la part des revenus du travail par rapport à la part totale des revenus non agricoles ont été mineurs et ne remettent pas en question l'utilisation de la fonction de production Cobb-Douglas pour la modélisation économique à long terme.

Feldstein (2008) abonde dans le même sens à la suite d'une étude comparant la croissance de la productivité et celle de la rémunération réelle aux États-Unis, sur la période de 1970 à 2006. En effet, selon son travail, lorsque les salaires sont ajustés de la même manière que la productivité pour tenir compte de l'inflation, les deux mesures ont augmenté à un rythme similaire. Plus spécifiquement, la productivité a doublé depuis 1970, augmentant à un taux annuel de 1,9 %, tandis que la rémunération horaire réelle a augmenté de 1,7 % par an. Entre 2000 et 2007, cette tendance s'est accélérée avec une croissance annuelle de la productivité de 2,9 % et une croissance de la rémunération horaire de 2,5 %. Il souligne également que la part du travail dans le revenu national reste essentiellement inchangée. Pour étayer ses dires, il a exposé deux principales erreurs de mesure qui ont conduit certains analystes à conclure que la hausse du revenu du travail n'a pas suivi la croissance de la productivité :

- 1) La première erreur de mesure consiste à comparer la croissance de la productivité avec les gains ou les salaires et traitements plutôt qu'avec la rémunération totale. En effet, en raison de la croissance rapide des prestations de l'assurance maladie, d'autres avantages sociaux et d'autres paiements non monétaires, les salaires n'ont pas augmenté aussi rapidement que la rémunération totale. Il est donc important de comparer l'augmentation de la productivité avec l'augmentation de la rémunération totale plutôt qu'avec l'augmentation de la mesure plus étroite des seuls salaires et traitements. Cette pratique conduit également à une vision erronée de l'évolution des parts du revenu national.
- 2) La deuxième erreur de mesure est la manière dont la production nominale et la rémunération nominale sont converties en valeurs réelles avant de procéder à la comparaison. Bien que toute déflation cohérente des deux séries de valeurs nominales fasse apparaître des mouvements similaires de la productivité et de la rémunération, il est trompeur dans ce contexte d'utiliser deux déflateurs différents, l'un pour mesurer la productivité et l'autre pour mesurer la rémunération réelle. En effet, dans les enseignements théoriques en macroéconomie, on formule généralement l'hypothèse qui suppose une économie avec un seul produit, faisant abstraction des différences de prix, pour arriver à la conclusion qu'une entreprise compétitive paie un salaire égal au produit marginal du travail. En d'autres termes, l'entreprise compétitive paie un salaire nominal égal au produit marginal du travail multiplié par le prix du produit de l'entreprise. Pourtant dans la vie réelle, c'est-à-dire dans une économie concurrentielle, une panoplie de produits sont échangés quotidiennement sur le marché : c'est la nature multiproduit de l'économie. Que faut-il faire dans ce contexte ? Feldstein (2008) recommande que, pour cerner la

relation réelle entre les variations de la productivité et celles de rémunération nominale, il faut utiliser le déflateur implicite des prix à la production (indice des prix à la production pour le secteur des entreprises non agricoles) comme déflateur, et non un certain prix à la consommation qui reflète également les biens et services produits en dehors du secteur des entreprises non agricoles nationales.

En combinant les perspectives de ces deux études, on obtient une image nuancée de la dynamique des salaires et de la productivité aux États-Unis. Feldstein et Bosworth et ses collègues s'accordent sur la nécessité d'une meilleure méthodologie de mesure et sur l'importance de prendre en compte les avantages non monétaires dans l'évaluation des revenus des travailleurs. Les deux études soulignent également que, malgré les affirmations d'une baisse du salaire réel moyen, les données montrent plutôt une stagnation des salaires réels. Les recherches suggèrent également que les bas salaires aux États-Unis pourraient contribuer à la croissance relativement lente de la productivité, en raison des différences dans les marchés du travail par rapport à d'autres pays, notamment européens.

En revanche, l'analyse de Rouillard et Rouillard (2015) porte uniquement sur les travailleurs canadiens employés à des tâches d'exécution qui sont les plus nombreux et qui touchent des salaires plus faibles. Ces auteurs tirent leurs données des conventions collectives recueillies par Statistique Canada et des échantillons du même organisme mesurant les salaires des employés payés à l'heure, recueillis à partir de l'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail. Leur objectif n'est pas de mesurer la rémunération de tous les salariés, mais de cerner, autant que possible, celle des travailleurs telle que définie au sens du droit du travail, c'est-à-dire placés « dans un rapport de travail subordonné » en échange d'une rémunération (Verge et Vallée, 1997 : 13-14). Ces employés qui travaillent sous la direction et le contrôle d'autres personnes sont susceptibles de s'organiser en syndicat pour négocier des conventions collectives de travail. Il ressort de leur recherche que les travailleurs salariés ont bénéficié de la croissance économique au Canada depuis le début de l'industrialisation jusqu'au milieu des années 1970. Cette croissance se traduisait par des salaires moyens au-delà de la croissance des prix, permettant ainsi une amélioration du pouvoir d'achat. On relève également une correspondance avec la hausse de la productivité du travail, ce qui est conforme à la théorie néo-classique de Robert Solow. Depuis la fin des années 1970, la croissance des salaires évolue à peu près au même rythme que la hausse des prix à la consommation. Par conséquent, non seulement les travailleurs salariés ne bénéficient guère d'une amélioration de leur pouvoir d'achat, mais également ils participent peu à la croissance de la richesse qu'ils contribuent à créer grâce à leur force de travail. Pourtant, la productivité du travail se portait mieux. À titre illustratif, elle s'est accrue de 41,4% de 1983 à 2013 alors que les salaires réels ont peu augmenté (9%).

Quant à l'étude de Patrick Perrier (2005), elle visait à vérifier si la formulation de Cobb-Douglas s'appliquait aux données de l'économie canadienne. Pour ce faire, l'auteur a examiné les propriétés théoriques d'une fonction de production à élasticité de substitution constante, souvent appelée CES (en anglais : *Constant Elasticity of Substitution*) dans la littérature économique, et il en déduit les implications pour les propriétés d'un modèle macroéconomique structurel. Ensuite, il a tenté de déterminer si les données macroéconomiques canadiennes cadrent mieux avec une fonction de production CES ayant une élasticité de substitution entre les facteurs travail et capital égale à 1, ce qui est le cas de la fonction Cobb-Douglas. Comme résultat, il obtient une élasticité de substitution

entre les facteurs capital et travail qui se situerait entre 0,4 et 0,6, ce qui est nettement inférieur à 1. La plupart des tests appliqués ont rejeté l'utilisation de la formulation Cobb-Douglas pour représenter les données canadiennes. Ces résultats donnent à penser que les facteurs capital et travail seraient plutôt plus complémentaires au Canada. Toutefois, il y a lieu de préciser que la période d'observation de cette étude est relativement courte (de 1965 à 2001).

Enfin, Ugucioni, Sharpe et Murray (2016), à la différence des autres auteurs, accordent un intérêt particulier à l'évolution du gain horaire médian au Canada par rapport à la croissance de la productivité. Ils n'ont pas tort, d'autant que le gain horaire médian est mieux approprié pour cerner l'évolution du niveau de vie de la classe moyenne. En effet, une opinion courante veut que la « classe moyenne » du Canada connaisse une stagnation économique. En témoigne cette déclaration du gouvernement du Canada, dans son budget de 2016 :

« [Même] s'il y a eu une croissance économique au cours des trois dernières décennies, elle n'a pas beaucoup profité à la classe moyenne. Trop souvent, les avantages n'ont été ressentis que par les Canadiens déjà riches, tandis que la classe moyenne et ceux qui travaillent dur pour la rejoindre ont eu du mal à joindre les deux bouts. (Gouvernement du Canada, 2016). »

La théorie standard est muette sur la distribution des gains. Un salaire médian stagnant en présence d'une productivité du travail en hausse ne présente aucune incohérence avec la théorie économique de base. Il implique simplement que la distribution des salaires devient plus inégale. Alors, il est important de noter que la théorie standard n'a jamais exclu cette possibilité.

Les résultats de leurs travaux ont montré qu'au cours de la période 1976-2014, la productivité du travail au Canada a augmenté en moyenne de 1,12 % par année. En revanche, sur la même période, les gains horaires réels médians ont presque stagné, affichant une augmentation de 0,09 % par an. Il en résulte qu'en dépit de la productivité de la main d'œuvre canadienne au fil des temps, les travailleurs de la classe moyenne n'ont pas eu l'impression d'une amélioration de leur niveau de vie. Ils décomposent ensuite l'écart de 1,03 point de pourcentage entre la croissance de la productivité du travail et la croissance du salaire horaire réel médian en quatre composantes, et aboutissent au résultat suivant : l'inégalité des gains (51%), les cotisations sociales des employeurs (0%), les termes de l'échange du travail (19%) et la part du travail dans le revenu global (30%). Ce qui implique des revenus plus élevés pour les propriétaires des capitaux.

## CHAPITRE II : DESCRIPTION DES DONNÉES

### 2.1. Caractéristiques générales des données collectées

Avant de développer cette section, il est nécessaire de rappeler quelques définitions utiles. La rémunération des salariés est constituée des salaires et traitements, ainsi que des cotisations sociales à la charge des employeurs. À ce titre, elle est définie comme l'ensemble de la rémunération versée aux salariés.

Les gains des travailleurs autonomes ou des propriétaires actifs d'entreprises individuelles ne sont pas compris dans la rémunération des salariés. Les salaires et traitements représentent une agrégation de nombreux types de paiements versés aux employés. Outre la rémunération courante, ils comprennent les honoraires des directeurs, ainsi que les primes, commissions, gratifications, revenu en nature, allocations imposables, paiements rétroactifs au titre du salaire et options d'achat d'actions. Les salaires et traitements sont estimés sur une base « brute », c'est-à-dire avant les retenues correspondant à la part des employés de l'impôt sur le revenu, de l'assurance-emploi, des régimes de retraite, etc. Les cotisations sociales à la charge des employeurs, qui sont définies comme les paiements versés par les employeurs au titre des avantages futurs de leurs employés, comprennent la cotisation des employeurs aux régimes de bien-être, de retraite, d'indemnisation des accidents du travail et d'assurance-emploi des employés.<sup>7</sup>

#### 2.1.1. Rémunération totale du travail pour les emplois salariés

Le tableau 36-10-0298-01 de Statistique Canada nous fournit les données sur le revenu total du travail (x1000) pour la période allant de 1961 à 1996. Encore appelé rémunération totale des travailleurs, le revenu total est composé d'une part des salaires et traitements (x1000) et d'autre part des revenus supplémentaires de travail (x1000). Pour compléter les données de la période manquante, en l'occurrence la période de 1997-2019, nous avons dû faire recours à un second tableau, de même nature, de Statistique Canada : le tableau 36-10-0205-01 qui fournit également les données sur les salaires, traitements et cotisations sociales à la charge des employeurs (x1000), mais cette fois-ci de 1997 à nos jours. Les données des deux tableaux sont complémentaires, d'autant qu'elles sont toutes dérivées des mêmes enquêtes de Statistique Canada, visant à fournir au Système de comptabilité nationale la composante « rémunération des salariés » du produit intérieur brut. Certes, les titres de ces deux tableaux emploient deux expressions différentes. Mais celles-ci sont en réalité équivalentes. En effet, le premier tableau utilise l'expression « supplément de revenu », qui équivaut à l'expression « cotisations sociales à la charge des employeurs » dans le second tableau.

Ces données ont été constituées à partir des données mensuelles désaisonnalisées. Pour vérifier leur exactitude, nous avons fait un rapprochement avec les données annuelles du tableau 36-10-0489-04, disponibles à partir de 1997. Quoique ce tableau provienne des mesures de la productivité du travail-provinces et territoires (annuelles), la correspondance est parfaite !

---

<sup>7</sup> [https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV\\_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=2602](https://www23.statcan.gc.ca/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=2602)

### 2.1.2. Rémunération annuelle totale du travail pour l'ensemble de l'économie

On trouve dans le menu déroulant de la fenêtre nommée « *Mesures de production du travail et variables connexes* » du tableau 36-10-0303-01 de Statistique Canada plusieurs données relatives aux mesures de la productivité du travail et des variables connexes, y compris les données de la rémunération totale pour tous les emplois de l'ensemble de l'économie sur la période de 1961 à 2001. Cependant, les commentaires de ce tableau indiquent que, les données sur le revenu du travail dans le cas des travailleurs autonomes n'étant pas disponibles auprès de la Division des comptes économiques nationaux, comme c'est le cas pour les données sur le revenu pour les emplois rémunérés, elles ont été établies par imputation. Cette imputation repose sur l'hypothèse que la valeur d'une heure travaillée d'un travailleur autonome est égale à la valeur ou à la fraction de valeur d'une heure travaillée d'un travailleur rémunéré, au taux moyen, de la même industrie. La valeur relative d'une heure travaillée d'un travailleur autonome et d'un travailleur rémunéré est calculée en utilisant de l'information provenant du recensement de la population.

Vu que ces données ne couvrent pas entièrement notre période d'études (1961-2019), nous avons dû les compléter avec des données de même nature et de même source, à savoir celles du tableau 36-10-0489-04 de Statistique Canada, pour la période allant de 1997 à 2019. Ces deux données sont issues des mesures de la productivité du travail-provinces et territoires (annuelles), destinées à alimenter les comptes canadiens de la productivité. Il faut noter que ces deux séries se chevauchent pour la période 1997-2001. Durant cette période, la série du tableau 36-10-0303-01 a augmenté à un taux de croissance annuelle composée (TCAC) de 5.76%, tandis que celle du tableau 36-10-0489-04 a cru à un TCAC de 5.62%. Bien que la différence entre les deux TCAC soit insignifiante, nous avons opté pour les données de la série la plus récente sur cette période, à savoir celles du tableau 36-10-0489-04.

À l'instar du tableau 36-10-0303-01, des imputations analogues ont également été utilisées pour estimer la rémunération des travailleurs autonomes. Ceci a été nécessaire pour les travailleurs autonomes dont les états financiers ne permettent généralement pas de scinder le bénéfice d'exploitation entre la rémunération de leur propre travail et le capital. Le revenu de leur travail est donc établi par imputation. À cet égard, les données du recensement, dont les concepts sont proches de ceux recherchés, sont utilisées pour établir des paramètres d'ajustement industriels entre les taux horaires des salariés et ceux des travailleurs autonomes.

Pour la période de 1997 à nos jours, le tableau 36-10-0489-04 a l'avantage de fournir distinctement les données relatives à trois (03) catégories de rémunérations : la rémunération totale pour tous les emplois, la rémunération des salariés et la rémunération des emplois occupés par les travailleurs autonomes. Or, ce dernier type de rémunération n'a pas été traité séparément dans le tableau 36-10-0303-01. Ce qui implique que ce tableau ne fournit pas la rémunération des travailleurs autonomes pour la période de 1961 à 1997. Pour obtenir ces données, nous avons dû les calculer à partir de la formule suivante :

***Rémunération des travailleurs autonomes = Rémunération totale du travail – Revenu total du travail pour les emplois salariés.***

Rappelons que le tableau 36-10-0298-01 donne le revenu total des salariés sur la période de 1961-1996.

### **2.1.3. Rémunération totale du travail par heure travaillée**

Grâce au tableau 36-10-0303-01, nous disposons des données sur la rémunération totale par heure travaillée pour l'ensemble de l'économie, ainsi que la rémunération totale par heure travaillée pour les emplois salariés, pour la période de 1961 à 2001. Cette période étant une portion de notre période d'études, nous avons dû considérer les données du tableau 36-10-0489-06 de Statistique Canada, disponible à partir de 1997, afin d'obtenir les données de 1997 à 2019. Concrètement, les chiffres du premier tableau ont été considérés jusqu'en 1996, avant d'être complétés par ceux du second tableau à partir de 1997. Ces deux données sont également issues des mesures de la productivité du travail-provines et territoires (annuelles) destinées à alimenter les comptes canadiens de la productivité.

Comme c'est le cas de la rémunération totale annuelle, les séries de ces deux tableaux se chevauchent également pour la période de 1997-2001, avec un TCAC de 3.72% pour la série du tableau 36-10-0303-01 contre un TCAC de 3.92% pour la série du tableau 36-10-0489-06. Encore là, nous avons opté pour les données de la série la plus récente sur cette période, c'est-à-dire celles du dernier tableau (036-10-0489-06).

Faute de disponibilité des données sur le nombre annuel d'heures travaillées par les travailleurs autonomes, nous n'avons pas été en mesure de calculer la rémunération horaire de cette catégorie de travailleurs.

### **2.1.4. Autres données importantes**

Les autres données collectées proviennent majoritairement des tableaux du Centre d'études des niveaux de vie (Aggregate Income and Productivity Data : Canada vs Unites States). Créé en août 1995 en Ontario, ce centre, couramment appelé CSLS (Centre for the Study of Living Standards), est un organisme national indépendant à but non lucratif qui cherche à contribuer, d'une part, à une meilleure compréhension des tendances et des déterminants de la productivité, du niveau de vie et du bien-être économique par la recherche, et d'autre part au débat public sur le niveau de vie en élaborant et en défendant des politiques spécifiques par le biais d'un consensus d'experts. Tous les tableaux de ce centre ont été dressés à partir des données de sources fiables dont certaines sont de Statistique Canada.

Les données publiées par CSLS ont l'avantage de couvrir la totalité de notre période d'observation. Par souci de simplification, les données sur le revenu et la productivité (Aggregate Income and Productivity Data ou AIPD) du CSLS, utilisées dans cette étude, peuvent être récapitulées dans le tableau suivant :

**Tableau 2.1 : Sources des données principales**

<b>Nature des données</b>	<b>Description des sources</b>
Productivité du travail	Tableau 4 (T4) d'AIPD (CSLS)
Indice des prix à la consommation (IPC), 2012=100	Tableau 1 (T1) d'AIPD (CSLS)
Déflateur du PIB, 2012=100	Tableau 1 (T1) d'AIPD (CSLS)
PIB par habitant	Tableau 1 (T1) d'AIPD (CSLS)
Taux de croissance du PIB par habitant	Tableau 1A (T1A) d'AIPD (CSLS)
Stock du capital par unité produite	Calculée à partir des données du tableau 4 (T4) d'AIPD (CSLS)
Capital par heure travaillée	Calculée à partir des données du tableau 4 (T4) d'AIPD (CSLS)
Capital par travailleur	Calculée à partir des données du tableau 4 (T4) d'AIPD (CSLS)
Portions du revenu national affectées au travail et au capital	Calculée à partir des données du tableau 4 (T4) d'AIPD (CSLS) et du tableau 36-10-0303-01.

Source: tableau préparé à partir des informations disponibles sur les sources des données utilisées.

À titre de précision, la portion du revenu national affectée au travail ( $S_L$ ), à la dernière ligne du tableau ci-dessus, est généralement calculée à partir des salaires et traitements des travailleurs salariés et de la portion du revenu des entreprises individuelles non affectées au facteur travail. La somme de ces revenus est divisée par le PIB nominal, déduction faite des impôts indirects corrigés des subventions au titre des produits et des facteurs de production.

## 2.2. Choix du déflateur

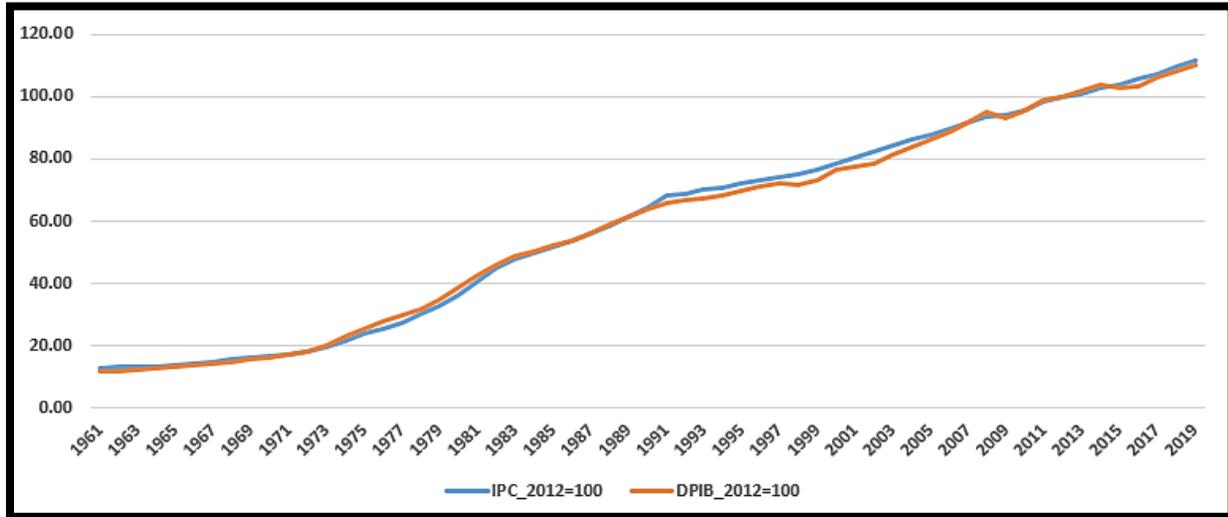
Pour assurer une comparaison équitable, nous avons ajusté toutes les données en les convertissant au dollar constant de 2012, en utilisant à la fois le déflateur du produit intérieur brut (PIB) et l'indice des prix à la consommation (IPC). Cette méthode est nécessaire car les données sur la productivité du travail dans l'économie globale sont exprimées en dollars canadiens de 2012. Certes, Feldstein (2008) critique l'usage de l'IPC comme déflateur pour de telles comparaisons, suggérant plutôt l'emploi d'un déflateur commun, tel que l'indice des prix à la production (IPP) du secteur des entreprises non agricoles. Parallèlement, Bosworth, Perry et Shapiro (1994) recommandent d'ajuster la rémunération et la productivité du travail du même secteur avec le déflateur des dépenses de consommation personnelle (DCP) pour tenir compte de l'inflation. Cependant, bien que l'IPP soit très pertinent pour la mesure de l'inflation, les secteurs d'activité qu'il couvre varient d'un pays à l'autre. Ainsi, contrairement aux États-Unis, on trouve quatre principaux groupes d'indices de prix à la production au Canada : indices des prix de logement et de la construction, indices des prix des machines et du matériel, indices des prix des produits industriels et indices des prix des services. Ces groupes ne comprennent pas d'indice spécifique pour le secteur non agricole des entreprises. De plus, le Canada ne dispose pas de données sur l'indice des prix DCP pour la période d'observation. Même si de telles données étaient disponibles, elles seraient peu pertinentes pour notre étude qui concerne l'ensemble de l'économie canadienne, y compris le secteur agricole. Ainsi, le déflateur du PIB s'avère être une alternative appropriée.

Le choix du déflateur du PIB est d'autant plus judicieux dans cette étude, sachant que la formule de la productivité du travail est basée sur la variation du PIB par heure travaillée<sup>8</sup>. Néanmoins, pour tenir compte du pouvoir d'achat des travailleurs canadiens et vérifier les conclusions du Bureau of Labor Statistics (BLS), nous avons aussi opté pour l'utilisation de l'IPC comme

<sup>8</sup> Voir l'équation (1.2)

déflateur. Dans le contexte canadien, comme le montre le graphique 2.1, les variations de l'IPC et du déflateur du PIB sont assez similaires.

**Graphique 2.1** : L'IPC et le déflateur du PIB aux dollars constants de 2012



Source: graphique préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie ([Income and Productivity Data](#)).

De plus, nos calculs indiquent que les données de rémunérations et salaires réels du travail, déflatées par l'IPC, ont une meilleure corrélation avec les données de la productivité du travail (tableau 2.2).

**Tableau 2.2** : Coefficients de corrélation entre la productivité du travail et les rémunérations du travail

	$R_1$	$R_2$	$S_1$	$S_2$
PT	0.969528	0.992541	0.946528	0.974766

où :

$R_1$ : Rémunération totale par heure travaillée, déflatée par le déflateur du PIB (RTHT\_DPIB) ;

$R_2$ : Rémunération totale par heure travaillée, déflatée par l'IPC (RTHT\_IPC) ;

$S_1$ : Rémunération des salariés par heure travaillée, déflatée par le déflateur du PIB (RSHT\_DPIB) ;

$S_2$ : Rémunération des salariés par heure travaillée, déflatée par l'IPC (RSHT\_IPC).

**Tableau 2.3 : Statistique descriptive des séries**

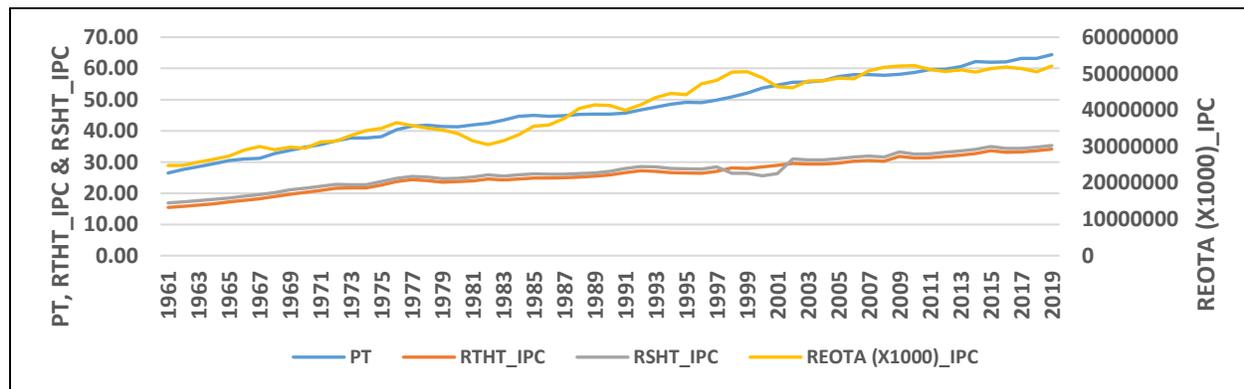
	PT	$R_1$	$R_2$	$S_1$	$S_2$	$\beta^9$
<b>Moyenne</b>	46.80138	25.59829	25.78387	26.61835	26.80953	0.555172
<b>Médiane</b>	45.37749	25.70451	25.87849	26.47841	26.26356	0.556952
<b>Maximum</b>	64.42097	33.62254	34.13004	34.76744	35.29223	0.593377
<b>Minimum</b>	26.49139	14.15979	15.45677	15.47518	16.89265	0.518018
<b>Écart-type</b>	10.68566	5.133044	5.064740	5.119542	5.010634	0.022566
<b>Asymétrie</b>	-0.110011	-0.517927	-0.292373	-0.374049	-0.139091	0.030715
<b>Aplatissement</b>	1.959503	2.726521	2.281449	2.626410	2.247507	1.562369
<b>Somme</b>	2761.282	1510.299	1521.249	1570.483	1581.762	32.75517
<b>Somme écart-type au carré</b>	6622.630	1528.192	1487.792	1520.163	1456.174	0.029535
<b>Jarque-Bera</b>	2.780484	2.821641	2.109845	1.718914	1.582257	5.090115
<b>Probabilité</b>	0.249015	0.243943	0.348219	0.423392	0.453333	0.078469
<b>Observations</b>	59	59	59	59	59	59

Source: tableau préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie (Income and Productivity Data), du STATCAN 36-10-0489 (CANSIM 383-0031), et du STATCAN 36-10-0298-01 (CANSIM 382-0001).

### 2.3. Portrait actuel de la relation entre la productivité et le salaire réel au Canada

Comme on peut le voir sur les graphiques 2.2 et 2.3, la productivité du travail a cru à peu près au même rythme que la rémunération réelle par heure travaillée et la rémunération des salariés par heure travaillée jusqu'en 1977, avant d'entamer une phase de découplage qui continue jusqu'à présent.

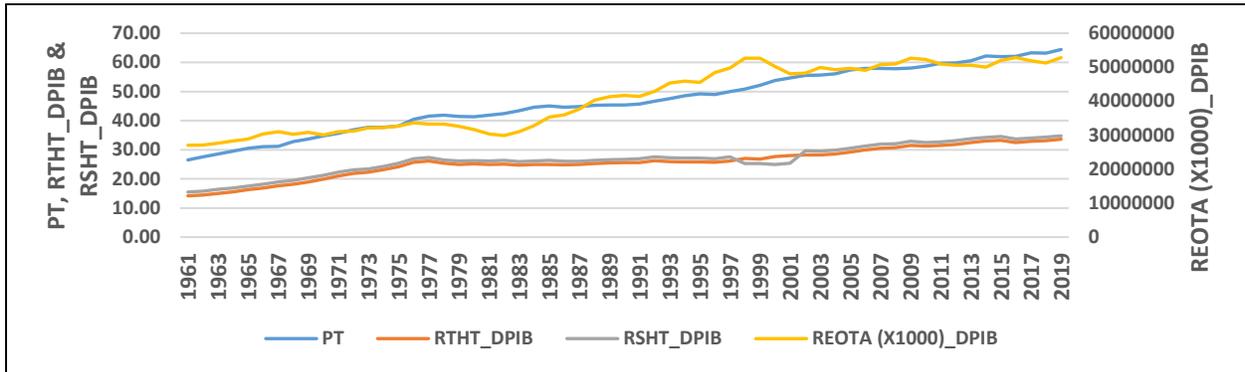
**Graphique 2.2 : Croissance de la productivité et des revenus du travail, déflatés par l'IPC, 1961-2019**



Source: graphique préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie (Income and Productivity Data), du STATCAN 36-10-0489 (CANSIM 383-0031), et du STATCAN 36-10-0298-01 (CANSIM 382-0001).

<sup>9</sup> Part du travail dans le revenu national

**Graphique 2.3 :** Croissance de la productivité et des revenus du travail, déflatés par le déflateur du PIB, 1961-2019



Source: graphique préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie (Income and Productivity Data), du STATCAN 36-10-0489 (CANSIM 383-0031), du STATCAN 36-10-0298-01 (CANSIM 382-0001).

En ce qui a trait à la relation entre la croissance de la rémunération réelle totale par heure travaillée et la rémunération réelle des salariés par heure travaillée, on note une tendance quasi-similaire, caractérisée par une faible croissance. Toutefois, entre 1997 et 2002, la courbe de la rémunération des salariés par heure travaillée est légèrement passée en dessous de celle de la rémunération réelle totale par heure travaillée. Les taux de croissance de notre période d'observation sont récapitulés dans les tableaux qui suivent :

**Tableau 2.4 :** Taux de croissance annuel composé (TCAC) de la productivité, des revenus du travail et de l'IPC

	Taux de croissance annuel composé (TCAC)						
	PT (2012=100)	RTHT_DPIB	RSHT_DPIB	RTHT_IPC	RSHT_IPC	REOTA_IPC (x1000)	REOTA_DPIB (x1000)
<b>1961-1979</b>	2.51%	3.20%	2.96%	2.36%	2.12%	1.87%	1.04%
<b>1979-2019</b>	1.11%	0.75%	0.72%	0.93%	0.90%	1.03%	1.22%
<b>1961-2019</b>	1.50%	1.54%	1.41%	1.38%	1.28%	1.29%	1.16%

Source: tableau préparé à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie (Income and Productivity Data), STATCAN 36-10-0489-05 (CANSIM 383-0031), STATCAN 36-10-0298-01 (CANSIM 382-0001).

où :

**PT (2012=100) :** Productivité du travail au dollars constant de 2012.

**REOTA\_IPC :** Rémunération des emplois occupés par des travailleurs autonomes, déflatée par l'IPC.

**REOTA\_DPIB :** Rémunération des emplois occupés par des travailleurs autonomes, déflatée par le déflateur du PIB.

**RTHT\_DPIB :** Rémunération totale par heure travaillée, déflatée par le déflateur du PIB.

**RTHT\_IPC :** Rémunération totale par heure travaillée, déflatée par l'IPC.

**RSHT\_DPIB :** Rémunération des salariés par heure travaillée, déflatée par le déflateur du PIB.

**RSHT\_IPC :** Rémunération des salariés par heure travaillée, déflatée par l'IPC.

## CHAPITRE III : MODÈLE D'ANALYSE

Tel qu'évoqué en introduction, la visée principale, tant théorique qu'empirique, de cette recherche est d'examiner si les données macroéconomiques canadiennes s'inscrivent dans la perspective de la théorie néo-classique du marché du travail, en particulier le concept de sentier de croissance équilibrée. Ce concept soutient que la production et les revenus, qu'ils proviennent des capitaux ou des salaires, évoluent conjointement et à un rythme constant en régime permanent.

Cette section traite donc de la méthodologie choisie pour vérifier la conformité des données macroéconomiques canadiennes au sentier de croissance équilibrée. Pour ce faire, nous allons d'abord vérifier que ces données sont compatibles avec les caractéristiques de diverses économies de marché énumérées par Kaldor<sup>10</sup>, connues sous le nom de *caractéristiques de Kaldor* ou « *sentier de croissance équilibrée* ». Mais avant de poursuivre, qu'est-ce que le sentier de croissance équilibrée et quel rôle joue-t-il dans la théorie de la croissance économique ?

### 3.1. Le concept du sentier de croissance équilibrée

#### 3.1.1. Aperçu historique

Le concept de croissance équilibrée en économie est souvent attribué à Ragnar Nurkse, un économiste du milieu du 20e siècle. Nurkse a joué un rôle de premier plan dans le développement de la théorie de la croissance équilibrée, notamment dans le contexte des économies en développement. Dans son ouvrage "Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries" (1953), Nurkse a proposé l'idée que pour éviter les déséquilibres économiques et encourager le développement, les investissements devraient être répartis de manière égale entre différents secteurs de l'économie. Cela contraste avec l'approche de la "croissance déséquilibrée", popularisée par d'autres économistes comme Albert Hirschman, qui prône des investissements ciblés dans certains secteurs clés pour stimuler le développement économique. Le débat entre croissance équilibrée et croissance déséquilibrée a été central dans le domaine de la planification économique et du développement économique, en particulier dans les années 1950 et 1960. La théorie de la croissance équilibrée de Nurkse met l'accent sur la nécessité d'une progression harmonieuse de divers secteurs pour éviter les goulets d'étranglement dans la production et assurer un développement durable.

Bien que Nicholas Kaldor ne soit pas l'auteur du concept de sentier de croissance équilibrée (balanced growth path), il est connu pour ses contributions importantes à la théorie de la croissance économique, notamment sa formulation de ce qu'on appelle les "lois de Kaldor". Il a également travaillé sur les caractéristiques communes des économies en croissance rapide, connues sous l'appellation de « caractéristiques de Kaldor ». Ses idées sont étroitement liées à ce concept en économie du développement.

#### 3.1.2. Définition et principes économiques clés

Le sentier de croissance équilibré est une notion importante en économie qui fait référence à une trajectoire spécifique de croissance économique, axée sur le maintien d'un équilibre à long terme

---

<sup>10</sup> Kongsamut, Rebelo et Xie (2000).

entre les différents secteurs de l'économie. Cette idée est liée à la théorie de la croissance économique et à la recherche de la stabilité et de la durabilité dans le processus de croissance.

L'objectif du sentier de croissance équilibré est d'assurer une évolution harmonieuse de tous les aspects de l'économie, tels que la production, l'investissement, l'emploi, la productivité et les salaires, afin d'éviter les déséquilibres économiques à long terme. Il s'agit de créer un environnement économique stable et durable, où les différents secteurs de l'économie se développent de manière cohérente et soutenue.

La notion de sentier de croissance équilibrée repose sur plusieurs idées et principes économiques clés :

***Interdépendance des secteurs*** : Selon cette perspective, les différents secteurs de l'économie sont interdépendants et influencent mutuellement leur croissance. Par exemple, une augmentation de la productivité dans un secteur peut entraîner des répercussions positives sur les autres secteurs, stimulant ainsi la croissance globale de l'économie.

***Évolution cohérente*** : Le sentier de croissance équilibré suppose que les différentes variables économiques évoluent de manière cohérente au fil du temps. Par exemple, la croissance de la production est soutenue par des investissements appropriés, une augmentation de la productivité et une hausse des salaires en adéquation avec la productivité.

***Stabilité macroéconomique*** : Le sentier de croissance équilibré nécessite une stabilité macroéconomique à long terme. Cela comprend une inflation maîtrisée, une stabilité des taux de change, des politiques monétaires et fiscales adéquates, ainsi qu'une politique budgétaire soutenable.

***Résilience aux chocs économiques*** : Le sentier de croissance équilibré vise également à créer une économie résiliente aux chocs économiques, tels que les crises financières, les fluctuations des prix des matières premières ou les changements soudains dans l'environnement économique mondial. Une économie résiliente est capable de s'adapter aux chocs, de se rétablir rapidement et de poursuivre son développement équilibré.

***Politiques économiques rationnelles*** : La réalisation d'un sentier de croissance équilibrée nécessite des politiques économiques rationnelles. Cela comprend des politiques favorisant l'investissement dans le capital physique et humain, l'innovation technologique, le développement des infrastructures, la promotion de la concurrence, l'amélioration de l'éducation et de la formation, ainsi que la mise en place d'institutions économiques solides.

Il convient de noter que le sentier de croissance équilibré, considéré comme une extension de la théorie de la croissance économique, est un concept idéal qui peut être difficile à atteindre dans la réalité. Les économies peuvent être confrontées à des défis tels que des déséquilibres défavorables, des chocs externes, des inégalités économiques et des contraintes environnementales. Néanmoins, la recherche d'une croissance équilibrée reste un objectif important pour les décideurs économiques et les chercheurs, car elle vise à créer une économie durable, stable et prospère à long terme.

Voyons maintenant si les caractéristiques de diverses économies de marché énumérées par Kaldor (1956) sont respectées au Canada.

### 3.2. Caractéristiques de Kaldor (sentier de croissance équilibrée)

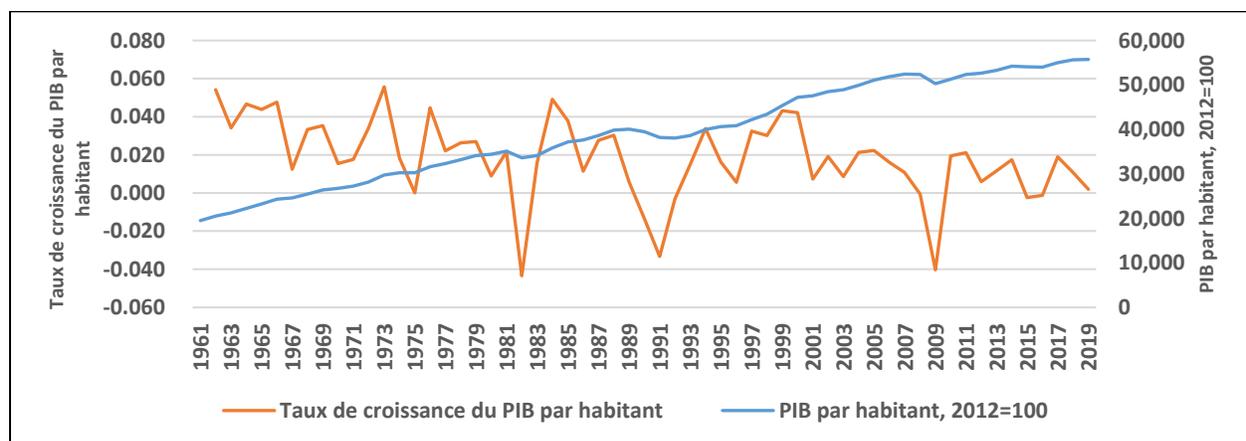
Kaldor (1956) a énuméré certaines caractéristiques de plusieurs économies de marché<sup>11</sup>. Ces caractéristiques sont les suivantes :

- ✓ La production par habitant augmente avec le temps et son taux de croissance ne tend pas à diminuer ;
- ✓ L'intensité du capital par unité de production est relativement constante ;
- ✓ L'intensité du capital par unité de facteur travail s'accroît avec le temps ;
- ✓ Le taux de rendement réel du capital est relativement constant ;
- ✓ Les portions du revenu national affectées aux facteurs travail et capital restent relativement constantes.

Pour tout modélisateur, la première démarche qui s'impose est de vérifier si ces énoncés, qui sont compatibles avec un sentier de croissance équilibré, s'appliquent aux données canadiennes. Si certains ou l'ensemble de ces énoncés ne s'appliquent pas à nos données de longue période, on pourrait être tenté de conclure que les modèles traditionnels de croissance équilibrée auraient de la difficulté à reproduire les propriétés des données canadiennes.

**Le PIB réel par habitant (Y/N) :** cet indicateur a crû tout au long de notre période d'observation (1961-2019). En revanche, son taux de croissance affiche une tendance légèrement baissière, à l'instar de ceux de la plupart des pays de l'OCDE. Par conséquent, on peut dire que cette condition est partiellement respectée.

**Graphique 3.1:** PIB par habitant et taux de croissance du PIB par habitant, 2012=100

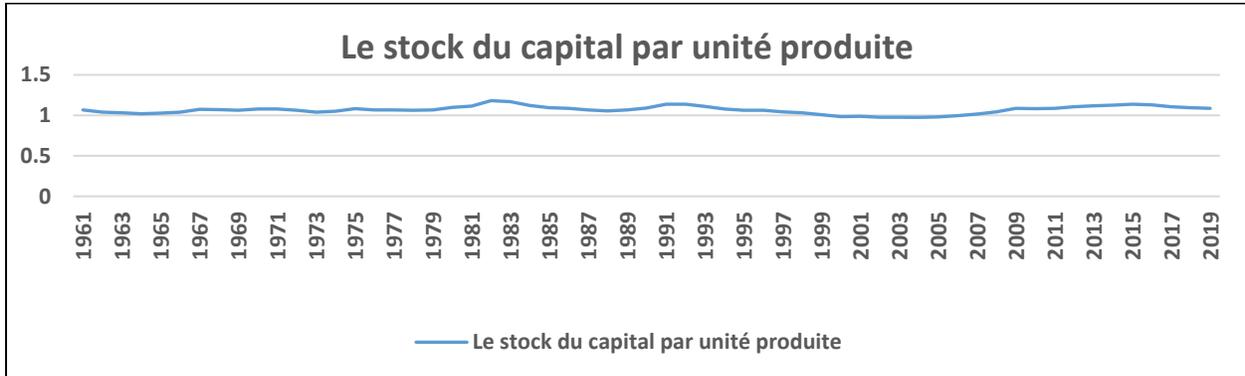


Source: [Aggregate Income and Productivity Trends, Canada vs. United States](#)

<sup>11</sup> Ripatti et Vilmunen (2001) ou Barro et Sala-i-Martin (1995).

**Le stock du capital par unité produite (K/Y) :** Ce ratio a été relativement stable sur la période d'observation, en témoigne la courbe ci-dessous. On peut donc considérer que l'énoncé de Kaldor concernant la stabilité du ratio K/Y s'applique aux données canadiennes.

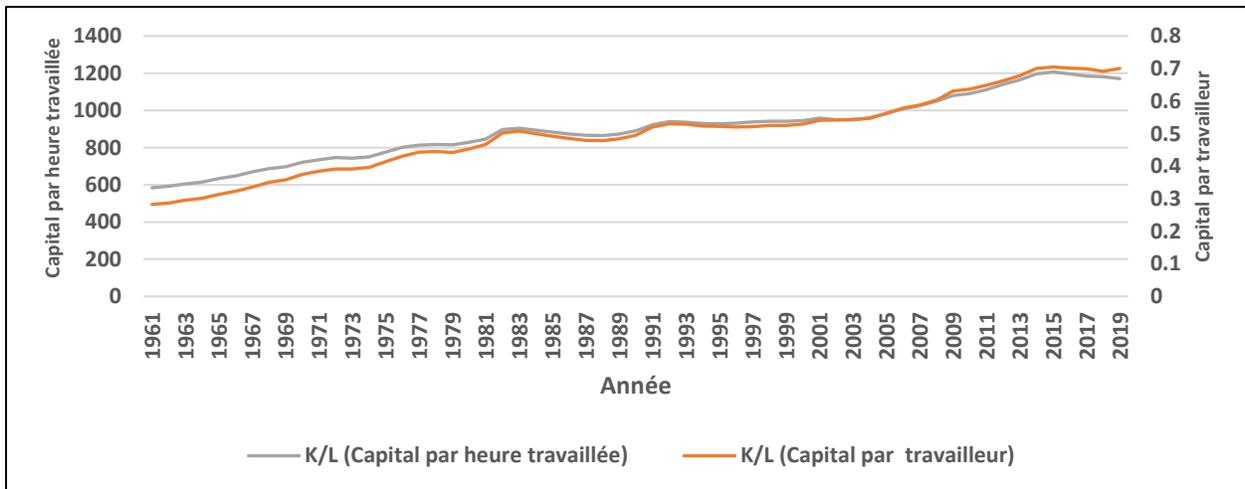
**Graphique 3.2:** Stock du capital par unité produite au Canada, 1961-2019



Source: [Aggregate Income and Productivity Trends, Canada vs. United States](#)

**L'intensité du capital par unité du facteur travail (K/L) :** Ce ratio a visiblement augmenté sur notre période d'observation, que ce soit en considérant le nombre d'heures totales réellement travaillées par année, ou le nombre d'emplois par année, comme étant le facteur travail (L). On en conclut que ce ratio s'inscrit dans les critères de Kaldor.

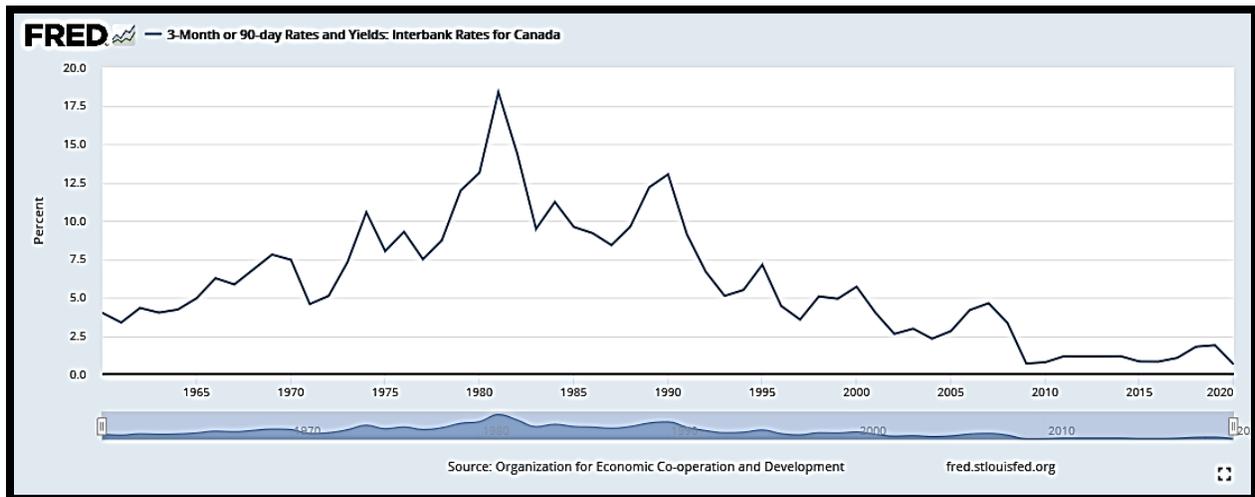
**Graphique 3.3:** Intensité du capital par unité du facteur travail (K/L), 1961-2019



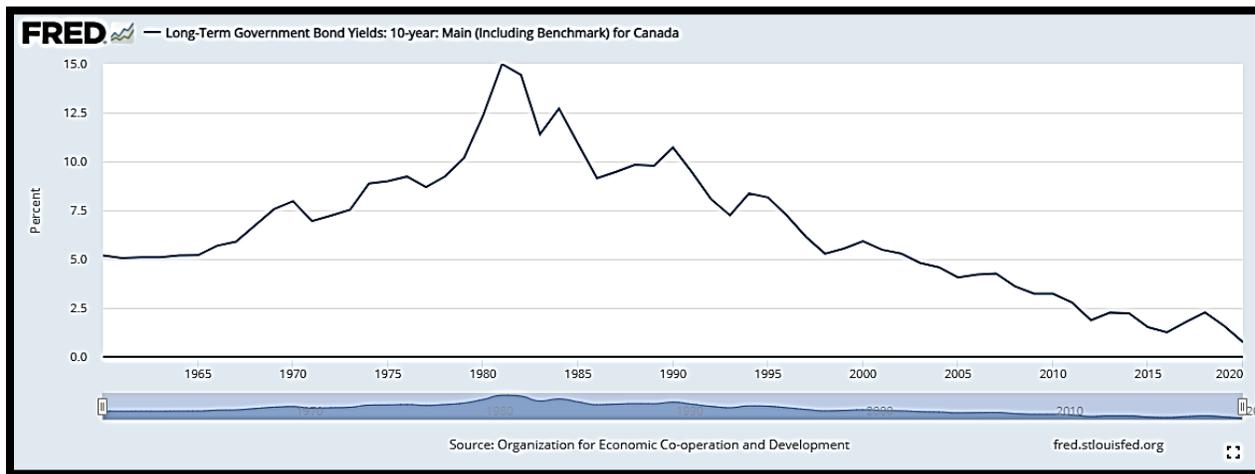
Source: [Aggregate Income and Productivity Trends, Canada vs. United States](#)

**Le taux de rendement réel du capital :** Il s'agit d'une variable difficile à mesurer. Cependant, selon la théorie économique, la productivité marginale du travail est égale à son coût réel d'utilisation. C'est pourquoi les analystes utilisent souvent le taux d'intérêt réel pour approximer ce coût.

**Graphique 3.4 :** Rendements des taux interbancaires à 3 mois pour le Canada, 1961-2019



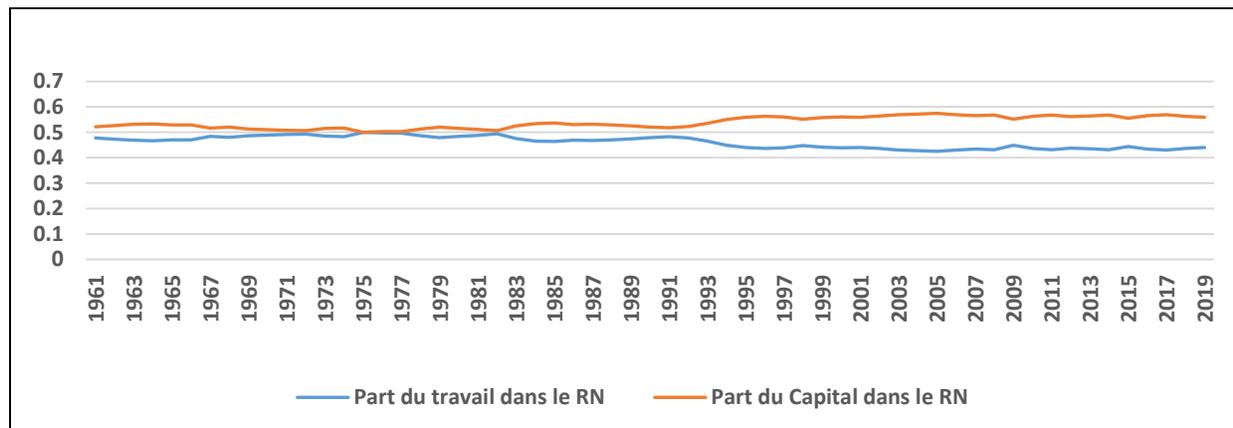
**Graphique 3.5 :** Rendements des bons du trésor à 10 ans pour le Canada, 1961-2019



Nous avons donc utilisé les taux d'intérêt de deux types d'obligations du gouvernement fédéral à cet effet : les bons du trésor à 91 jours et à 10 ans (graphiques 3.4 et 3.5). Les courbes qui en résultent laissent entrevoir que ces taux n'ont pas été stables au cours de notre période d'observation.

**Les portions du revenu national affectées aux facteurs travail et capital :** À en juger le graphique ci-dessous, ces deux indicateurs n'ont pas été stationnaires sur la période considérée (1976-2019). On note une tendance baissière de la part du revenu national affectée au travail au profit d'une tendance haussière de celle affectée au capital. Toutefois, ils sont demeurés quasi-stables au cours des deux dernières décennies, ce qui représente un signe de stabilisation à long terme.

**Graphique 3.6 : Portions du revenu national affectées aux facteurs travail et capital au Canada, 1961-2019**



Source: [Aggregate Income and Productivity Trends, Canada vs. United States](#), STATCAN 36-10-0303-01, 36-10-0489-04

En conclusion, on peut affirmer que les caractéristiques d'un sentier de croissance équilibrée ne s'appliquent pas à 100% aux données macroéconomiques canadiennes. L'indicateur qui pose un sérieux problème est le taux de rendement réel du capital. Mais vu que nous avons approximé sa mesure, faute de données disponibles, il ne serait pas judicieux de conclure que cette variable ne cadre pas avec les énoncés de Kaldor. C'est pourquoi, nous allons formuler l'hypothèse que les conditions de Kaldor sont remplies, afin d'aller de l'avant avec notre analyse. Les résultats obtenus nous permettront de juger la pertinence de cette décision.

Pour vérifier si les données macroéconomiques du Canada cadrent avec le concept de sentier de croissance équilibrée, nous allons recourir à la formulation Cobb-Douglas. Pour ce faire, il faut d'abord établir la relation qui existe entre ce concept et la formulation Cobb-Douglas.

### 3.3. Relation entre le sentier de croissance équilibrée et la formulation Cobb-Douglas

Parmi les principes économiques clés du concept du sentier de croissance équilibrée, mentionnés dans la section 3.1, c'est *le principe de l'évolution cohérente* qui s'inscrit dans le thème de cette étude. Tout comme la fonction Cobb-Douglas, ce principe soutient une évolution harmonieuse entre l'augmentation de la productivité et la hausse des salaires. En conséquence, il établit clairement l'existence d'une relation entre le sentier de croissance équilibrée et la formulation Cobb-Douglas.

Examinons maintenant les propriétés de la fonction Cobb-Douglas, afin d'établir une relation directe entre la productivité du travail et le salaire réel.

#### 3.3.1. Formulation Cobb-Douglas

La formulation Cobb-Douglas est une forme fonctionnelle utilisée couramment dans la théorie de la croissance économique pour représenter la relation entre la production et les facteurs de production, tels que le travail et le capital. La fonction Cobb-Douglas est utilisée pour représenter la fonction de production dans la théorie de la croissance économique. Cette fonction décrit

comment la production dépend des quantités de travail et de capital. Cette formulation stipule que la production est une fonction de la forme suivante :

$$(2.1) \quad Y = F(K, L) = AK^\alpha L^\beta$$

Où Y représente la production, L la quantité de travail, K la quantité de capital, et A une constante de technologie.  $\alpha$  et  $\beta$  sont des coefficients qui mesurent l'élasticité de la production par rapport aux facteurs de production capital et travail respectivement.

### 3.3.1.1. Propriétés de la fonction Cobb-Douglas

**Rendements d'échelle :** La fonction Cobb-Douglas permet d'examiner les rendements d'échelle, c'est-à-dire la façon dont une augmentation proportionnelle des facteurs de production entraîne une augmentation de la production. Si  $\alpha + \beta = 1$ , la formulation Cobb-Douglas présente des rendements d'échelle constants, ce qui signifie que l'augmentation proportionnelle des facteurs de production entraîne une augmentation proportionnelle de la production. Si  $\alpha + \beta < 1$ , la formulation présente des rendements d'échelle décroissants, ce qui signifie que l'augmentation proportionnelle des facteurs de production entraîne une augmentation moins que proportionnelle de la production. Si  $\alpha + \beta > 1$ , la formulation présente des rendements d'échelle croissants, ce qui signifie que l'augmentation proportionnelle des facteurs de production entraîne une augmentation plus que proportionnelle de la production.

**Croissance économique :** La fonction Cobb-Douglas est utilisée pour étudier la croissance économique dans la théorie économique. En introduisant des changements dans les quantités de travail, de capital ou dans les coefficients  $\alpha$  et  $\beta$ , la formulation permet d'analyser comment ces facteurs influent sur la croissance économique à long terme. Par exemple, une augmentation de la productivité du travail (augmentation de  $\beta$ ) ou de l'accumulation de capital (augmentation de  $\alpha$ ) peut conduire à une croissance économique accrue selon la formulation Cobb-Douglas.

**Analyse empirique :** La fonction Cobb-Douglas est souvent utilisée comme une spécification fonctionnelle de base pour estimer la relation entre la production et les facteurs de production à partir de données empiriques. En utilisant des techniques d'estimation économétrique, les économistes peuvent estimer les coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  et évaluer leur signification économique, fournissant ainsi des informations sur la relation entre la production et les facteurs de production réels.

Mais en quoi la fonction Cobb-Douglas permet d'étudier la relation entre deux facteurs de production, en l'occurrence la productivité du travail et le salaire réel du travail ? Pour répondre à cette question, nous allons devoir considérer le problème des firmes.

### 3.3.1.2. Le problème des Firmes et la formulation Cobb-Douglas

L'entreprise en situation de concurrence parfaite désirent maximiser son profit, calcule l'impact de toute nouvelle embauche sur celui-ci. À cette fin, elle compare la recette supplémentaire associée à la production accrue grâce aux nouveaux travailleurs engagés au coût salarial supplémentaire de ces derniers. Les revenus supplémentaires induits par toute nouvelle unité de travail sont fonction à la fois de la productivité marginale du travail et du prix unitaire de vente de

la production. Toute nouvelle unité du travail produit  $PML$  unités de production, dont chacune se vend au prix de  $P$  dollars, et donc la recette supplémentaire est égale à  $PML \times P$ . Le coût additionnel associé à l'embauche d'une unité supplémentaire de travail est équivalent au salaire  $W$ . Il en découle cette variation du profit pour toute embauche d'une unité additionnelle de travail :

$$(2.2) \quad \Delta Profit = \Delta Revenu - \Delta Coût = (PML \times P) - W$$

Cette formule nous permet de déduire que tant que le revenu additionnel  $PML \times P$  est supérieur au salaire  $W$ , l'unité supplémentaire de travail dont l'embauche est envisagée va accroître le profit de l'entreprise. Le patron de l'entreprise va donc continuer à embaucher jusqu'à ce que toute unité supplémentaire de travail ne contribuerait plus à accroître le profit, soit le point où le  $PML$  deviendrait si faible que le revenu additionnel est égal au salaire :

$$(2.3) \quad PML \times P = W \rightarrow PML = \frac{W}{P}$$

où  $W/P$  représente le salaire réel, c'est-à-dire la rémunération du travail mesurée en unité de production, plutôt qu'en dollars. Il équivaut au pouvoir d'achat, mesuré en quantité de biens et services que le salaire permet d'acquérir et que l'entreprise concède à chaque unité de travail. Autrement dit, en régime permanent, la productivité marginale du travail est égale au salaire réel.

Maintenant que  $PML$  est défini, nous allons pouvoir expliquer la pertinence de la formulation du Cobb-Douglas dans cette étude. La fonction qui permet d'expliquer pourquoi les parts distributives du capital et du travail dans le revenu national sont plus ou moins constantes devrait avoir les propriétés suivantes :

$$(2.4) \quad \text{Revenu du capital} = PMK \times K = \alpha Y$$

$$(2.5) \quad \text{Revenu du travail} = PML \times L = (1 - \alpha)Y$$

où  $\alpha$  est une constante de valeur comprise entre 0 et 1, qui détermine les parts relatives du revenu qui vont au capital et au travail. Cobb a démontré qu'une telle fonction avait la propriété suivante :

$$(2.6) \quad Y = F(K, L) = AK^\alpha L^\beta$$

Puisque  $\alpha + \beta = 1$ , alors  $\beta = 1 - \alpha$ . L'équation précédente peut donc s'écrire :

$$(2.7) \quad Y = F(K, L) = AK^\alpha L^{1-\alpha}$$

où  $A$  est un paramètre supérieur à 0 qui mesure la productivité de la technologie. Cette fonction a reçu le nom de fonction de production de Cobb-Douglas. Penchons-nous maintenant sur les productivités marginales de cette fonction.

$$(2.8) \quad \text{La productivité marginale du travail} = PML = (1 - \alpha)AK^\alpha L^{-\alpha}$$

$$(2.9) \quad \text{La productivité marginale du capital} = PMK = \alpha AK^{\alpha-1} L^{1-\alpha}$$

Sachant que  $\alpha$  est compris entre 0 et 1, ces équations nous montrent l'origine des variations des productivités marginales des deux facteurs. Une augmentation du volume du capital accroît la  $PML$  et réduit la  $PMK$ . De même, un accroissement de la quantité du travail réduit la  $PML$  et

augmente la PMK. Une innovation technologique qui augmente le paramètre A accroît dans la même proportion que la productivité marginale des deux facteurs.

Les productivités marginales tirées de la fonction de production Cobb-Douglas peuvent également s'écrire comme suit :

$$(2.10) \quad PMK = \frac{\alpha Y}{K} = \alpha \frac{Y}{K}$$

$$(2.11) \quad PML = \frac{(1-\alpha)Y}{L} = (1-\alpha) \frac{Y}{L}$$

Pour rappel, selon la fonction de production Cobb-Douglas, la productivité marginale du travail (*PML*) est proportionnelle à la production par travailleur (productivité du travail), tandis que la productivité marginale du capital (*PMK*) est proportionnelle à la production par unité du capital. Sachant que la productivité marginale du travail et la production par travailleur équivalent respectivement au salaire réel du travail et à la productivité du travail, cela voudrait dire qu'il existe une relation de proportionnalité entre ces deux indicateurs, selon la formulation Cobb Douglas.

En effet, (2.2) et (2.10) permettent d'écrire :

$$(2.12) \quad PML = \frac{W}{P} = (1-\alpha) \frac{Y}{L} \rightarrow \text{Salaire réel} = (1-\alpha) * \text{Productivité du travail}$$

Posons RL et PT respectivement comme salaire réel du travail et productivité du travail. L'équation (2.12) devient alors :

$$(2.13) \quad RL = \frac{W}{P} = (1-\alpha)PT \rightarrow RL = \frac{W}{P} = (\beta)PT$$

où  $\alpha + \beta = 1 \rightarrow \beta = 1 - \alpha$ .

### 3.4. Estimation de la relation entre la productivité du travail et le salaire réel du travail

Pour estimer si la relation entre la croissance de la productivité du travail et l'augmentation du salaire réel du travail cadre avec la formulation Cobb-Douglas au Canada, nous allons employer la méthode de régression linéaire simple. Le choix de cette méthode s'explique non seulement par le nombre de variables à comparer, mais aussi par le modèle mathématique de référence, en l'occurrence la fonction Cobb-Douglas, qui met en évidence une relation linéaire entre les deux indicateurs.

Puisque  $\beta$  ne croît pas en fonction de  $t$  (il est compris entre 0 et 1, quel que soit  $t$ ), il peut être considéré comme un coefficient de type  $\beta_1$ , dans une régression simple de la forme :

$$(2.14) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$$

où  $Y_t$  est la série temporelle correspondant à RL,  $X_t$  est la série temporelle équivalente à PT,  $\beta_0$  et  $\beta_1$  sont les coefficients à estimer, et  $\varepsilon_t$  est le terme d'erreur.

Bien entendu, l'équation (2.14) suppose que la variable expliquée est la rémunération du travail (*RL*), alors que la productivité du travail (*PT*) constitue la variable explicative. Pour confirmer cette logique, nous avons jugé nécessaire de tester nos variables, afin de déterminer si les séries temporelles à régresser sont causalement liées, et ce avant l'estimation de notre modèle de régression linéaire avec le logiciel Eviews. En d'autres termes, ce test nous permettra de déterminer si les valeurs passées de la série *PT* peuvent prédire les valeurs futures de la série *RL*.

### 3.5. Test de causalité de Granger

Le test de causalité de Granger est utilisé pour déterminer si une série temporelle (appelée série *X*) est causalement liée à une autre série temporelle (appelée série *Y*). En d'autres termes, il teste si les valeurs passées de la série *X* peuvent prédire les valeurs futures de la série *Y*.

Pour réaliser ce test, il faut d'abord spécifier des modèles de régression à partir de deux séries temporelles :

Modèle de régression pour *Y* (avec la série *X*) :

$$Y_t = \alpha + \beta_{1X}Y_{t-1} + \beta_{2X}Y_{t-2} + \dots + \beta_pY_{t-p} + \varepsilon_t$$

Modèle de régression pour *Y* (avec la série *X*) :

$$Y_t = \alpha + \beta_{1X}Y_{t-1} + \beta_{2X}Y_{t-2} + \dots + \beta_pY_{t-p} + \gamma_{1X}X_{t-1} + \gamma_{2X}X_{t-2} + \dots + \gamma_qX_{t-q} + \varepsilon_t$$

où  $Y_t$  est la valeur de la série *Y* à l'instant  $t$ ,  $X_t$  est la valeur de la série *X* à l'instant  $t$ ,  $\alpha$ ,  $\beta_i$ ,  $\gamma_i$  sont les coefficients à estimer,  $p$  et  $q$  sont les retards (lags) choisis en fonction de la théorie ou de la pratique, et  $\varepsilon_t$  est le terme d'erreur.

La prochaine étape consiste à estimer les deux modèles de régression en utilisant les données disponibles, afin de tester la causalité. Pour tester la causalité de Granger de *X* vers *Y*, il faut comparer les modèles avec et sans la série *X*. Ce qui revient à calculer la somme des carrés résiduels (SSE) pour les deux modèles : un modèle incluant la série *X* ( $SSE_{avec X}$ ) et un modèle excluant la série *X* ( $SSE_{sans X}$ ). Il en résulte la détermination de la statistique du test *F* :

$$F = \frac{(SSE_{avec X} - SSE_{sans X})/q}{(SSE_{avec X}/(n - q - p))}$$

où  $q$  est le nombre de lags (retards) dans le modèle de régression pour la série *X*,  $n$  est le nombre d'observations, et  $p$  est le nombre de lags dans le modèle de régression pour la série *Y*.

L'hypothèse nulle de ce test se définit comme suit :

$$H_0 : X \text{ n'a pas de causalité Granger sur } Y.$$

La *P*-value de la statistique de *F* est ensuite comparée à trois valeurs critiques (0.01, 0.05 et 0.1), afin de décider du rejet ou de l'acceptation de l'hypothèse nulle.

Enfin, il faut répéter le test en inversant les rôles, c'est-à-dire, tester si la série Y a une causalité de Granger sur la série X en ajustant le modèle de régression pour la série Y.

Si le test de causalité de Granger est significatif dans l'une ou l'autre direction, cela suggère qu'il existe une relation de causalité de Granger entre les deux séries temporelles. Cela signifie que les valeurs passées de la série X (ou Y) peuvent aider à prédire les valeurs futures de la série Y (ou X). Cependant, il faut garder à l'esprit que la causalité de Granger n'implique pas nécessairement une relation de causalité causale sous-jacente, et d'autres facteurs et analyses peuvent être nécessaires pour interpréter pleinement les résultats.

Les sorties du logiciels Eviews sont compilées dans le tableau ci-dessous.

**Tableau 3.1 : Résultats du test de causalité de Granger**

Séries dépendantes et indépendantes	$H_0$ : Hypothèse nulle	Décision	F-Statistique	P-value
1) $R_1$ et $PT$	La série $R_1$ ne causerait pas la série $PT$	$H_0$ acceptée	0.92390	0.4034
	La série $PT$ ne causerait pas la série $R_1$	$H_0$ acceptée	2.17839	0.1234
2) $R_2$ et $PT$	La série $R_2$ ne causerait pas la série $PT$	$H_0$ acceptée	0.82757	0.4428
	La série $PT$ ne causerait pas la série $R_2$	$H_0$ rejetée	2.95941	0.0606
3) $S_1$ et $PT$	La série $S_1$ ne causerait pas la série $PT$	$H_0$ acceptée	0.58187	0.5624
	La série $PT$ ne causerait pas la série $S_1$	$H_0$ rejetée	2.62378	0.0821
4) $S_2$ et $PT$	La série $S_2$ ne causerait pas la série $PT$	$H_0$ acceptée	0.22569	0.7987
	La série $PT$ ne causerait pas la série $S_2$	$H_0$ rejetée	5.61018	0.0062

### Interprétation :

- Pour le premier couple de séries, le test de causalité a deux volets :
  - *La série  $R_1$  ne causerait pas la série  $PT$*  : la P-value de Granger est de 0,4034, dépassant largement le seuil de signification de 10%. L'hypothèse nulle ( $H_0$ ) n'est donc pas rejetée, car il n'y a aucune présomption contre elle. Alors,  $R_1$  ne cause pas  $PT$ .
  - *La série  $PT$  ne causerait pas la série  $R_1$*  : la P-value de Granger (0,1234) est également supérieure au seuil de signification de 10%, ce qui est synonyme d'une absence totale de présomption contre  $H_0$ . L'hypothèse nulle n'est donc pas rejetée. Cela implique que  $PT$  ne cause pas  $R_1$ .
- Concernant le deuxième couple de séries, le test de causalité montre des résultats quelque peu différents :
  - *La série  $R_2$  ne causerait pas la série  $PT$*  : la P-value de Granger est de 0,4428. Cette valeur est largement au-delà du seuil de signification de 10%, confirmant l'acceptation de l'hypothèse nulle. En effet, il n'y a aucune présomption contre cette dernière. On en déduit que  $R_2$  ne cause pas  $PT$ .
  - *La série  $PT$  ne causerait pas la série  $R_2$*  : la P-value de Granger (0,0606) est légèrement supérieure au seuil de signification de 5%, mais inférieure au seuil de 10% ( $0.05 < P\text{-value} < 0.1$ ). Il y a donc une faible présomption contre l'hypothèse nulle. Nous avons donc rejeté  $H_0$ , ce qui indique une causalité potentielle de  $PT$  vers  $R_2$ .

- Le test de causalité sur le troisième couple de séries indique :
  - *La série  $S_1$  ne causerait pas la série PT* : la P-value de Granger (0,5624) est bien supérieure au seuil de signification de 10%. Il n'y a donc aucune présomption contre l'hypothèse nulle ( $H_0$ ), ce qui se traduit par son acceptation, suggérant que  $S_1$  ne cause pas PT.
  - *La série PT ne causerait pas la série  $S_1$*  : la P-value de Granger est de 0,0821. Cette valeur est comprise entre les seuils de signification de 5% et de 10% ( $0.05 < P\text{-value} < 0.1$ ). Il y a donc une faible présomption contre l'hypothèse nulle ( $H_0$ ), qui est donc rejetée. On en conclut qu'il existe une causalité potentielle de PT vers  $S_1$ .
- Enfin, le test de causalité sur le quatrième couple de séries révèle :
  - *La série  $S_2$  ne causerait pas la série PT* : la P-value de Granger étant de 0,7987, elle est largement supérieure au seuil de signification de 10%, ce qui implique qu'il n'y a aucune présomption contre l'hypothèse nulle.  $H_0$  n'est pas donc rejetée. Alors,  $S_2$  ne cause pas PT.
  - *La série PT ne causerait pas la série  $S_2$*  : la P-value de Granger (0,0062) est nettement inférieure au seuil de signification de 0.01. Il y a donc une très forte présomption contre  $H_0$ . L'hypothèse nulle est rejetée, indiquant une forte preuve de causalité de PT vers  $S_2$ .

Il convient de rappeler que la causalité statistique ne signifie pas nécessairement une relation de cause à effet dans le sens commun, car d'autres facteurs et variables non observées peuvent être en jeu. Ces résultats servent uniquement à guider davantage notre analyse et notre compréhension des relations entre les séries.

Globalement, ces résultats tendent à confirmer que la variable explicative est bien la productivité du travail (PT). Forts de cette constatation, nous explorerons les méthodes et les tests employés pour une évaluation détaillée du modèle de régression spécifié dans l'équation (2.14). Les résultats seront présentés et analysés au chapitre 4.

### 3.6. Évaluation du modèle

L'évaluation d'un modèle de régression simple est une étape cruciale dans le processus de modélisation, car elle permet de déterminer à quel point le modèle s'ajuste aux données

Voici les principaux tests et métriques que nous allons utiliser pour évaluer notre modèle de régression simple :

#### 3.6.1. Évaluation de la relation entre les deux séries

Évaluer la force de la relation entre la variable dépendante et la variable indépendante revient à examiner le coefficient de détermination  $R^2$ , qui mesure la proportion de la variance totale de la variable dépendante, expliquée par le modèle. Il varie de 0 à 1, où 0 indique que le modèle n'explique aucune variation et 1 indique une explication parfaite de la variation. Une valeur élevée de  $R^2$  (proche de 1) indique que le modèle explique bien la variation des données, tandis qu'une valeur proche de 0 indique que le modèle ne fait pas un bon travail pour expliquer la variation.

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_i)^2} = 1 - \frac{SSE}{SST}$$

où  $n$  est le nombre d'observations dans l'échantillon,  $y_i$  la valeur de la mesure  $i$ ,  $\hat{y}_i$  la valeur prédite correspondante et  $\bar{y}_i$  la moyenne des mesures.

Toutefois, le  $R^2$  ne peut déterminer si les estimations des coefficients et les prévisions sont biaisées. De même, le  $R^2$  n'indique pas si un modèle de régression est adéquat. En effet, on peut avoir une faible valeur  $R^2$  pour un bon modèle, ou une valeur élevée du  $R^2$  pour un modèle qui ne s'ajuste pas aux données ! C'est pourquoi il est nécessaire de réaliser des tests de spécification sur le modèle estimé.

### 3.6.2. Tests de spécification du modèle

#### 3.6.2.1. Test de linéarité du modèle ou test de Ramsey Reset

Le test de stabilité de Ramsey Reset est utilisé pour détecter la non-linéarité dans un modèle de régression simple en examinant si l'inclusion de termes non-linéaires des variables indépendantes améliore la qualité du modèle. La réalisation de ce test consiste d'abord à générer les valeurs prédites  $\hat{Y}_i$  à partir du modèle de régression initialement estimé :

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$$

Il faut ensuite ajouter des termes non-linéaires des variables indépendantes au modèle. Ce qui revient à inclure des puissances de  $X_i$ , des interactions, des fonctions log, exponentielles ou d'autres fonctions non-linéaires, dans l'optique de modifier le modèle comme suit :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_t + \alpha_2 \hat{Y}_i^2 + \alpha_3 \hat{Y}_i^3 + \dots + \varepsilon_i$$

où  $\alpha_2, \alpha_3, \dots$  sont les coefficients des termes non-linéaires ajoutés.

Il en résulte la statistique suivante du Test de Ramsay Reset :

$$RESET = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_{RESET,i}^2}$$

Cette statistique suit approximativement une distribution de Fisher sous l'hypothèse nulle.

$H_0$  : Les résidus suivent une distribution normale (ils sont normalement distribués).

La P-value associée à la statistique de Fisher sera appréciée en fonction des seuils de signification choisis (0.01, 0.05 et 0.1), afin de déterminer si l'hypothèse nulle sera acceptée ou rejetée. Tout rejet de  $H_0$  implique que l'ajout des termes non-linéaires améliore significativement le modèle, ce qui se traduit par la non-linéarité de la régression estimée.

#### 3.6.2.2. Test de stabilité du modèle ou test de Cusum

Le test de stabilité de Cusum (Cumulative sum) est utilisé pour évaluer la stabilité des coefficients d'un modèle de régression simple, en particulier pour détecter des changements structurels dans

les données. Ce test utilise les résidus cumulés des observations et les résidus cumulés standardisés pour tracer des graphiques dont l'interprétation permet de juger de la stabilité du modèle de régression évalué.

Formules des résidus cumulés :  $Cusum_i = \sum_{t=1}^i \hat{\varepsilon}_t$

où  $Cusum_i$  est le résidu cumulé à l'observation  $i$ ,  $\hat{\varepsilon}_t$  est le résidu estimé à l'observation  $t$ , et la somme commence à  $t=1$  jusqu'à  $t=i$ .

Formules des résidus cumulés standardisés :  $SCUSUM_i = \frac{1}{\hat{\sigma}} \sum_{t=1}^i \hat{\varepsilon}_t^2$

où  $SCUSUM_i$  est le résidu cumulé à l'observation  $i$ ,  $\hat{\varepsilon}_t$  est le résidu estimé à l'observation  $t$ ,  $\hat{\sigma}$  est l'estimation de l'écart-type des résidus du modèle initial, et la somme commence à  $t=1$  jusqu'à  $t=i$ .

L'hypothèse nulle du test est :

$H_0$  : Le modèle global est stable.

Le résultat du test est un graphique dont l'interprétation est relativement simple. Si la courbe bleue des résidus du modèle demeure entre les deux droites rouges en pointillés, le modèle est jugé stable sur la période d'observation.

### 3.6.2.3. Test de stabilité des coefficients du modèle ou test de Chow

Le test de Chow est un test statistique utilisé pour évaluer la stabilité d'un modèle de régression linéaire à travers différentes sous-périodes. Il permet de déterminer si les coefficients de régression sont statistiquement différents entre les sous-périodes, ce qui peut indiquer un changement structurel dans la relation entre les variables indépendante et dépendante.

La conduite du test de Chow consiste dans un premier temps à diviser les données de la série en deux ou plusieurs sous-périodes chronologiques, en fonction de la fréquence des données et de l'objectif de l'analyse. Ensuite, il faut estimer un modèle de régression linéaire simple pour l'ensemble des données et pour chaque sous-période individuelle. Cela permettra d'obtenir des coefficients  $\beta_0$  et  $\beta_1$  pour chaque modèle.

Modèle pour le sous-échantillon « avant » :

$$Y_i = \beta_{0a} + \beta_{1a}X_i + \varepsilon_{ai}$$

Modèle pour le sous-échantillon « après » :

$$Y_i = \beta_{0b} + \beta_{1b}X_i + \varepsilon_{bi}$$

où  $Y_i$  est la variable dépendante,  $X_i$  est la variable indépendante,  $\beta_{0a}$  et  $\beta_{1a}$  sont les paramètres du modèle "avant",  $\beta_{0b}$  et  $\beta_{1b}$  sont les paramètres du modèle "après",  $\varepsilon_{ai}$  sont les résidus du modèle "avant", et  $\varepsilon_{bi}$  sont les résidus du modèle "après".

On termine le processus par le calcul de la somme des carrés des résidus pour chaque modèle, et le calcul de la statistique de Chow.

Somme des carrés des résidus ( $SSR$ ) :

$$SSR = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2$$

Statistique du test de Chow :

$$F = \frac{(SSR_{complet} - (SSR_{avant} + SSR_{après}))/k}{(SSR_{avant} + SSR_{après})/(n_{avant} + n_{après} - 4)}$$

Où :

$F$  est la statistique de test de Chow ;

$SSR_{complet}$  est le SSR pour le modèle complet ;

$SSR_{avant}$  est le SSR pour le modèle « avant » ;

$SSR_{après}$  est le SSR pour le modèle « après » ;

$k$  est le nombre de coefficients du modèle ( 2 dans un modèle de régression simple) ;

$n_{avant}$  est la taille de l'échantillon « avant » ;

$n_{après}$  est la taille de l'échantillon « après ».

L'hypothèse nulle testée est :

$H_0$  : Absence de rupture structurelle aux points de rupture spécifiés.

Notons que la statistique du test de Chow suit approximativement une distribution de Fisher avec  $k$  et  $(n_{avant} + n_{après} - 4)$  degrés de liberté. La P-value obtenue sera comparée aux valeurs critiques choisies (0.01, 0.05 ou 0.1), en vue de statuer sur l'acceptation ou le rejet de  $H_0$ . Si cette dernière est rejetée, on conclut que les coefficients du modèle diffèrent significativement entre les sous-échantillons "avant" et "après".

D'autres tests, réalisés sur les résidus de la régression estimée, permettent de juger la pertinence du modèle.

### **3.6.3. Tests d'analyse des résidus du modèle**

#### **3.6.3.1. Test d'hétéroscédasticité des résidus de Breusch-Pagan**

Ce test consiste à vérifier la présence d'hétéroscédasticité dans le modèle de régression. L'hétéroscédasticité indique une variabilité non constante des résidus. Cette méthode repose sur

l'estimation d'une nouvelle régression aux moindres carrés en utilisant les résidus au carré ( $\hat{\varepsilon}_i^2$ ) comme variable dépendante et  $X_i$  (ou  $\hat{X}$ ) comme variable indépendante.

La régression prend la forme suivante :

$$\hat{\varepsilon}_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 X_i + u_i$$

où  $\gamma_0$  et  $\gamma_1$  sont les paramètres estimés, et  $u_i$  les erreurs de cette régression.

La statistique du test de Breusch-Pagan est basée sur la somme des carrés des résidus de la régression aux moindres carrés des résidus au carré. Elle est définie comme suit :

$$LM = nR^2$$

où  $n$  est le nombre d'observations et  $R^2$  est le coefficient de détermination de la régression aux moindres carrés des résidus au carré.

La statistique de test asymptotique suit approximativement une distribution du chi-carré sous l'hypothèse nulle d'homoscédasticité (pas d'hétéroscédasticité). La formule pour la statistique de test asymptotique est la suivante :

$$LM = \sim \chi^2(p)$$

où  $p$  est le nombre de variables indépendantes dans la régression aux moindres carrés des résidus au carré, c'est-à-dire le nombre de coefficients  $\gamma$  estimés. On cherche à tester l'hypothèse nulle :

**$H_0$**  : Il y a homoscédasticité des erreurs.

Pour l'examen du résultat de la statistique du test, nous avons choisi trois valeurs critiques (0.01, 0.05 et 0.1) qui détermineront le rejet ou l'acceptation de l'hypothèse nulle en fonction de la P-value obtenue.

### 3.6.3.2. Test de normalité des résidus de Jarque-Bera

Le test de normalité des erreurs de Jarque-Bera est un test statistique utilisé pour vérifier si les résidus (ou erreurs) d'un modèle de régression suivent une distribution normale. Ce test est basé sur les statistiques d'asymétrie (skewness) et d'aplatissement (kurtosis) des résidus. Cette évaluation est importante car de nombreuses techniques statistiques, y compris la régression linéaire, supposent que les résidus sont normalement distribués.

Le teste de Jarque-Bera consiste à calculer les résidus, pour chaque observation de l'échantillon, en soustrayant la valeur prédite par le modèle de la valeur observée :

$$\varepsilon_i = Y_i - (\beta_0 + \beta_1 X_i)$$

où  $\beta_0$  et  $\beta_1$  sont les coefficients de la régression linéaire estimée.

Le test possède trois statistiques :

- Statistiques d'asymétrie (skewness) :  $S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{\varepsilon_i - \bar{\varepsilon}}{s} \right)^3$
- Statistique d'aplatissement (kurtosis) :  $K = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{\varepsilon_i - \bar{\varepsilon}}{s} \right)^4$
- Statistiques du test de Jarque-Bera :  $JB = \frac{n}{6} \left( S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right)$

où :

- $n$  est le nombre d'observations ;
- $\varepsilon_i$  est le résidu de la  $i$ -ième observation ;
- $\bar{\varepsilon}$  est la moyenne des résidus ;
- $s$  est l'écart-type des résidus.

L'hypothèse nulle du test est définie comme suit :

$H_0$  : Les résidus suivent une distribution normale (ils sont normalement distribués).

Pour décider si les résidus suivent une distribution normale, il suffit de comparer la statistique du test JB calculée aux niveaux de signification choisis (0.01, 0.05 ou 0.1). On peut obtenir ces valeurs critiques à partir d'une table de distribution chi-carré avec 2 degrés de liberté, car JB suit une distribution chi-carré asymptotique avec 2 degrés de liberté sous l'hypothèse nulle de normalité.

### 3.6.3.3. Test d'autocorrélation des résidus de Breusch-Godfrey

Le test de Breusch-Godfrey est un test statistique utilisé pour détecter la présence d'autocorrélation dans les résidus d'un modèle de régression. L'autocorrélation se produit lorsque les résidus (ou erreurs) d'un modèle ne sont pas indépendants les uns des autres dans le temps, ce qui peut violer l'une des hypothèses fondamentales de la régression linéaire. Ce test est particulièrement utile dans les modèles de régression temporelle ou sérielle.

La réalisation de ce test s'articule autour de 3 étapes :

- Calculer les résidus, pour chaque observation de l'échantillon, en soustrayant la valeur prédite par le modèle de la valeur observée. Les résidus sont donnés par :

$$\varepsilon_i = Y_i - \hat{Y}_i$$

où :

- $\varepsilon_i$  est le résidu pour la  $i$ -ème observation ;
  - $Y_i$  est la valeur observée pour la  $i$ -ème observation ;
  - $\hat{Y}_i$  est la valeur prédite par le modèle pour la  $i$ -ème observation.
- Créer des variables retardées (lags) des résidus, en vue de modifier le modèle de régression déjà estimé. Ces variables sont généralement notées  $\varepsilon_{t-1}$ ,  $\varepsilon_{t-2}$ , etc., ou  $t$  est l'indice de

temps de l'observation. Dans cette étude, le nombre de lags est 2, car nos données sont annuelles. Dans ce cas de figure, il faut créer deux variables retardées des résidus ( $\varepsilon_{t-1}$  et  $\varepsilon_{t-2}$ ). Le modèle modifié serait donc :

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-2} + \varepsilon$$

où  $\alpha_1$  et  $\alpha_2$  sont respectivement des coefficients de régression associés à  $\varepsilon_{t-1}$  et  $\varepsilon_{t-2}$ .

- Le calcul et l'évaluation de la statistique du test. Cette dernière correspond à la statistique de Lagrange Multiplier (LM), qui est donnée par :

$$LM = \frac{n}{2} (R^2)$$

Où  $n$  est le nombre d'observations dans l'échantillon et  $R^2$  le coefficient de détermination du modèle modifié avec les variables retardées.

L'hypothèse nulle testée est la suivante :

$H_0$  : Absence de corrélation sérielle entre les résidus.

Pour décider du rejet ou de l'acceptation de l'hypothèse nulle, la P-value de la statistique LM sera appréciée en fonction des valeurs critiques choisies (0.01, 0.05 ou 0.1).

### 3.6.4. Test de cointégration d'Engle-Granger

Pour connaître la relation causale et de long terme entre nos deux séries, nous avons jugé nécessaire de réaliser deux autres tests : test de causalité et test de cointégration.

Le test de cointégration d'Engle-Granger est une méthode utilisée pour tester la présence d'une relation de cointégration entre deux séries temporelles dans le contexte d'un modèle de régression simple. La cointégration implique que les deux séries partagent une relation à long terme malgré leurs mouvements individuels. Cela signifie que même si elles peuvent être non stationnaires individuellement, une combinaison linéaire de ces séries est stationnaire.

La réalisation de ce test est simple et repose sur l'hypothèse qu'un modèle de régression linéaire est déjà spécifié et que ses paramètres sont estimés :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$$

où  $Y_t$  est la première série temporelle,  $X_t$  est la deuxième série temporelle (la variable explicative),  $\beta_0$  et  $\beta_1$  sont les coefficients à estimer, et  $\varepsilon_t$  est le terme d'erreur.

On calcule ensuite, les résidus qui en découlent :

$$\varepsilon_t = Y_t - (\beta_0 + \beta_1 X_t)$$

L'étape clé du test de cointégration d'Engle-Granger consiste à tester si les résidus  $\varepsilon_t$  sont stationnaires. Pour ce faire, le recours à un test de racine unitaire, comme le test de Dickey-Fuller Augmenté, est nécessaire.

L'hypothèse nulle  $H_0$  du test est que les résidus ne sont pas stationnaires (c'est-à-dire qu'ils ont une racine unitaire), tandis que l'hypothèse alternative  $H_1$  est que les résidus sont stationnaires.

Si le test de stationnarité des résidus rejette l'hypothèse nulle, cela suggère que les résidus sont stationnaires. Dans ce cas, on peut conclure qu'il existe une relation de cointégration entre les séries  $Y_t$  et  $X_t$ . Cependant, si le test de stationnarité des résidus n'a pas réussi à rejeter l'hypothèse nulle, on ne peut pas conclure qu'il y a une cointégration entre les séries.

## CHAPITRE IV : RÉSULTATS EMPIRIQUES ET DISCUSSIONS

Dans ce chapitre, les résultats des estimations du modèle de base et des tests de robustesse décrits dans le chapitre précédent, générés par le logiciel économétrique Eviews, sont présentés et analysés.

### 4.1. L'estimation du modèle de base

#### 4.1.1. Modèles de régression linéaires estimés

À première vue (tableau 4.1), les régressions générées à partir des données sur les rémunérations totales par heure travaillée pour l'ensemble de l'économie ( $R_1$  et  $R_2$ ) semblent quasi-similaires.

**Tableau 4.1** : Les variables et les régressions correspondantes

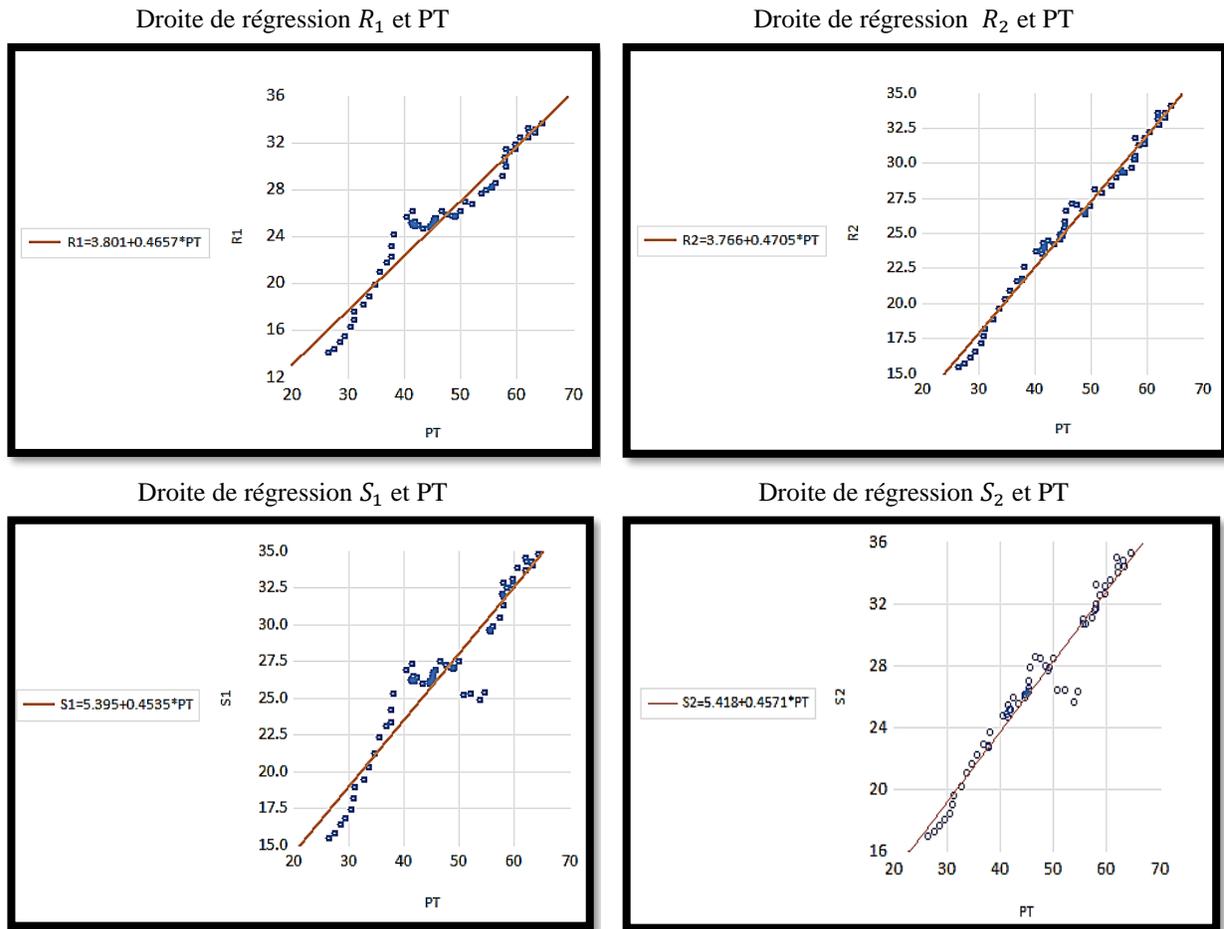
Variables dépendantes et indépendantes	Régressions estimées
$R_1$ = Rémunération totale du travail par heure travaillée, déflatée par le déflateur du PIB. $PT$ = Productivité horaire du travail.	$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$
$R_2$ = Rémunération totale du travail par heure travaillée, déflatée par l'IPC. $PT$ = Productivité horaire du travail.	$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$
$S_1$ = Rémunération des salariés par heure travaillée, déflatée par le déflateur du PIB. $PT$ = Productivité horaire du travail.	$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$
$S_2$ = Rémunération des salariés par heure travaillée, déflatée par l'IPC. $PT$ = Productivité horaire du travail.	$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$

La même observation est valable pour les régressions  $S_1$  et  $S_2$ . Les résultats de nos tests d'analyse nous permettront d'y voir plus clair. Notons que la P-value correspondant aux coefficients  $\beta_0$  et  $\beta_1$  (équation 2.14) de toutes les quatre régressions est de 0.0000. Cette valeur étant inférieure à 0.01, il y a une très forte présomption contre l'hypothèse nulle ( $H_0 : \beta_0$  et  $\beta_1$  ne sont pas significatifs). On en déduit que les coefficients  $\beta_0$  et  $\beta_1$  sont significatifs et inclus dans toutes les régressions estimées. Mais avant de poursuivre, examinons la dispersion des séries autour des droites de régression.

#### 4.1.2. Droites de régression

Les droites de régressions associées aux modèles estimés permettent d'avoir un aperçu de la dispersion des nuages de points formés par les deux variables, ainsi que le niveau de corrélation entre elles.

**Figure 4.1** : Dispersion des séries autour des droites de régression



**Source** : Sorties du logiciel Eviews à partir des données issues de [Aggregate Income and Productivity Trends, Canada vs. United States](#), et de STATCAN [36-10-0303-01](#), [36-10-0489-04](#).

Les erreurs standards des régressions  $R_1$ ,  $R_2$ ,  $S_1$  et  $S_2$  sont respectivement 1.268472, 0.621156, 1.666108 et 1.128294. Pour rappel, l'erreur standard (S.E.) est une mesure utilisée en analyse statistique pour quantifier la dispersion d'un ensemble de valeurs autour d'une droite de régression. Il fournit essentiellement une estimation de la distance moyenne à laquelle les valeurs observées se situent par rapport à la ligne de régression. Une E.S. de régression plus faible signifie que les prédictions du modèle sont plus précises. Il en résulte que la régression  $R_2$  se démarque avec une meilleure corrélation entre les variables dépendante et indépendante, suivie de la régression  $S_2$ .

Quant à la dispersion importante de certains points du nuage (points de données réels) par rapport aux droites de régression impliquant la rémunération des salariés par heure travaillée ( $S_1$  et  $S_2$ ), elle peut être attribuée à plusieurs facteurs :

1. Variabilité inhérente des données sur une ou plusieurs périodes : Dans presque tous les ensembles de données du monde réel, une certaine variabilité est inévitable. Cette variabilité peut être due à des facteurs aléatoires ou non mesurés qui influencent les résultats.

2. Facteurs exogènes non comptabilisés : Si certaines variables influentes ne sont pas prises en compte dans le modèle, cela peut entraîner des écarts importants. Par exemple, si d'autres facteurs que  $PT$  influencent la rémunération des salariés par heure travaillée à une période donnée, mais ne sont pas inclus dans le modèle, cela pourrait expliquer pourquoi certains points ne correspondent pas bien à la droite de régression.

3. Erreurs de mesure : Les erreurs dans la collecte des données ou les imprécisions des instruments de mesure peuvent entraîner des valeurs aberrantes. Si les données sur la rémunération des salariés par heure travaillée ont été mal enregistrées ou mesurées inexactement sur une période donnée, cela pourrait causer des écarts.

4. Modèle trop simplifié : Si la relation entre  $PT$  et les variables relatives à la rémunération des salariés par heure travaillée ( $S_1$  et  $S_2$ ) n'est pas purement linéaire ou est affectée par des interactions complexes, un modèle de régression linéaire simple pourrait ne pas être suffisant pour capturer toute la dynamique de la relation.

5. Valeurs aberrantes : Certaines observations peuvent être des valeurs aberrantes dues à des événements exceptionnels ou à des erreurs survenues à une période donnée. Ces valeurs aberrantes peuvent avoir une influence disproportionnée sur la droite de régression, surtout si l'ensemble de données est petit.

Outre ces facteurs explicatifs, on peut observer de façon tangible une variation significative de la courbe de rémunération des salariés par heure travaillée ( $S_1$  et  $S_2$ ) sur les graphiques 2.2 et 2.3 au cours de la période de 1998 à 2002. Durant cette période, ladite courbe change subitement de trajectoire, passant en dessous de la courbe de rémunération totale du travail par heure travaillée, avant de retrouver sa tendance vers fin 2002.

## 4.2. Résultats des tests de validation des modèles de régression estimés

### 4.2.1. Analyse des coefficients de détermination des régressions estimées

Les résultats générés par le logiciel Eviews ont été compilés dans le tableau 4.2. Sur la base de ces résultats, on peut avancer que  $R_2$  semble être le meilleur modèle, car elle a le  $R^2$  le plus élevé (0,985218).

**Tableau 4.2:** Coefficients de détermination des régressions estimées

Régressions dont les résidus sont testés	$R^2$
$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$	0.939985
$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$	0.985218
$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$	0.895914
$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$	0.950168

Cela signifie que  $R_2$  explique la majeure partie de la variance dans  $PT$ .  $R_1$  et  $S_2$  ont également des performances raisonnables, avec des  $R^2$  élevés. En revanche,  $S_1$  a le  $R^2$  le plus bas, ce qui suggère qu'il explique moins bien la variance de  $PT$  que les autres modèles.

Cependant, il est important d'effectuer des tests de spécification du modèle, ainsi que des tests d'analyse des résidus des régressions estimées, avant de tirer des conclusions définitives sur le choix du modèle.

## 4.2.2. Résultats des tests de spécification du modèle

### 4.2.2.1. Analyse des résultats du test de linéarité des régressions estimées

Les P-values du test de Ramsey Reset sont présentées dans le tableau ci-dessous pour les quatre régressions estimées.

**Tableau 4.3:** Résultats du test de Ramsey Reset

Régressions dont les résidus sont testés	$H_0$ : Les résidus suivent une loi normale	P-value
$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$	Rejetée	0.0002
$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$	Rejetée	0.0001
$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$	Rejetée	0.0436
$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$	Acceptée	0.4071

#### Interprétation :

- Les P-values du test de Ramsey Reset sur les résidus des régressions  $R_1$  et  $R_2$  sont respectivement de 0,0002 et 0.0001. Ces valeurs sont bien inférieures au seuil de signification de 1%, ce qui implique une très forte présomption contre  $H_0$ . De ce fait, l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) selon laquelle les résidus suivent une loi normale est rejetée. Par conséquent, ces deux équations ne sont pas linéaires sur la période d'observation.
- La P-value du test de Ramsey Reset sur les résidus de la régression  $S_1$  est de 0,0436. Cette valeur est légèrement inférieure au seuil de signification de 5%, mais elle n'en est pas très éloignée. On note une forte présomption contre l'hypothèse nulle, car  $0.01 < P\text{-value} < 0.05$ , ce qui implique le rejet de  $H_0$  au seuil de signification de 5%, mais son acceptation au seuil de 1%. On peut donc inférer que les résidus de  $S_1$  suivent approximativement une loi normale. On en conclut que cette équation est quasi-linéaire sur la période d'observation.
- La P-value du test de Ramsey Reset sur les résidus de la régression  $S_2$  est de 0,4071, ce qui est nettement supérieur au seuil de signification de 10%. Pour cette raison, il n'y a aucune présomption contre l'hypothèse nulle. Dans ce cas,  $H_0$  n'est pas rejetée, ce qui suggère que les résidus de  $S_2$  suivent une loi normale. Il en résulte que la régression  $S_2$  est linéaire sur la période d'observation.

Il est important de noter que la violation de l'hypothèse de normalité des résidus peut avoir des implications sur l'inférence statistique et la validité des estimations de modèle. Certes, il existe des techniques de transformation ou d'autres approches pouvant résoudre ce problème. Cependant, notre étude ne s'inscrit pas dans cette optique, car nous ne cherchons pas absolument à déterminer

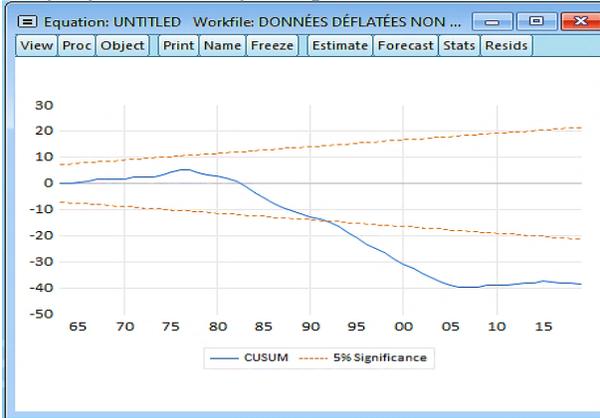
une méthode d'estimation destinée au modèle macroéconomique structurel de l'économie canadienne.

#### 4.2.2.2. Analyse des résultats du test de stabilité des modèles estimés

Comme nous pouvons le voir sur les graphiques générés par le logiciel Eviews, seule la régression  $S_2$  réussit de justesse le test de Cusum. En effet, dans le cas de  $S_2$ , la courbe bleue est demeurée entre les deux droites rouges en pointillés tout au long de la période d'observation. Elle a franchi la droite inférieure sur une période relativement courte (entre 1 et 3 mois), ce qui est tolérable.

**Figure 4.2 :** Graphiques du Cusum pour les quatre régressions linéaires

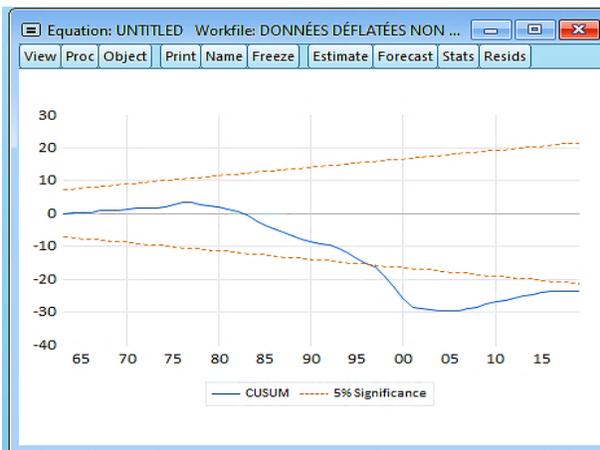
Graphique de Cusum pour  $R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$



Graphique de Cusum pour  $R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$



Graphique de Cusum pour  $S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$



Graphique de Cusum pour  $S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$



Source : graphiques générés par le logiciel Eviews à partir des données du Centre d'études des niveaux de vie ([Income and Productivity Data](#)), et de STATCAN [36-10-0303-01](#), [36-10-0489-04](#).

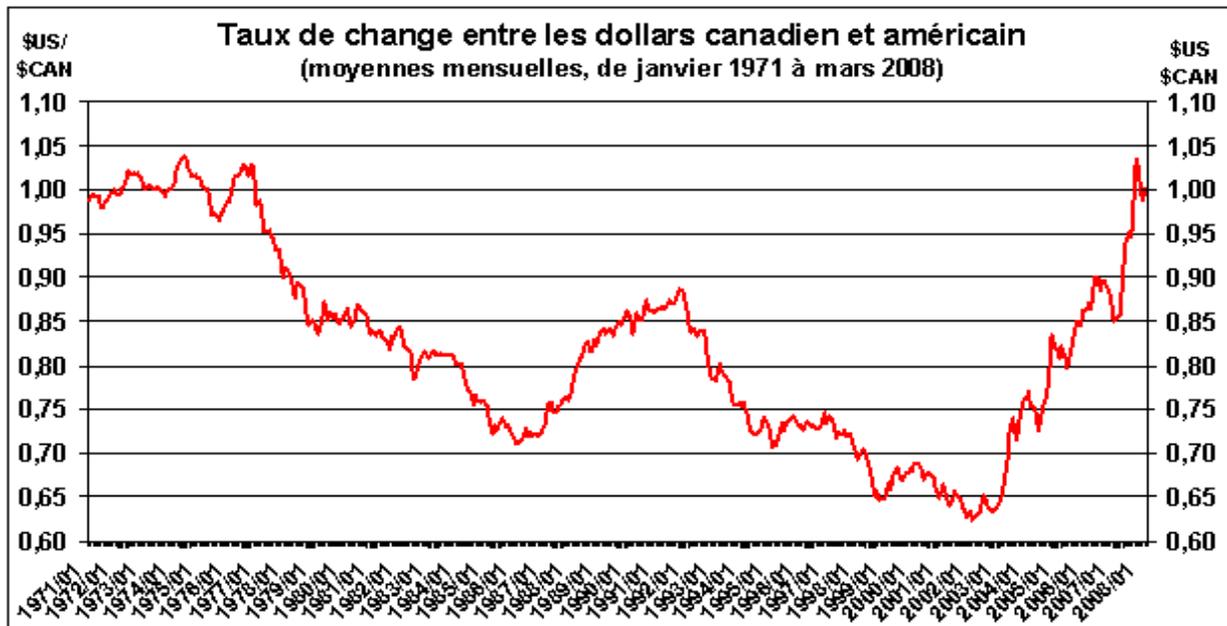
Pour les autres régressions, cette courbe a franchi la ligne rouge, ce qui est synonyme du rejet de l'hypothèse nulle  $H_0$ . On en conclut que les modèles  $R_1$ ,  $R_2$  et  $S_1$  ne sont pas stables sur la période d'observation.

### 4.2.2.3. Analyse des résultats du test de stabilité des coefficients

Avant d'analyser les résultats des tests de Chow, il faut d'abord justifier le choix de 2003 comme point de rupture.

Comme l'indique la courbe ci-dessous, l'économie canadienne a connu un changement spectaculaire à partir de 2003. Selon *Consensus Economics*, alors que le PIB réel progressait au rythme moyen de près de 3% par année, il a enregistré une croissance réelle d'environ 3.5% en moyenne à partir de 2003. Cette croissance est illustrée par le rebond spectaculaire de la courbe du taux de change entre les dollars canadien et américain (graphique 4.1). Et pour cause, le pays a connu une hausse importante de sa demande extérieure, en vertu de l'expansion économique rapide observée dans le monde depuis 2003, et plus particulièrement en Chine, en Inde et dans l'Asie du Sud-Est. Ce phénomène s'est traduit par une reprise de la hausse de la rémunération des salariés, dont la courbe s'est redressée en 2000 pour rattraper le rythme de croissance de la productivité du travail dans le dernier trimestre de 2002 (Graphiques 2.2 et 2.3).

**Graphique 4.1** : Taux de change entre les dollars canadien et américain



Source : Banque du Canada ([http://www.banqueducanada.ca/fr/taux/can\\_us\\_lookup-f.html](http://www.banqueducanada.ca/fr/taux/can_us_lookup-f.html))<sup>12</sup>.

**Tableau 4.4:** Résultats des tests de Chow

Régressions dont les résidus sont testés	$H_0$ : Absence de rupture structurelle	F-statistique	P-value
$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$	Acceptée	1.440858	0.2455
$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$	Rejetée	5.682466	0.0057
$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$	Acceptée	0.778003	0.4643
$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$	Acceptée	1.729666	0.1868

<sup>12</sup> [https://www.noscommunes.ca/Content/Committee/392/INDU/Reports/RP3567587/indurp02/06\\_chap1-f.htm](https://www.noscommunes.ca/Content/Committee/392/INDU/Reports/RP3567587/indurp02/06_chap1-f.htm)

L'examen du tableau 4.4 des résultats montre que :

- Les P-values du test de Chow sur les régressions  $R_1$ ,  $S_1$  et  $S_2$  sont respectivement de 0.2455, 0.4643 et 0.1868. Ces valeurs sont toutes supérieures au seuil de signification de 10%, ce qui induit qu'il n'y a aucune présomption contre l'hypothèse nulle qui soutient l'absence de rupture structurelle dans ces équations aux points de rupture spécifiés.  $H_0$  n'est donc pas rejetée. Cela implique que les coefficients de ces 3 régressions restent stables tout au long de la période d'observation, sans changement significatif, aux points de rupture spécifiés.
- En revanche, le test de Chow sur la régression  $R_2$  affiche une P-value (0.0057) qui est inférieure au seuil de signification de 1%, ce qui se traduit par une très forte présomption contre  $H_0$ . Par conséquent, l'hypothèse nulle selon laquelle il n'y a pas de rupture structurelle dans  $R_2$  aux points de rupture spécifiés est rejetée. On en déduit que la régression  $R_2$  n'est pas stable sur la période d'observation, en vertu de l'existence d'un changement significatif dans les coefficients de  $R_2$  aux points de rupture spécifiés, indiquant une possible rupture structurelle dans la relation entre les variables.

Il est important de tenir compte de ces résultats dans l'interprétation des modèles et de considérer l'impact potentiel des ruptures structurelles sur les analyses et les prédictions.

### 4.2.3. Résultats des tests sur les résidus des régressions estimées

#### 4.2.3.1. Analyse des résultats du test d'hétéroscédasticité des résidus

Les données issues des sorties du logiciel Eviews ont été récapitulées dans le tableau ci-dessous.

**Tableau 4.5** : Résultats des tests de Breusch-Pagan-Godfrey

Régressions dont les résidus sont testés	$H_0$ : Il y a homoscedasticité des erreurs	P-value
$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$	Rejetée	0.0004
$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$	Acceptée	0.0871
$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$	Acceptée	0.7014
$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$	Acceptée	0.3056

#### Interprétation :

- La P-value du test de Breusch-Pagan-Godfrey sur la régression  $R_1$  est de 0,0004. Il y a alors une très forte présomption contre  $H_0$ , car cette valeur est bien inférieure au seuil de signification de 1%. Alors, l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) selon laquelle il y a homoscedasticité des erreurs est rejetée. Cela suggère qu'il y a de fortes preuves d'hétéroscédasticité des erreurs dans  $R_1$ .
- Quant à la P-value du test de Breusch-Pagan-Godfrey sur la régression  $R_2$ , elle est comprise entre 5% et 10%. Cela veut dire qu'il y a une faible présomption contre l'hypothèse nulle.  $H_0$  n'est donc pas rejetée, ce qui suggère qu'il n'y a pas suffisamment de preuves pour conclure à la présence d'hétéroscédasticité des erreurs dans cette

régression. Toutefois, il est important de ne pas écarter la possibilité d'une présence potentielle d'hétéroscédasticité dans ce cas de figure.

- En ce qui concerne les régressions  $S_1$  et  $S_2$ , leurs P-values sont respectivement 0.7014 et 0.3056, toutes supérieures au seuil de signification de 10%. Il en découle qu'il n'y a aucune présomption contre  $H_0$ . Dans ce cas, l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) n'est pas rejetée, ce qui est synonyme de l'absence d'hétéroscédasticité des erreurs dans ces deux régressions.

#### 4.2.3.2. Analyse des résultats du test de normalité des résidus

Les P-values générées par le logiciel Eviews ont été présentées par régression dans le tableau suivant :

**Tableau 4.6** : Résultats des tests de Jarque-Bera

Régressions dont les résidus sont testés	$H_0$ : Les résidus suivent une loi normale	P-value
$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$	Acceptée	0.354055
$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$	Acceptée	0.505592
$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$	Rejetée	0.003589
$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$	Rejetée	0.000000

#### Interprétation :

- Pour les régressions  $R_1$  et  $R_2$ , les P-values du test de Jarque-Bera sont de 0,354055 et 0,505592 respectivement. Ces valeurs sont largement supérieures au seuil de signification de 10%. Il n'y a donc aucune présomption contre l'hypothèse nulle. Dans ce cas,  $H_0$  n'est pas rejetée, ce qui suggère que les résidus de ces deux régressions suivent une distribution normale.
- Pour ce qui est des régressions  $S_1$  et  $S_2$ , les P-values du test de Jarque-Bera sont respectivement de 0,003589 et 0.0000. Ces valeurs sont bien inférieures au seuil de signification de 1%, ce qui se traduit par une très forte présomption contre  $H_0$ . De ce fait, l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) selon laquelle les résidus suivent une distribution normale est rejetée. Cela suggère que les résidus de  $S_1$  ne suivent pas une distribution normale.

Il est important de prendre en compte la violation de l'hypothèse de normalité des résidus lors de l'interprétation des résultats de ces modèles et d'en tenir compte dans l'analyse statistique.

#### 4.2.3.3. Analyse des résultats du test d'autocorrélation des résidus

Les P-values du test de Breusch-Godfrey compilées dans le tableau 4.7 sont identiques pour toutes les 4 régressions.

**Tableau 4.7** : Résultats des tests de Breusch-Godfrey

Régressions dont les résidus sont testés	$H_0$ : Absence de corrélation sérielle entre les résidus	P-value
$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$	Rejetée	0.0000
$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$	Rejetée	0.0000
$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$	Rejetée	0.0000
$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$	Rejetée	0.0000

**Interprétation** : Le test de Breusch-Godfrey sur les régressions  $R_1$ ,  $R_2$ ,  $S_1$  et  $S_2$  donne la même P-value de 0,0000, nettement inférieure au seuil de signification de 1% ; ce qui indique une très forte présomption contre  $H_0$ . De ce fait, l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) postulant l'absence de corrélation sérielle est catégoriquement rejetée. Il en ressort que les résidus de ces régressions montrent une corrélation sérielle marquée, attestant de leur dépendance mutuelle et d'une structure de corrélation dans les données résiduelles. Il est essentiel de considérer cette corrélation, qui pourrait influencer l'inférence statistique et la justesse des estimations. Bien que des ajustements, comme les modèles autorégressifs ou l'ajout de variables décalées, puissent remédier à cette situation, notre étude ne s'inscrit pas dans cette optique.

#### 4.2.4. Résultats des tests de causalité et de cointégration

Nous avons soumis les résidus de chaque régression au test augmenté de Dickey-Fuller. Il en découle les P-values présentées dans le tableau suivant :

**Tableau 4.8** : Résultats des tests d'Engle-Granger

Régressions dont les résidus sont testés	$H_0$ : les résidus ne sont pas stationnaires	P-value
$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$	Acceptée	0.1879
$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$	Rejetée	0.0463
$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$	Acceptée	0.2958
$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$	Rejetée	0.0482

#### Interprétation :

- Les régressions  $R_1$  et  $S_1$  ont des P-values de 0,1879 et 0,2958 respectivement. Ces valeurs sont supérieures au seuil de signification de 10%, ce qui est synonyme de l'absence totale de présomption contre l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) selon laquelle les résidus ne sont pas stationnaires.  $H_0$  est donc acceptée. Cela implique l'absence de cointégration.
- Pour les régressions  $R_2$  et  $S_2$ , les P-values sont respectivement de 0,0463 et 0,0482. Ces valeurs sont comprises entre 0.01 et 0.05, indiquant une forte présomption contre  $H_0$ . L'hypothèse nulle est donc rejetée pour ces régressions. On en déduit que les résidus de  $R_2$  et  $S_2$  sont stationnaires. Cela peut indiquer la présence potentielle de cointégration entre les variables de  $R_2$  et  $S_2$ .

En somme, les résultats indiquent que les régressions  $R_1$  et  $S_1$  n'ont pas de preuves convaincantes de cointégration, car leurs résidus ne sont pas stationnaires. En revanche, les régressions  $R_2$  et  $S_2$  suggèrent la présence potentielle de cointégration, car leurs résidus sont stationnaires. Cela signifie

que les variables dans  $R_2$  et  $S_2$  pourraient être cointégrées, ce qui implique une relation à long terme entre elles. Cependant, il est important de mener une analyse plus approfondie pour confirmer la cointégration et déterminer la nature de cette relation à long terme.

### 4.3. Validation empirique des résultats

#### 4.3.1. Analyse synthétique des résultats

Les quatre régressions analysées ici explorent la relation entre la rémunération totale du travail par heure travaillée (soit pour l'ensemble des travailleurs, soit pour les salariés) et la productivité horaire du travail. Au cœur de ces régressions se trouve la théorie économique de la fonction de Cobb-Douglas, qui établit une relation entre la productivité marginale du travail (salaire réel du travail) et la production moyenne par travailleur (productivité du travail). En utilisant cette formulation, l'analyse s'attend à ce que le salaire réel soit proportionnel à la productivité du travail. Compte tenu de la nature des données et des régressions estimées, l'analyse des résultats obtenus peut être synthétisée en cinq points :

1. Coefficients  $\beta_0$  et  $\beta_1$  de la régression  $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$

Les coefficients  $\beta_0$  et  $\beta_1$  dans les régressions linéaires estimées, présentées ci-dessous, fournissent des informations sur la relation entre la croissance de la productivité du travail et la hausse du salaire réel du travail (mesurée soit par rapport au déflateur du PIB, soit par rapport à l'IPC), selon la fonction Cobb-Douglas. L'estimation de  $\beta_1$  représente l'élasticité de la productivité du travail par rapport au salaire réel du travail. Dans le cas des quatre régressions,  $\beta_1$  est positif et statistiquement significatif, cela indique une relation positive entre la productivité du travail et le salaire réel du travail, synonyme d'une cohérence avec la formulation Cobb-Douglas. Le coefficient  $\beta_1$ , compris entre 0.4535 et 0.4705 pour les quatre régressions linéaires estimées, représente la part de la production canadienne qui revient au travail.

$$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$$

$$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$$

$$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$$

$$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$$

2. Coefficients de détermination

Sur la base des coefficients de détermination ( $R^2$ ), la régression  $R_2$  semble être le meilleur modèle. Avec un  $R^2$  de 0,985218, ce modèle explique une grande partie de la variation de la productivité horaire du travail. Toutefois, une analyse plus approfondie des autres tests révèle des complexités supplémentaires.

3. Tests de spécification du modèle

Les tests de Ramsey Reset mettent en évidence des problèmes de linéarité pour  $R_1$  et  $R_2$ , mais pas pour  $S_2$ . Le test de Cusum indique des problèmes de stabilité pour  $R_1$ ,  $R_2$  et  $S_1$ . Seule la régression  $S_2$  semble stable tout au long de la période d'observation. Le test de Chow montre que  $R_2$  a

probablement subi une rupture structurelle en 2003, tandis que les autres modèles n'ont pas montré de telles ruptures.

#### 4. Tests de validation du modèle par analyse des résidus

Les tests de Breusch-Pagan-Godfrey révèlent une hétéroscédasticité probable dans  $R_1$  et suggèrent la possibilité d'une hétéroscédasticité dans  $R_2$ . Les résidus des régressions  $R_1$  et  $R_2$  semblent suivre une distribution normale, tandis que ceux de  $S_1$  et  $S_2$  ne le font pas. Toutes les régressions présentent des preuves de corrélation sérielle dans leurs résidus, comme le montre le test de Breusch-Godfrey.

#### 5. Test de cointégration

Contrairement aux régressions  $R_1$  et  $S_1$ , les régressions  $R_2$  et  $S_2$  pourraient être cointégrés selon les résultats des tests d'Engle-Granger. Il en ressort qu'une combinaison linéaire des variables impliquées dans les régressions  $R_2$  et  $S_2$  pourrait être stationnaire, même si ces variables elles-mêmes ne le sont pas.

### 4.3.2. Impact du choix de déflateur et du type de rémunération

L'examen des quatre régressions fournit des informations riches et variées selon le type de déflateur utilisé :

- ✓ La régression  $R_1$  montre une relation positive entre la productivité du travail et la rémunération totale déflatée par le déflateur du PIB, avec un coefficient de 0.4657. Le coefficient de corrélation est de 0.969528, ce qui indique une corrélation très forte ;
- ✓ La régression  $R_2$  a un coefficient légèrement supérieur de 0.4705 avec la productivité du travail, signifiant que pour chaque unité augmentée dans la productivité horaire du travail, la rémunération totale ajustée par l'IPC augmente un peu plus que celle ajustée par le déflateur du PIB. Le coefficient de corrélation est de 0.992541, indiquant une corrélation encore plus forte que pour  $R_1$  ;
- ✓ La régression  $S_1$  présente une relation positive avec un coefficient de 0.4535 et un coefficient de corrélation de 0.946528 ;
- ✓ La régression  $S_2$  a un coefficient un peu plus élevé de 0.4571 et un coefficient de corrélation de 0.974766.

De ce qui précède, on retient que l'utilisation de l'IPC au lieu du déflateur du PIB semble renforcer légèrement la relation entre la productivité du travail et la rémunération totale, tout comme la rémunération des salariés. Cela peut être dû à la manière dont l'IPC reflète les changements de prix qui affectent directement les consommateurs et donc potentiellement la rémunération des travailleurs. Cela peut être également imputable au fait que les mouvements syndicaux, lors des négociations salariales, s'évertuent toujours d'obtenir une augmentation salariale qui suit le niveau de l'inflation, et non celui du PIB.

Au chapitre de comparaison entre les types de rémunération, on note que :

- ✓ Le rapprochement entre les régressions  $R_1$  et  $S_1$  montre que la constante (ou le terme intercept) est plus élevée pour la rémunération des salariés, alors le coefficient pour la productivité est plus élevé pour la rémunération totale. Ceci indique que, tandis que le niveau de base de la rémunération des salariés est plus élevé, la rémunération totale (incluant les travailleurs autonomes) semble augmenter plus avec la productivité ;
- ✓ Une observation similaire est faite entre les régressions  $R_2$  et  $S_2$ , avec des coefficients de corrélation montrant une tendance similaire.

Cela peut suggérer que les travailleurs autonomes bénéficient d'une augmentation plus significative de la rémunération relative à la productivité horaire du travail par rapport aux salariés, ou que leur inclusion modifie l'échelle de la rémunération horaire dans l'économie.

### **4.3.3. Validation empirique**

L'examen des résultats des tests statistiques révèle qu'aucune des quatre régressions ne semble assez robuste. Cependant, la régression  $S_2$  semble être la plus prometteuse, car elle passe le test de Cusum, n'a pas de problème majeur d'homoscédasticité, et ses résidus sont cointégrés. Néanmoins, elle échoue aux tests de Jarque-Bera et de Breusch-Godfrey, ce qui implique que ses résidus, en plus d'être auto-corrélés, ne suivent pas une distribution normale.

En somme, il est essentiel de noter que, bien que ces régressions établissent une relation positive entre la rémunération du travail et la productivité du travail, la présence de problèmes tels que l'hétéroscédasticité, la non-normalité des résidus, la corrélation sérielle dans les résidus et les ruptures structurelles suggère que ces relations ne sont pas aussi parfaites que cela puisse paraître. Il est donc prudent de conclure qu'aucune de ces régressions ne correspond parfaitement à la formulation de Cobb-Douglas. De ce fait, il serait judicieux d'affirmer que les données macroéconomiques du Canada, notamment celles portant sur les indicateurs étudiés, ne cadrent pas avec le concept du sentier de croissance équilibré.

## **4.4. Discussions**

### **4.4.1. Analyse comparative des approches**

Il ne serait pas judicieux d'examiner les résultats de notre étude à la lumière des études empiriques précédemment réalisées sur le thème traité. En effet, non seulement très peu d'analystes ont travaillé sur le rapport entre la croissance de la productivité du travail et la hausse du salaire réel, mais également les rares qui s'y sont intéressés l'ont abordé sous un angle d'approche différent. Assurément, notre étude ne s'aligne ni sur l'approche des analystes du Bureau of Labor Statistics (BLS, 1994), ni sur celle développée par Feldstein (2008) et Bosworth, Perry et Shapiro (1994).

Dans la mesure du BLS, les auteurs ont déflaté à la fois les rémunérations horaires réels et les gains horaires réels des employés sans fonction de supervision par l'IPC et ont ensuite comparé le résultat obtenu avec la productivité du travail, déflatée par le déflateur du PIB. On relève deux divergences avec notre approche :

- Le choix des gains horaires des employés sans fonction de supervision exclut les cotisations sociales payées par l'employeur, en plus de restreindre la population cible à une catégorie précise de salariés ;
- L'utilisation de l'IPC comme déflateur implique l'emploi de deux déflateurs différents pour ajuster en fonction de l'inflation deux indicateurs destinés à être comparés entre eux. En effet, la productivité équivaut à la richesse générée en moyenne par heure travaillée (PIB réel /Heures travaillées). Elle est de ce fait calculée en utilisant comme numérateur le PIB au dollars constants de 2012. On dit qu'elle est implicitement déflatée par le déflateur du PIB.

À titre de comparaison, cette approche a un seul point commun avec notre étude : l'utilisation de l'IPC comme déflateur, pour prendre en considération le paramètre de pouvoir d'achat des travailleurs. Nous avons appliqué ce déflateur, au même titre que le déflateur du PIB, d'une part à la rémunérations nominale totale par heure travaillée pour l'ensemble de l'économie, et d'autre part à la rémunération nominale totale des salariés par heure travaillée.

Quant à l'approche de Feldstein (2008) et Bosworth, Perry et Shapiro (1994), elle diffère de la nôtre par le choix des types de rémunération et de déflateur utilisés. Contrairement à notre étude, celles de ces auteurs utilisent respectivement l'IPP et le DCP pour déflater à la fois la productivité du travail et la rémunération du secteur des entreprises non agricoles. Là aussi, nous nous heurtons à la problématique de la restriction du champ d'étude, par exclusion d'un secteur d'activité, en l'occurrence le secteur agricole. Tel qu'indiqué dans (2.2), nous ne pouvons pas reproduire la mesure de ces deux analystes au Canada, faute de disponibilité de données similaires.

#### **4.4.2. Les raisons potentielles de l'inadéquation de nos données avec la théorie du sentier de croissance équilibrée**

Même si nos régressions ne correspondent pas parfaitement à la formulation de Cobb-Douglas, à cause des problèmes de spécification et de validation du modèle, il n'en demeure pas moins qu'elles mettent en exergue un écart considérable entre la croissance de la productivité du travail et la hausse du salaire réel du travail. En effet, une augmentation de 1% de la productivité du travail induit une hausse de 0,457% à 0.557% du salaire réel, selon la régression estimée.

Il est donc légitime de se pencher sur les raisons potentielles d'un tel écart. Bien entendu, l'équation (2.12), dérivée de la fonction Cobb-Douglas, met en évidence un lien théorique entre la productivité marginale du travail (PML ou salaire réel du travail) et la production moyenne par travailleur (productivité du travail). Dans cette relation, si la productivité du travail augmente, le salaire réel devrait également augmenter proportionnellement, tout en tenant compte de la part du capital ( $\alpha$ ). Cependant, il existe de nombreuses raisons pour lesquelles cette relation pourrait ne pas se tenir dans une économie réelle. Voici quelques-unes des raisons principales que nous avons recensées :

- **Pouvoir de négociation** : La diminution de l'influence des syndicats dans de nombreux pays a réduit le pouvoir de négociation des travailleurs, ce qui peut empêcher les salaires

de suivre la productivité. Selon Statistique Canada<sup>13</sup>, le pourcentage d'employés qui étaient membres d'un syndicat dans leur emploi principal a diminué au Canada, passant de 38 % en 1981 à 29 % en 2022, en baisse de 9 points de pourcentage. Les deux tiers de la baisse se sont produits de 1981 à 1997 et le tiers restant, de 1997 à 2022. Sur la même période, les taux de syndicalisation ont diminué de près de 11 points de pourcentage dans les emplois à temps plein, alors qu'ils ont légèrement augmenté (d'environ 3 points de pourcentage) dans les emplois à temps partiel.

- **Rigidités institutionnelles** : Certains pays peuvent avoir des rigidités dans leurs marchés du travail, ce qui peut empêcher les salaires de s'ajuster rapidement à des changements de productivité.
- **Externalités technologiques** : Parfois, l'augmentation de la productivité est due à des innovations qui ne bénéficient pas directement au travailleur (comme l'automatisation), ce qui peut entraîner une divergence entre la productivité et les salaires. En effet, les avancées technologiques peuvent augmenter la productivité tout en remplaçant certains emplois, réduisant la demande de travailleurs dans certaines industries et exerçant ainsi une pression à la baisse sur les salaires.
- **Inégalité de la distribution des revenus** : La part des revenus allant au capital (par opposition au travail) a augmenté dans de nombreux pays, ce qui signifie que les propriétaires du capital capturent une plus grande part des gains de productivité, au détriment des augmentations salariales pour la majorité des travailleurs.
- **Facteurs macroéconomiques** : La demande globale, l'inflation, les politiques monétaires et fiscales peuvent affecter les salaires indépendamment de la productivité.
- **Compétition monopolistique**: Tel qu'évoqué au chapitre (1.2.4.1), l'augmentation de la concentration du marché et le pouvoir de monopsonie ou d'oligopsonie accru de certaines entreprises peuvent leur permettre de capturer des profits plus importants, ne redistribuant pas nécessairement ces gains aux travailleurs.
- **Globalisation et délocalisation** : La mondialisation a permis aux entreprises de délocaliser la production vers des pays à faible coût de main-d'œuvre, exerçant une pression à la baisse sur les salaires dans les économies à haut revenu, et ce même si la productivité augmente. C'est le cas de la majorité des pays de l'OCDE où les multinationales ont une propension à délocaliser leurs unités de production vers l'Asie.
- **Changements dans la structure sectorielle** : Si une économie passe d'industries à forte productivité à des industries à faible productivité, cela pourrait entraîner une stagnation ou une diminution des salaires malgré une productivité globalement croissante.
- **Décalages temporels** : Il peut y avoir un décalage entre l'augmentation de la productivité et l'ajustement des salaires. Les salaires peuvent être "rigides à la baisse" ou simplement lents à s'ajuster.

---

<sup>13</sup> <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/36-28-0001/2022011/article/00001-fra.htm>

- **Biais sectoriel** : Si une économie réalise une croissance importante dans des secteurs qui ne connaissent pas une croissance rapide des salaires (par exemple, les services par rapport à la fabrication), cela peut contribuer au découplage entre la productivité du travail et le salaire réel du travail.
- **Éducation et compétences**: Si la formation et les compétences des travailleurs ne suivent pas le rythme des changements technologiques, cela peut entraîner un écart entre salaires et productivité.
- **Mesures de productivité**: Les mesures de productivité peuvent ne pas capturer pleinement la valeur ajoutée dans certains secteurs (par exemple, le secteur des services), ce qui pourrait exagérer le découplage apparent. En effet, si la productivité est mal mesurée ou si elle n'est pas perçue comme durable, les entreprises peuvent être réticentes à augmenter les salaires.
- **Effets des fluctuations cycliques de la production** : En période de récession, lorsque la demande baisse, les employeurs ont tendance à réduire le nombre d'heures travaillées ou licencier les employés les moins productifs, dans l'optique de maintenir leur productivité au même niveau ou l'améliorer, malgré la baisse de production. Cela exerce une pression à la baisse sur les salaires.
- **Le déphasage entre l'IPC et la hausse de salaire en période de forte inflation** : Lorsqu'une forte inflation survient, les grands employeurs, tels que les gouvernements et les multinationales, demeurent réticents à octroyer une augmentation de salaire qui suit l'IPC, arguant que l'inflation sera maîtrisée avec le temps. Il résulte un découplage entre le salaire réel et la productivité du travail, d'autant que les entreprises s'arrangent toujours pour refiler le coût de l'inflation aux consommateurs finaux. Le bémol est que ce même indice (IPC) sera utilisé plus tard pour déflater un revenu qui n'avait pas suivi son rythme. Le constat est le même pour le déflateur du PIB.
- **Autres coûts pour les employeurs**: Même si la productivité du travail augmente, d'autres coûts (comme les coûts de santé, les taxes, etc.) peuvent augmenter plus rapidement et absorber les gains de productivité ( voir graphique 1.2).

Il convient de noter que la liste n'est pas exhaustive et que ces facteurs peuvent interagir de différentes manières selon la période et le contexte économique, institutionnel et culturel spécifique de chaque pays. De plus, le découplage entre salaires et productivité peut entraîner des conséquences importantes pour l'économie, notamment en termes d'inégalités, de consommation et de bien-être général.

## CONCLUSION GÉNÉRALE

Le débat persistant autour de la relation entre la croissance de la productivité et celle du salaire réel revêt une importance majeure pour les travailleurs, les économistes et les responsables politiques. Comprendre cette relation est essentiel pour déterminer si les fruits de la croissance économique sont équitablement répartis entre les salariés et les détenteurs de capitaux. Au Canada, cette relation a été particulièrement préoccupante, surtout depuis la fin des années 1970 où un découplage entre ces deux indicateurs s'est amorcé, soulignant un écart croissant entre la croissance de la productivité du travail et celle du salaire horaire réel.

La divergence d'opinions entre les analystes, en particulier sur les méthodes de déflation, ajoute une couche supplémentaire de complexité à ce débat. Alors que certains privilégient l'IPC pour évaluer l'évolution du pouvoir d'achat, d'autres, mettant l'accent sur la répartition des gains de productivité, optent pour l'IPP ou le DCP, selon l'étude. Malgré ces approches différentes, il est crucial de comprendre que les deux perspectives sont complémentaires plutôt qu'exclusives. Chaque groupe d'analyses apporte une nuance distincte, enrichissant ainsi notre compréhension globale.

L'analyse réalisée dans cette étude repose sur le modèle économique de Cobb-Douglas, qui établit un lien direct entre la productivité marginale du travail, correspondant au salaire réel, et la productivité du travail, également définie comme la production moyenne par travailleur. Quatre régressions, dérivées de cette théorie ont permis d'explorer cette liaison en prenant en compte différents modes de déflation, tant par le déflateur du PIB que par l'indice des prix à la consommation (IPC). L'ensemble des régressions étudiées démontre une corrélation positive entre la productivité du travail et le salaire réel, laissant supposer une adéquation avec la formulation Cobb-Douglas. Autrement dit, lorsque la productivité du travail augmente, le salaire réel suit cette croissance dans une certaine mesure. Les résultats obtenus démontrent toutefois une complexité inattendue.

Effectivement, bien que la régression  $R_2$  affiche un coefficient de détermination élevé, indiquant une forte corrélation entre les variables dépendante et indépendante, les tests de spécification et de validation menés sur l'ensemble des quatre régressions ont mis au jour des anomalies telles que des problèmes de linéarité, de stabilité du modèle et des coefficients, d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus. Seule la régression  $S_2$  démontre une solidité relative à travers les différents tests, suggérant que, dans le cadre canadien, la rémunération des salariés déflatée par l'IPC offre un modèle plus fiable pour analyser la relation avec la productivité du travail. Néanmoins, cette régression ne passe ni le test de normalité des résidus de Jarque-Bera, ni le test de Breusch-Godfrey pour l'autocorrélation des résidus. Par conséquent, il est clair qu'aucune des régressions proposées ne présente la robustesse nécessaire pour épouser avec précision le modèle de Cobb-Douglas. Il serait donc téméraire d'affirmer que ces observations s'inscrivent dans le principe de l'évolution cohérente de la théorie du "sentier de croissance équilibré" qui, à l'instar de la formulation Cobb-Douglas, postule que le salaire réel et la productivité évoluent de concert en régime permanent. Toutefois, tel que mentionné dans la section (3.1), nous devons garder à l'esprit que le sentier de croissance équilibré est un concept idéal qui peut être difficile à atteindre dans la réalité, d'autant que les économies peuvent être confrontées à des défis tels que des

déséquilibres défavorables, des chocs externes, des inégalités économiques et des contraintes environnementales.

Ces résultats mettent en lumière l'importance de la méthodologie choisie et des déflateurs utilisés pour évaluer la relation entre la productivité du travail et la rémunération réelle. De plus, ils soulignent que, bien que la théorie puisse fournir un cadre, les réalités économiques et les spécificités nationales jouent un rôle crucial dans la détermination de cette relation.

En fin de compte, cette étude met en évidence l'importance cruciale de comprendre la relation entre la productivité et la rémunération réelle, en particulier dans le contexte canadien. Elle démontre également la nécessité de prendre en compte différentes perspectives lors de l'analyse de cette relation, car chaque approche peut révéler des facettes différentes de la dynamique économique sous-jacente. Le défi majeur reste de garantir que la croissance de la productivité soit équitablement répartie, assurant ainsi un niveau de vie élevé pour les travailleurs tout en soutenant la croissance économique.

Le Canada, à l'instar de nombreux autres pays de l'OCDE, se trouve à un carrefour où les décisions politiques en matière de régulation du marché du travail, de soutien à la syndicalisation et de promotion de la croissance inclusive sont essentielles. Dans cette quête d'une croissance équitable, il est impératif que les travailleurs bénéficient pleinement des avantages de la productivité accrue. Les conclusions de cette étude, bien qu'elles nécessitent une interprétation nuancée, offrent des orientations précieuses pour les décideurs et les acteurs du marché du travail.

Notre étude n'est qu'une étape dans la compréhension de cette relation cruciale. Alors que le monde évolue, avec l'impact potentiel de l'automatisation, de l'intelligence artificielle et des nouvelles formes de travail, une réévaluation constante de cette dynamique sera nécessaire pour garantir que la prospérité soit partagée de manière équitable parmi tous les acteurs de l'économie.

## ANNEXES

**Tableau A1** : Statistique descriptive des séries

**Les séries PT et R1**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Sample	Sheet
				PT		R1	
Mean				46.80138		25.59829	
Median				45.37749		25.70451	
Maximum				64.42097		33.62254	
Minimum				26.49139		14.15979	
Std. Dev.				10.68566		5.133044	
Skewness				-0.110011		-0.517927	
Kurtosis				1.959503		2.726521	
Jarque-Bera				2.780484		2.821641	
Probability				0.249015		0.243943	
Sum				2761.282		1510.299	
Sum Sq. Dev.				6622.630		1528.192	
Observations							

**Les séries PT et R2**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Sample	She
				R2		PT	
Mean				25.78387		46.80138	
Median				25.87849		45.37749	
Maximum				34.13004		64.42097	
Minimum				15.45677		26.49139	
Std. Dev.				5.064740		10.68566	
Skewness				-0.292373		-0.110011	
Kurtosis				2.281449		1.959503	
Jarque-Bera				2.109845		2.780484	
Probability				0.348219		0.249015	
Sum				1521.249		2761.282	
Sum Sq. Dev.				1487.792		6622.630	
Observations				59		59	

**Les séries PT et S1**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Sample	Si
				PT		S1	
Mean				46.80138		26.61835	
Median				45.37749		26.47841	
Maximum				64.42097		34.76744	
Minimum				26.49139		15.47518	
Std. Dev.				10.68566		5.119542	
Skewness				-0.110011		-0.374049	
Kurtosis				1.959503		2.626410	
Jarque-Bera				2.780484		1.718914	
Probability				0.249015		0.423392	
Sum				2761.282		1570.483	
Sum Sq. Dev.				6622.630		1520.163	
Observations				59		59	

**Les séries PT et S2**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Sample	Si
				PT		S2	
Mean				46.80138		26.80953	
Median				45.37749		26.26356	
Maximum				64.42097		35.29223	
Minimum				26.49139		16.89265	
Std. Dev.				10.68566		5.010634	
Skewness				-0.110011		-0.139091	
Kurtosis				1.959503		2.247507	
Jarque-Bera				2.780484		1.582257	
Probability				0.249015		0.453333	
Sum				2761.282		1581.762	
Sum Sq. Dev.				6622.630		1456.174	
Observations				59		59	

**Tableau A2 :** Coefficients de corrélation des séries

**Les séries PT et  $R_1$**

	PT	R1	
PT	1.000000	0.969528	^
R1	0.969528	1.000000	v

**Les séries PT et  $R_2$**

	PT	R2	
PT	1.000000	0.992581	^
R2	0.992581	1.000000	v

**Les séries PT et  $S_1$**

	PT	S1	
PT	1.000000	0.946528	^
S1	0.946528	1.000000	v

**Les séries PT et  $S_2$**

	PT	S2	
PT	1.000000	0.974766	^
S2	0.974766	1.000000	v

**Tableau A3 :** Résultats des tests de causalité de Granger

**Les séries PT et  $R_1$**

Pairwise Granger Causality Tests  
Date: 09/30/23 Time: 17:35  
Sample: 1961 2019  
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R1 does not Granger Cause PT	57	0.92390	0.4034
PT does not Granger Cause R1		2.17839	0.1234

**Les séries PT et  $R_2$**

Pairwise Granger Causality Tests  
Date: 09/30/23 Time: 18:44  
Sample: 1961 2019  
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
R2 does not Granger Cause PT	57	0.82757	0.4428
PT does not Granger Cause R2		2.95941	0.0606

**Les séries PT et  $S_1$**

Pairwise Granger Causality Tests  
Date: 09/30/23 Time: 20:55  
Sample: 1961 2019  
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
S1 does not Granger Cause PT	57	0.58187	0.5624
PT does not Granger Cause S1		2.62378	0.0821

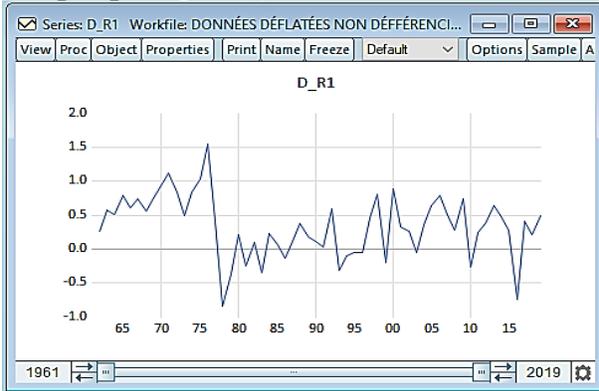
**Les séries PT et  $S_2$**

Pairwise Granger Causality Tests  
Date: 09/30/23 Time: 22:10  
Sample: 1961 2019  
Lags: 2

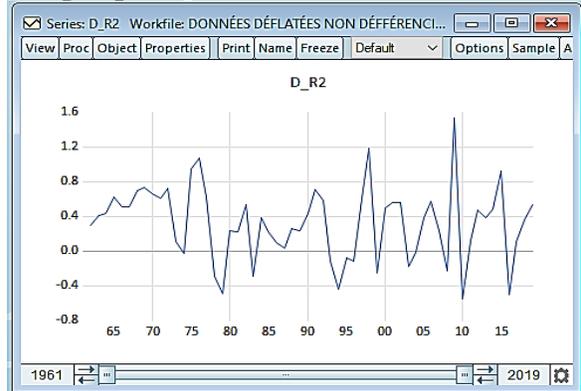
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
S2 does not Granger Cause PT	57	0.22569	0.7987
PT does not Granger Cause S2		5.61018	0.0062

**Figure A1 : Graphiques et tests de stationnarité des séries intégrées d'ordre 1 ~ I(1)**

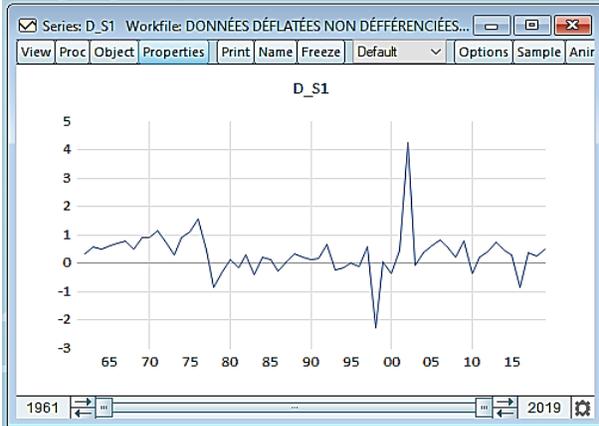
**Graphique  $R_1 \sim I(1)$**



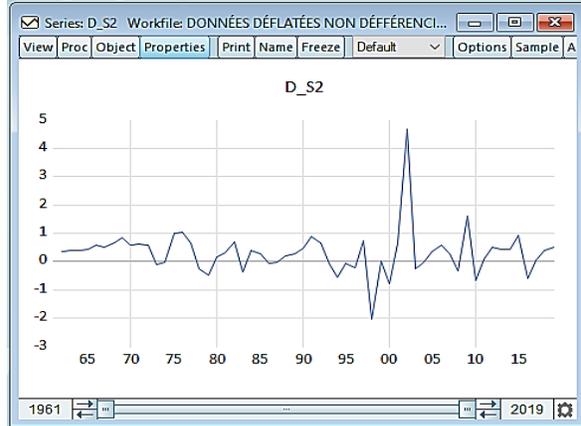
**Graphique  $R_2 \sim I(1)$**



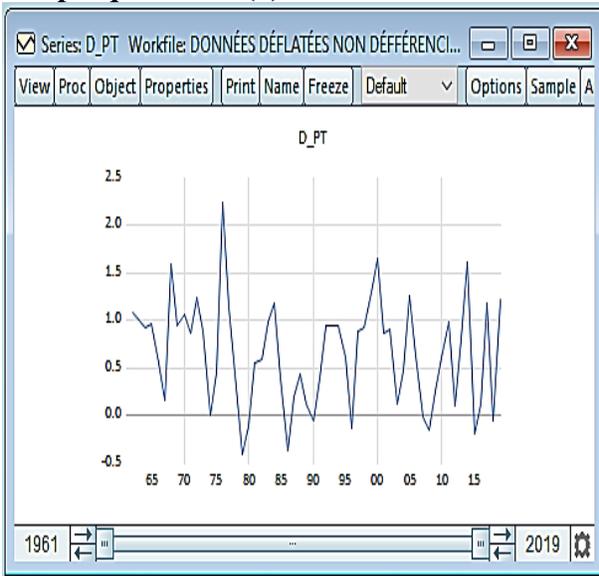
**Graphique  $S_1 \sim I(1)$**



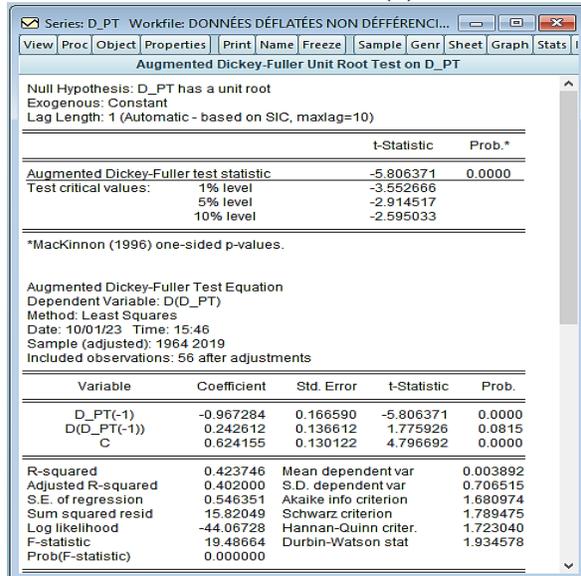
**Graphique  $S_2 \sim I(1)$**



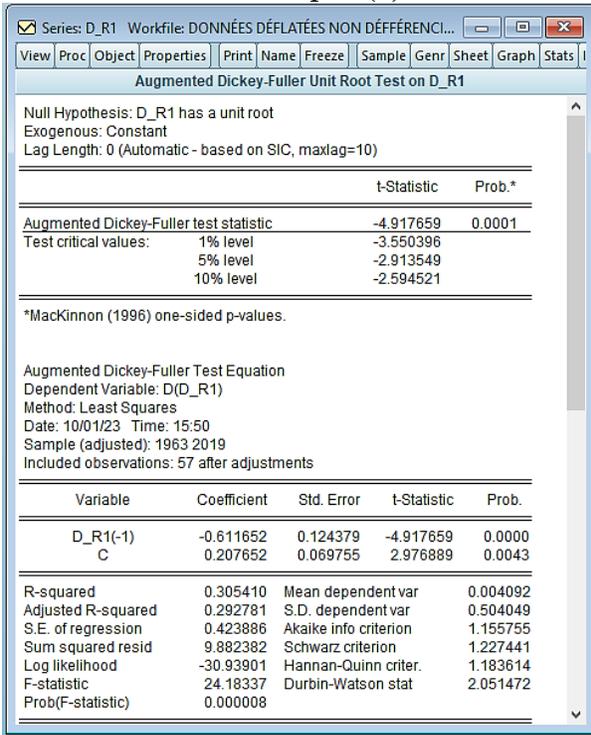
**Graphique PT ~ I(1)**



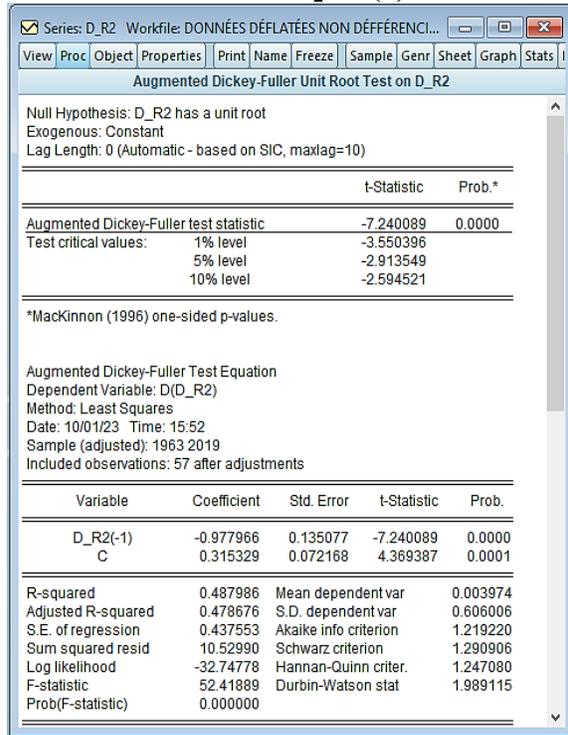
**Test de stationnarité PT ~ I(1)**



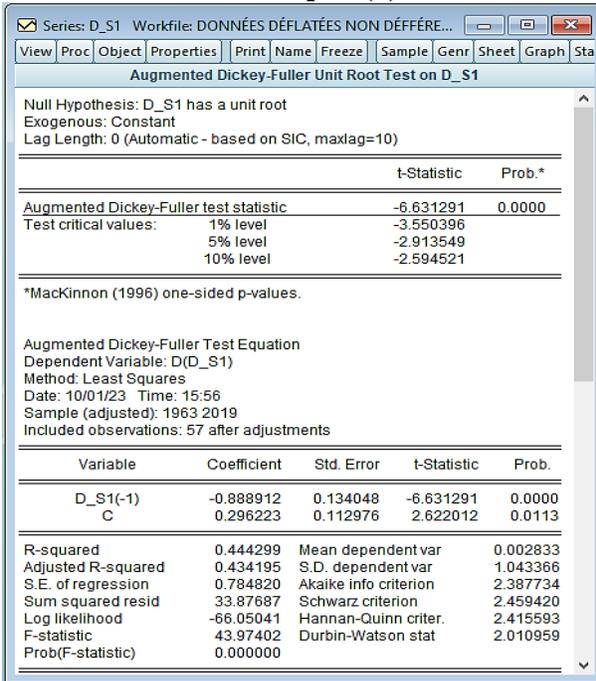
### Test de stationnarité $R_1 \sim I(1)$



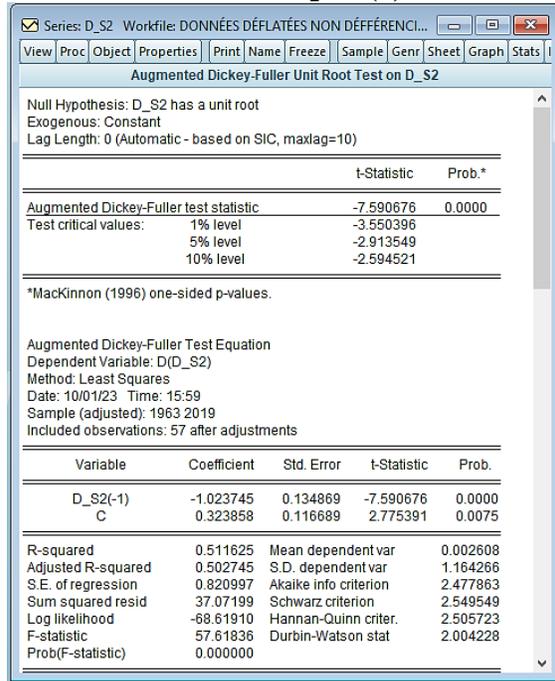
### Test de stationnarité $R_2 \sim I(1)$



### Test de stationnarité $S_1 \sim I(1)$



### Test de stationnarité $S_2 \sim I(1)$



**Tableau A4** : Estimation des régressions  $R_1$ ,  $R_2$ ,  $S_1$  et  $S_2$

$$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.801484	0.747957	5.082492	0.0000
PT	0.465730	0.015587	29.87917	0.0000

R-squared	0.939985	Mean dependent var	25.59829
Adjusted R-squared	0.938932	S.D. dependent var	5.133044
S.E. of regression	1.268472	Akaike info criterion	3.346814
Sum squared resid	91.71421	Schwarz criterion	3.417239
Log likelihood	-96.73100	Hannan-Quinn criter.	3.374305
F-statistic	892.7649	Durbin-Watson stat	0.107486
Prob(F-statistic)	0.000000		

$$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.765729	0.366266	10.28141	0.0000
PT	0.470459	0.007633	61.63629	0.0000

R-squared	0.985218	Mean dependent var	25.78387
Adjusted R-squared	0.984959	S.D. dependent var	5.064740
S.E. of regression	0.621156	Akaike info criterion	1.918842
Sum squared resid	21.99260	Schwarz criterion	1.989267
Log likelihood	-54.60584	Hannan-Quinn criter.	1.946333
F-statistic	3799.032	Durbin-Watson stat	0.480869
Prob(F-statistic)	0.000000		

$$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.394615	0.982423	5.491131	0.0000
PT	0.453485	0.020473	22.15008	0.0000

R-squared	0.895914	Mean dependent var	26.61835
Adjusted R-squared	0.894088	S.D. dependent var	5.119542
S.E. of regression	1.666108	Akaike info criterion	3.892168
Sum squared resid	158.2271	Schwarz criterion	3.962593
Log likelihood	-112.8190	Hannan-Quinn criter.	3.919659
F-statistic	490.6261	Durbin-Watson stat	0.211059
Prob(F-statistic)	0.000000		

$$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$$

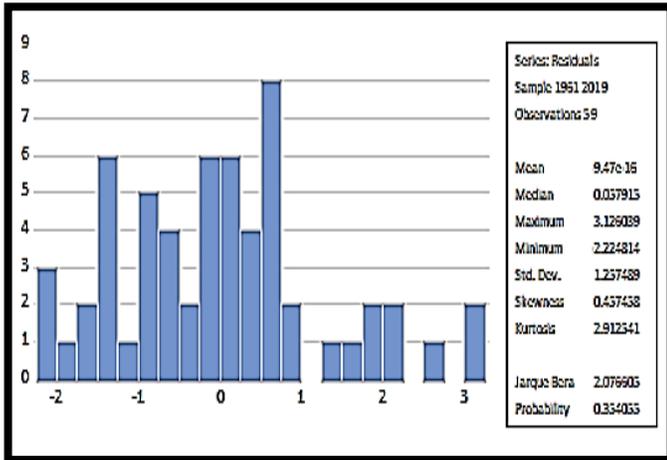
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.417579	0.665300	8.143058	0.0000
PT	0.457079	0.013865	32.96741	0.0000

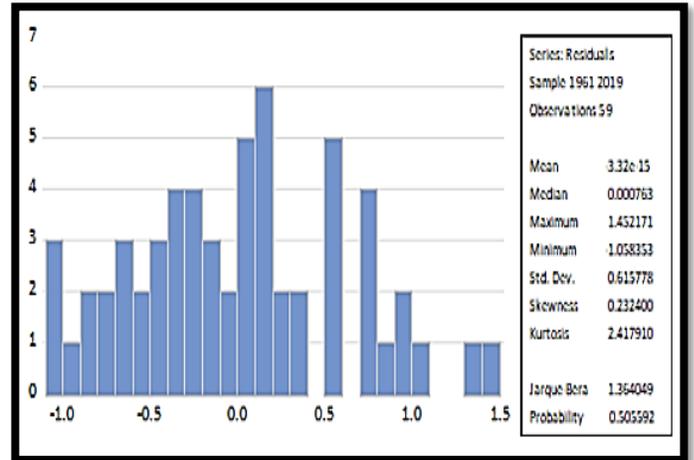
R-squared	0.950168	Mean dependent var	26.80953
Adjusted R-squared	0.949294	S.D. dependent var	5.010634
S.E. of regression	1.128294	Akaike info criterion	3.112600
Sum squared resid	72.56364	Schwarz criterion	3.183025
Log likelihood	-89.82171	Hannan-Quinn criter.	3.140091
F-statistic	1086.850	Durbin-Watson stat	0.523906
Prob(F-statistic)	0.000000		

**Figure A2 : Graphiques et résultats des tests de normalités des résidus**

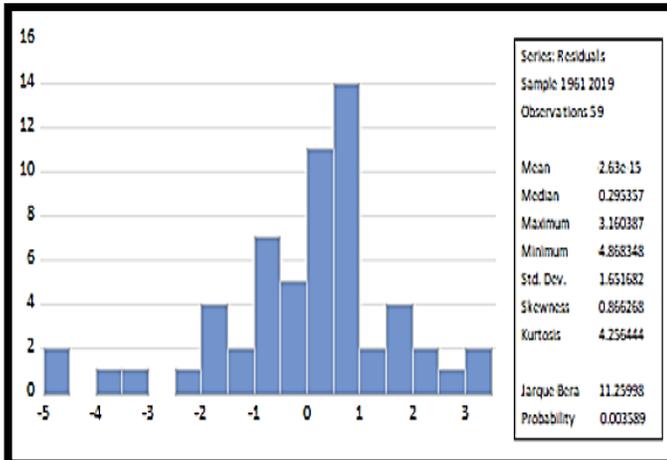
**Résidus de  $R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$**



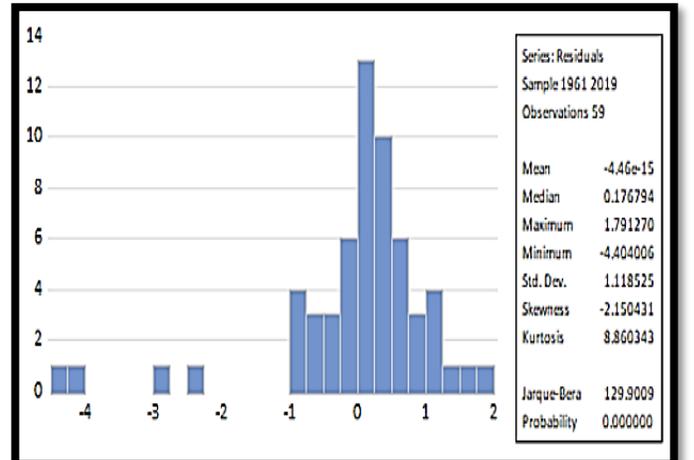
**Résidus de  $R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$**



**Résidus de  $S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$**



**Résidus de  $S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$**



**Tableau A6 : Résultat du test d'hétéroscédasticité des résidus**

**Résidus de  $R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey									
Null hypothesis: Homoskedasticity									
<hr/>									
F-statistic	13.91101	Prob. F(1,57)	0.0004						
Obs*R-squared	11.57436	Prob. Chi-Square(1)	0.0007						
Scaled explained SS	10.33055	Prob. Chi-Square(1)	0.0013						
<hr/>									
Test Equation:									
Dependent Variable: RESID^2									
Method: Least Squares									
Date: 09/30/23 Time: 17:06									
Sample: 1961 2019									
Included observations: 59									
<hr/>									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	5.760601	1.156258	4.982106	0.0000					
PT	-0.089872	0.024096	-3.729746	0.0004					
<hr/>									
R-squared	0.196176	Mean dependent var	1.554478						
Adjusted R-squared	0.182073	S.D. dependent var	2.168214						
S.E. of regression	1.960917	Akaike info criterion	4.218012						
Sum squared resid	219.1761	Schwarz criterion	4.288437						
Log likelihood	-122.4314	Hannan-Quinn criter.	4.245503						
F-statistic	13.91101	Durbin-Watson stat	0.335972						
Prob(F-statistic)	0.000443								

**Résidus de  $R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey									
Null hypothesis: Homoskedasticity									
<hr/>									
F-statistic	3.031481	Prob. F(1,57)	0.0871						
Obs*R-squared	2.979393	Prob. Chi-Square(1)	0.0843						
Scaled explained SS	1.971479	Prob. Chi-Square(1)	0.1603						
<hr/>									
Test Equation:									
Dependent Variable: RESID^2									
Method: Least Squares									
Date: 09/30/23 Time: 18:51									
Sample: 1961 2019									
Included observations: 59									
<hr/>									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	0.813368	0.259466	3.134772	0.0027					
PT	-0.009415	0.005407	-1.741115	0.0871					
<hr/>									
R-squared	0.050498	Mean dependent var	0.372756						
Adjusted R-squared	0.033840	S.D. dependent var	0.447673						
S.E. of regression	0.440033	Akaike info criterion	1.229377						
Sum squared resid	11.03686	Schwarz criterion	1.299802						
Log likelihood	-34.26661	Hannan-Quinn criter.	1.256868						
F-statistic	3.031481	Durbin-Watson stat	0.736981						
Prob(F-statistic)	0.087059								

**Résidus de  $S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey									
Null hypothesis: Homoskedasticity									
<hr/>									
F-statistic	0.148468	Prob. F(1,57)	0.7014						
Obs*R-squared	0.153278	Prob. Chi-Square(1)	0.6954						
Scaled explained SS	0.232937	Prob. Chi-Square(1)	0.6294						
<hr/>									
Test Equation:									
Dependent Variable: RESID^2									
Method: Least Squares									
Date: 09/30/23 Time: 21:06									
Sample: 1961 2019									
Included observations: 59									
<hr/>									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	3.771458	2.899480	1.300736	0.1986					
PT	-0.023282	0.060424	-0.385315	0.7014					
<hr/>									
R-squared	0.002598	Mean dependent var	2.681816						
Adjusted R-squared	-0.014900	S.D. dependent var	4.881044						
S.E. of regression	4.917274	Akaike info criterion	6.056696						
Sum squared resid	1378.236	Schwarz criterion	6.127121						
Log likelihood	-176.6725	Hannan-Quinn criter.	6.084187						
F-statistic	0.148468	Durbin-Watson stat	0.559101						
Prob(F-statistic)	0.701438								

**Résidus de  $S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey									
Null hypothesis: Homoskedasticity									
<hr/>									
F-statistic	1.068907	Prob. F(1,57)	0.3056						
Obs*R-squared	1.086046	Prob. Chi-Square(1)	0.2973						
Scaled explained SS	3.983872	Prob. Chi-Square(1)	0.0459						
<hr/>									
Test Equation:									
Dependent Variable: RESID^2									
Method: Least Squares									
Date: 09/30/23 Time: 22:18									
Sample: 1961 2019									
Included observations: 59									
<hr/>									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	-0.836703	2.049451	-0.408257	0.6846					
PT	0.044157	0.042710	1.033880	0.3056					
<hr/>									
R-squared	0.018408	Mean dependent var	1.229892						
Adjusted R-squared	0.001187	S.D. dependent var	3.477762						
S.E. of regression	3.475697	Akaike info criterion	5.362778						
Sum squared resid	688.5870	Schwarz criterion	5.433203						
Log likelihood	-156.2019	Hannan-Quinn criter.	5.390269						
F-statistic	1.068907	Durbin-Watson stat	0.687105						
Prob(F-statistic)	0.305559								

**Tableau A7 : Résultats des tests d'autocorrélation des résidus**

**Résidus de  $R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test									
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags									
F-statistic	179.0113	Prob. F(2,55)			0.0000				
Obs*R-squared	51.14329	Prob. Chi-Square(2)			0.0000				
Test Equation:									
Dependent Variable: RESID									
Method: Least Squares									
Date: 09/30/23 Time: 17:16									
Sample: 1961 2019									
Included observations: 59									
Presample missing value lagged residuals set to zero.									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	0.000894	0.277875	0.003218	0.9974					
PT	-6.78E-05	0.005791	-0.011708	0.9907					
RESID(-1)	1.185118	0.129440	9.155733	0.0000					
RESID(-2)	-0.281202	0.129450	-2.172292	0.0342					
R-squared	0.866835	Mean dependent var			-9.47E-16				
Adjusted R-squared	0.859572	S.D. dependent var			1.257489				
S.E. of regression	0.471228	Akaike info criterion			1.398441				
Sum squared resid	12.21309	Schwarz criterion			1.539291				
Log likelihood	-37.25401	Hannan-Quinn criter.			1.453423				
F-statistic	119.3409	Durbin-Watson stat			1.741435				
Prob(F-statistic)	0.000000								

**Résidus de  $R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test									
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags									
F-statistic	34.71898	Prob. F(2,55)			0.0000				
Obs*R-squared	32.92275	Prob. Chi-Square(2)			0.0000				
Test Equation:									
Dependent Variable: RESID									
Method: Least Squares									
Date: 09/30/23 Time: 18:49									
Sample: 1961 2019									
Included observations: 59									
Presample missing value lagged residuals set to zero.									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	0.004755	0.247890	0.019182	0.9848					
PT	-8.88E-05	0.005166	-0.017180	0.9864					
RESID(-1)	0.789457	0.134616	5.864524	0.0000					
RESID(-2)	-0.058198	0.134650	-0.432213	0.6673					
R-squared	0.558013	Mean dependent var			-3.32E-15				
Adjusted R-squared	0.533904	S.D. dependent var			0.615778				
S.E. of regression	0.420399	Akaike info criterion			1.170165				
Sum squared resid	9.720449	Schwarz criterion			1.311015				
Log likelihood	-30.51986	Hannan-Quinn criter.			1.225147				
F-statistic	23.14599	Durbin-Watson stat			1.931628				
Prob(F-statistic)	0.000000								

**Résidus de  $S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test									
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags									
F-statistic	101.4039	Prob. F(2,55)			0.0000				
Obs*R-squared	46.41311	Prob. Chi-Square(2)			0.0000				
Test Equation:									
Dependent Variable: RESID									
Method: Least Squares									
Date: 09/30/23 Time: 21:05									
Sample: 1961 2019									
Included observations: 59									
Presample missing value lagged residuals set to zero.									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	-0.062960	0.462142	-0.136236	0.8921					
PT	0.001379	0.009631	0.143206	0.8867					
RESID(-1)	1.045012	0.132535	7.884779	0.0000					
RESID(-2)	-0.183764	0.132589	-1.385967	0.1714					
R-squared	0.786663	Mean dependent var			-2.63E-15				
Adjusted R-squared	0.775026	S.D. dependent var			1.651682				
S.E. of regression	0.783416	Akaike info criterion			2.415083				
Sum squared resid	33.75573	Schwarz criterion			2.555933				
Log likelihood	-67.24495	Hannan-Quinn criter.			2.470065				
F-statistic	67.60261	Durbin-Watson stat			1.917094				
Prob(F-statistic)	0.000000								

**Résidus de  $S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test									
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags									
F-statistic	33.73810	Prob. F(2,55)			0.0000				
Obs*R-squared	32.50505	Prob. Chi-Square(2)			0.0000				
Test Equation:									
Dependent Variable: RESID									
Method: Least Squares									
Date: 09/30/23 Time: 22:17									
Sample: 1961 2019									
Included observations: 59									
Presample missing value lagged residuals set to zero.									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C	-0.046969	0.454091	-0.103436	0.9180					
PT	0.001086	0.009464	0.114701	0.9091					
RESID(-1)	0.847550	0.133270	6.359646	0.0000					
RESID(-2)	-0.152042	0.133542	-1.138529	0.2598					
R-squared	0.550933	Mean dependent var			-4.46E-15				
Adjusted R-squared	0.526439	S.D. dependent var			1.118525				
S.E. of regression	0.769722	Akaike info criterion			2.379813				
Sum squared resid	32.58593	Schwarz criterion			2.520663				
Log likelihood	-66.20449	Hannan-Quinn criter.			2.434795				
F-statistic	22.49206	Durbin-Watson stat			1.990382				
Prob(F-statistic)	0.000000								

**Tableau A8 : Résultats des tests de linéarité des régressions**

$$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$$

Ramsey RESET Test				
Equation: UNTITLED				
Omitted Variables: Squares of fitted values				
Specification: R1 C PT				
	Value	df	Probability	
t-statistic	4.008001	56	0.0002	
F-statistic	16.06407	(1, 56)	0.0002	
Likelihood ratio	14.88003	1	0.0001	
F-test summary:				
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	
Test SSR	20.44436	1	20.44436	
Restricted SSR	91.71421	57	1.609021	
Unrestricted SSR	71.26985	56	1.272676	
LR test summary:				
	Value			
Restricted LogL	-96.73100			
Unrestricted LogL	-89.29098			
Unrestricted Test Equation:				
Dependent Variable: R1				
Method: Least Squares				
Date: 09/30/23 Time: 19:10				
Sample: 1961 2019				
Included observations: 59				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.742255	2.713473	-2.484733	0.0160
PT	1.051724	0.146862	7.161321	0.0000
FITTED^2	-0.024840	0.006198	-4.008001	0.0002
R-squared	0.953363	Mean dependent var	25.59829	
Adjusted R-squared	0.951698	S.D. dependent var	5.133044	
S.E. of regression	1.128129	Akaike info criterion	3.128508	
Sum squared resid	71.26985	Schwarz criterion	3.234145	
Log likelihood	-89.29098	Hannan-Quinn criter.	3.169745	
F-statistic	572.3853	Durbin-Watson stat	0.133022	
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$$

Equation: UNTITLED				
Omitted Variables: Squares of fitted values				
Specification: R2 C PT				
	Value	df	Probability	
t-statistic	4.272732	56	0.0001	
F-statistic	18.25624	(1, 56)	0.0001	
Likelihood ratio	16.64803	1	0.0000	
F-test summary:				
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	
Test SSR	5.406981	1	5.406981	
Restricted SSR	21.99260	57	0.385835	
Unrestricted SSR	16.58562	56	0.296172	
LR test summary:				
	Value			
Restricted LogL	-54.60584			
Unrestricted LogL	-46.28183			
Unrestricted Test Equation:				
Dependent Variable: R2				
Method: Least Squares				
Date: 09/30/23 Time: 18:59				
Sample: 1961 2019				
Included observations: 59				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.663674	1.310603	-1.269396	0.2096
PT	0.770942	0.070643	10.91323	0.0000
FITTED^2	-0.012519	0.002930	-4.272732	0.0001
R-squared	0.988852	Mean dependent var	25.78387	
Adjusted R-squared	0.988454	S.D. dependent var	5.064740	
S.E. of regression	0.544217	Akaike info criterion	1.670570	
Sum squared resid	16.58562	Schwarz criterion	1.776208	
Log likelihood	-46.28183	Hannan-Quinn criter.	1.711807	
F-statistic	2483.706	Durbin-Watson stat	0.619796	
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$$

Ramsey RESET Test				
Equation: UNTITLED				
Omitted Variables: Squares of fitted values				
Specification: S1 C PT				
	Value	df	Probability	
t-statistic	2.064717	56	0.0436	
F-statistic	4.263055	(1, 56)	0.0436	
Likelihood ratio	4.328685	1	0.0375	
F-test summary:				
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	
Test SSR	11.19311	1	11.19311	
Restricted SSR	158.2271	57	2.775915	
Unrestricted SSR	147.0340	56	2.625608	
LR test summary:				
	Value			
Restricted LogL	-112.8190			
Unrestricted LogL	-110.6546			
Unrestricted Test Equation:				
Dependent Variable: S1				
Method: Least Squares				
Date: 09/30/23 Time: 21:09				
Sample: 1961 2019				
Included observations: 59				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.108431	3.757443	-0.561135	0.5769
PT	0.916845	0.225300	4.069445	0.0001
FITTED^2	-0.019386	0.009389	-2.064717	0.0436
R-squared	0.903277	Mean dependent var	26.61835	
Adjusted R-squared	0.899823	S.D. dependent var	5.119542	
S.E. of regression	1.620373	Akaike info criterion	3.852699	
Sum squared resid	147.0340	Schwarz criterion	3.958336	
Log likelihood	-110.6546	Hannan-Quinn criter.	3.893935	
F-statistic	261.4879	Durbin-Watson stat	0.225433	
Prob(F-statistic)	0.000000			

$$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$$

Ramsey RESET Test				
Equation: UNTITLED				
Omitted Variables: Squares of fitted values				
Specification: S2 C PT				
	Value	df	Probability	
t-statistic	0.835313	56	0.4071	
F-statistic	0.697748	(1, 56)	0.4071	
Likelihood ratio	0.730585	1	0.3927	
F-test summary:				
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	
Test SSR	0.893000	1	0.893000	
Restricted SSR	72.56364	57	1.273046	
Unrestricted SSR	71.67064	56	1.279833	
LR test summary:				
	Value			
Restricted LogL	-89.82171			
Unrestricted LogL	-89.45641			
Unrestricted Test Equation:				
Dependent Variable: S2				
Method: Least Squares				
Date: 09/30/23 Time: 22:21				
Sample: 1961 2019				
Included observations: 59				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.297142	2.624678	1.256208	0.2143
PT	0.587861	0.157182	3.740012	0.0004
FITTED^2	-0.005390	0.006452	-0.835313	0.4071
R-squared	0.950782	Mean dependent var	26.80953	
Adjusted R-squared	0.949024	S.D. dependent var	5.010634	
S.E. of regression	1.131297	Akaike info criterion	3.134116	
Sum squared resid	71.67064	Schwarz criterion	3.239753	
Log likelihood	-89.45641	Hannan-Quinn criter.	3.175352	
F-statistic	540.8924	Durbin-Watson stat	0.528893	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tableau A9 : Résultats des tests de Chow (point de rupture 2003)**

**$R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Equation: UNTITLED Workfile: DONNÉES DÉFLATÉES NON ...									
Chow Breakpoint Test: 2003									
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints									
Varying regressors: All equation variables									
Equation Sample: 1961 2019									
<hr/>									
F-statistic	1.440858	Prob. F(2,55)			0.2455				
Log likelihood ratio	3.013034	Prob. Chi-Square(2)			0.2217				
Wald Statistic	2.881716	Prob. Chi-Square(2)			0.2367				
<hr/>									

**$R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$**

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Equation: UNTITLED Workfile: DONNÉES DÉFLATÉES NON ...									
Chow Breakpoint Test: 2003									
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints									
Varying regressors: All equation variables									
Equation Sample: 1961 2019									
<hr/>									
F-statistic	5.682466	Prob. F(2,55)			0.0057				
Log likelihood ratio	11.08230	Prob. Chi-Square(2)			0.0039				
Wald Statistic	11.36493	Prob. Chi-Square(2)			0.0034				
<hr/>									

**$S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$**

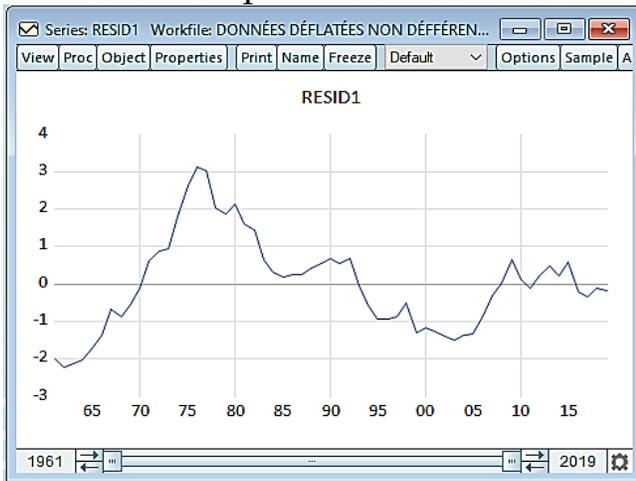
View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Equation: UNTITLED Workfile: DONNÉES DÉFLATÉES NON ...									
Chow Breakpoint Test: 2003									
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints									
Varying regressors: All equation variables									
Equation Sample: 1961 2019									
<hr/>									
F-statistic	0.778003	Prob. F(2,55)			0.4643				
Log likelihood ratio	1.645995	Prob. Chi-Square(2)			0.4391				
Wald Statistic	1.556006	Prob. Chi-Square(2)			0.4593				
<hr/>									

**$S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$**

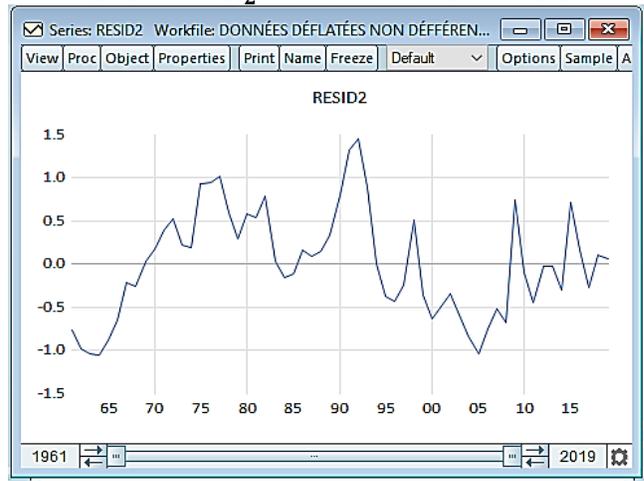
View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Equation: UNTITLED Workfile: DONNÉES DÉFLATÉES NON ...									
Chow Breakpoint Test: 2003									
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints									
Varying regressors: All equation variables									
Equation Sample: 1961 2019									
<hr/>									
F-statistic	1.729666	Prob. F(2,55)			0.1868				
Log likelihood ratio	3.598891	Prob. Chi-Square(2)			0.1654				
Wald Statistic	3.459333	Prob. Chi-Square(2)			0.1773				
<hr/>									

**Figure A3 : Graphiques des résidus des régressions – Test de cointégration**

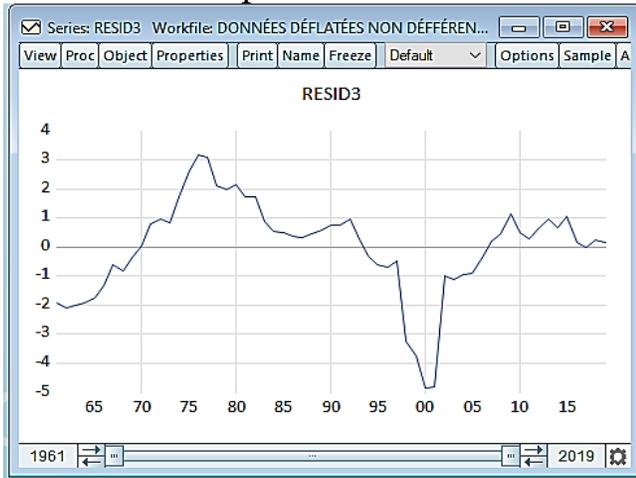
**Résidus de  $R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$**



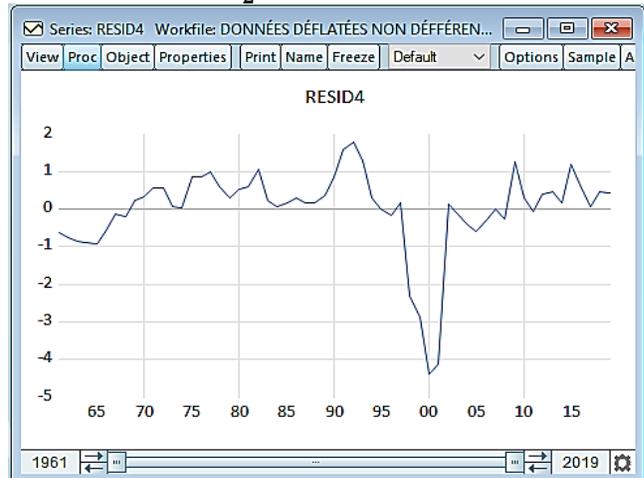
**Résidus de  $R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$**



**Résidus de  $S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$**



**Résidus de  $S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$**



**Tableau A10 : Résultats des tests de stationnarité sur les résidus – Test de cointégration**

**Résultats - Résidus de  $R_1 = 3.801 + 0.4657 * PT$**

Series: RESID1 Workfile: DONNÉES DÉFLATÉES NON DÉFFÉREN...

View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Sts

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESID1**

Null Hypothesis: RESID1 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.261127	0.1879
Test critical values:		
1% level	-3.50396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(RESID1)  
Method: Least Squares  
Date: 10/05/23 Time: 13:34  
Sample (adjusted): 1963 2019  
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID1(-1)	-0.094705	0.041884	-2.261127	0.0278
D(RESID1(-1))	0.299507	0.125341	2.389548	0.0204
C	0.029590	0.051867	0.570497	0.5707

R-squared 0.154256 Mean dependent var 0.035844  
Adjusted R-squared 0.122932 S.D. dependent var 0.416717  
S.E. of regression 0.390263 Akaike info criterion 1.007206  
Sum squared resid 8.224496 Schwarz criterion 1.114735  
Log likelihood -25.70537 Hannan-Quinn criter. 1.048995  
F-statistic 4.924558 Durbin-Watson stat 2.090657  
Prob(F-statistic) 0.010850

**Résultats - Résidus de  $R_2 = 3.766 + 0.4705 * PT$**

Series: RESID2 Workfile: DONNÉES DÉFLATÉES NON DÉFFÉREN...

View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Stats

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESID2**

Null Hypothesis: RESID2 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.946259	0.0463
Test critical values:		
1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(RESID2)  
Method: Least Squares  
Date: 10/05/23 Time: 13:43  
Sample (adjusted): 1962 2019  
Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID2(-1)	-0.253914	0.086182	-2.946259	0.0047
C	0.014043	0.053065	0.264641	0.7923

R-squared 0.134205 Mean dependent var 0.014292  
Adjusted R-squared 0.118744 S.D. dependent var 0.430498  
S.E. of regression 0.404131 Akaike info criterion 1.059717  
Sum squared resid 9.146003 Schwarz criterion 1.130766  
Log likelihood -28.73178 Hannan-Quinn criter. 1.087392  
F-statistic 8.680445 Durbin-Watson stat 1.960533  
Prob(F-statistic) 0.004680

**Résultats - Résidus de  $S_1 = 5.395 + 0.4535 * PT$**

Series: RESID3 Workfile: DONNÉES DÉFLATÉES NON DÉFFÉREN...

View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Stats

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESID3**

Null Hypothesis: RESID3 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.977302	0.2958
Test critical values:		
1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(RESID3)  
Method: Least Squares  
Date: 10/05/23 Time: 13:48  
Sample (adjusted): 1962 2019  
Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID3(-1)	-0.117239	0.059292	-1.977302	0.0529
C	0.035744	0.097924	0.365014	0.7165

R-squared 0.065260 Mean dependent var 0.036065  
Adjusted R-squared 0.048568 S.D. dependent var 0.764565  
S.E. of regression 0.745767 Akaike info criterion 2.285066  
Sum squared resid 31.14540 Schwarz criterion 2.356116  
Log likelihood -64.26691 Hannan-Quinn criter. 2.312741  
F-statistic 3.909723 Durbin-Watson stat 1.684270  
Prob(F-statistic) 0.052938

**Résultats - Résidus de  $S_2 = 5.418 + 0.4571 * PT$**

Series: RESID4 Workfile: DONNÉES DÉFLATÉES NON DÉFFÉREN...

View Proc Object Properties Print Name Freeze Sample Genr Sheet Graph Stats

**Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESID4**

Null Hypothesis: RESID4 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.928162	0.0482
Test critical values:		
1% level	-3.548208	
5% level	-2.912631	
10% level	-2.594027	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(RESID4)  
Method: Least Squares  
Date: 10/05/23 Time: 13:52  
Sample (adjusted): 1962 2019  
Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID4(-1)	-0.264024	0.090167	-2.928162	0.0049
C	0.016370	0.100726	0.162517	0.8715

R-squared 0.132780 Mean dependent var 0.018323  
Adjusted R-squared 0.117294 S.D. dependent var 0.816465  
S.E. of regression 0.767089 Akaike info criterion 2.341446  
Sum squared resid 32.95183 Schwarz criterion 2.412496  
Log likelihood -65.90194 Hannan-Quinn criter. 2.369122  
F-statistic 8.574132 Durbin-Watson stat 1.783046  
Prob(F-statistic) 0.004922

## RÉFÉRENCES

**Abdul Rashid** (1993), « L'évolution des salaires durant sept décennies ». L'emploi et le revenu en perspective, Vol. 5, no 2 (no 75-001-XPF au catalogue de Statistique Canada).

**Akyeampong, Ernest B.** (1997), « Aperçu statistique du mouvement syndical ouvrier ». L'emploi et le revenu en perspective, 9 (4), 50-60.

**Baldwin, John R. et Wulong Gu** (2007b), « Investissement et croissance de la productivité à long terme dans le secteur des entreprises au Canada, 1961 à 2002 ». La revue canadienne de productivité. No 15-206-XIF2007006 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

**Baldwin, John R. et Wulong Gu** (2007c), « Croissance de la productivité à long terme au Canada et aux États-Unis, 1961 à 2006 ». La revue canadienne de productivité. No 15-206-XIF2007013 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

**Baldwin, John R. et Wulong Gu** (2009), « La productivité du Canada de 1961 à 2008 : mise à jour des tendances à long terme ». La Revue canadienne de productivité. No 15-206-XIF2009025 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

**Baldwin, John R., et Wulong Gu** (2008), « Qu'est-ce que la productivité? Comment la mesure-t-on ? Quelle a été la productivité du Canada ? ». La revue canadienne de productivité. No 15-206-XIF2008017 au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.

**Baldwin, John R., Wulong Gu, Ryan Macdonald et Beiling Yan** (2014), « Qu'est-ce que la productivité? Comment la mesure-t-on ? Quelle a été la productivité du Canada ? ». La revue canadienne de productivité. No 15-206-XIF2014038 au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.

**Banting, Keith et John Myles** (2015), «Framing the New Inequality: The Politics of Income Redistribution in Canada » dans David A. Green, W. Craig Riddell et France St. Hilaire (dir.), "Income Inequality. The Canadian Story." Montréal: Institut de recherche en politiques publiques.

**Bassanini, Andrea et Stefano Scarpetta** (2001), « Les moteurs de la croissance dans les pays de l'OCDE : Analyse empirique sur des données de panel ». Revue économique de l'OCDE, no 33.

**Bosworth, Barry, George L. Perry and Matthew D. Shapiro** (1994), "Productivity and Real Wages: Is There a Puzzle?" Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1994, No. 1 (1994), pp. 317-344.

**Burdett, Kenneth, and Mortensen, Dale** (1998), "Equilibrium Wage Differentials and Employer Size." International Economic Review 39:257-73.

**Carl E. Walsch** (2004), "The Productivity and Jobs connection: The Long and the Short Run of It." RRBSF Economic Letter number 2004-18, July 16, 2004.

**Da Silva, Laurent et Marc Santugini** (2009), « Qu'est-ce que la productivité ? ». Centre sur la productivité et la prospérité de HEC Montréal

**Diamond, Peter. A.** (1982), "Wage determination and efficiency in search equilibrium." *The Review of Economic Studies* 49 (2), 217–227.

**Dominion Bureau of Statistics** (1940), "Family Income and Expenditure in Canada, 1937-1938." Ottawa.

**Dwayne, Benjamin, Morley Gunderson, Thomas Lemieux et W. Craig Riddell** (2012), "Labour Market Economics. Theory, Evidence and Policy in Canada." Toronto: McGraw-Hill Ryerson.

**Feldstein, Martin** (2008), "Did wages reflect growth in productivity?" *Scholarly Articles* 2794832, Harvard University Department of Economics.

**Fisher, Tony, and Doug Hostland** (2002), "The Long View: Labour Productivity, Labour Income, and Living Standards in Canada," in Keith Banting, France St-Hilaire and Andrew Sharpe (eds) *Review of Economic Performance and Social Progress: The Social Determinants of Productivity* (Ottawa: Centre for the Study of Living Standards and Montreal: Institute for Research on Public Policy), pp. 57-67.

**Government of Canada** (2016), "Growing the Middle Class," Tabled in the House of Commons by the Honourable William Francis Morneau, Minister of Finance.

**Heisz, Andrew** (2007), "Income Inequality and Redistribution in Canada: 1976 to 2004," Cat. 11F0019MIE. Ottawa: Statistics Canada.

Heron, Craig (1989), "The Canadian Labour Movement. A Short History." Toronto: James Lorimer.

**Jackson, Andrew** (2013), "Up Against the Wall : the Political Economy of the new Attack on the Canadian Labour Movement." *Just Labour: A Canadian Journal of Work and Society*, 20, 51-63.

**KALDOR, Nicholas** (1955-1956), "Alternatives theories of distribution," *Review of Economics Studies* 23, n°2: 83-100, reprint in Kaldor (1960), traduction française partielle in Gilbert Abraham-Frois, 1974, o. c..

**KALDOR, Nicholas** (1960), "Essays on Value and Distribution," in *Collected Economic Essays* by Nicholas Kaldor, vol. 1, London: Duckworth, second edition 1980.

**KALDOR, Nicholas** (1966), "Marginal productivity and the macroeconomic theories of distribution," *Review of Economic Studies* 33: 309-320, traduction française in Abraham-Frois, 1974, o. c.

**Krueger, Alan** (2018), "Reflections on Dwindling Worker Bargaining Power and Monetary Policy." Princeton University and NBER.

**Krueger, Alan, and Eric Posner** (2018), "A Proposal for Protecting Low-Income Workers from Monopsony and Collusion." The Hamilton Project Policy Proposal 5 (2018).

**Krueger, Alan, and Orley Ashenfelter** (2018), "Theory and Evidence on Employer Collusion in the Franchise Sector." No. w24831. National Bureau of Economic Research.

**Kumar, Pradeep** (1986), « La croissance des syndicats au Canada; rétrospective et prospective », dans W. Craig Riddell (dir.), « Les relations de travail au Canada ». Gouvernement du Canada, Les Études. Commission royale sur l'Union économique et les perspectives de développement du Canada, 16, 142-144.

**Léonard, André** (2014), « La productivité au Canada : concepts et enjeux ». Publication No 2014-84-F, Service d'information et de recherche parlementaires, Bibliothèque du Parlement, Ottawa, Canada.

**Mankiw, N. Gregory** (2003), « Macroéconomie », 3e édition, traduction de la 5e édition américaine par Jean Houard, Nouveaux Horizons, pp 58-91.

**Manning, Alan** (2003), "Monopsony in motion: Imperfect competition in labor markets." Princeton University Press.

**Mishel, Lawrence, and Kar-Fai Gee** (2012), "Why Aren't Workers Benefiting from Labour Productivity Growth in the United States?" *International Productivity Monitor*, No. 23. pp. 31-43. OECD. (2012) "Labour Losing to Capital: What Explains the Declining Labour Share?" OECD Employment Outlook.

**Morissette, René, Garnett Picot et Yuqian Lu.** (2013), « Évolution des salaires des Canadiens au cours des trois dernières décennies », SC. Études analytiques, cat. 11F0019M, no 347.

**Palmer, Bryan D.** (1992), "Rethinking the History of Canadian Labour," 1800-1991. Toronto: McClelland & Stewart.

**Patrick Perrier** (2005), « La fonction de production et les données canadiennes ». Document de travail 1192-54342005-20, 1192-5434.

**Pissarides, Christopher. A.** (1985), "Dynamics of unemployment, vacancies and real wages with trade unions." *The Scandinavian Journal of Economics*, 386–403. Princeton University and National Bureau of Economic Research.

**Riddell, W. Craig** (1986), « Les relations de travail au Canada ». Gouvernement du Canada, Les Études. Commission royale sur l'Union économique et les perspectives de développement du Canada.

**Riddell, W. Craig et F. St-Hilaire (ed.)**, (2000), "Public Policies in a Labour Market in Transition." Montréal: The Institute of Research for Public Policy.

**Robinson, Joan** (1933), "The Economics of Imperfect Competition." London: Macmillan.

**Rouillard, J. & Rouillard, J.-F.** (2015), « Salaires et productivité du travail au Canada depuis le début du 20e siècle : les travailleurs bénéficient-ils de la croissance économique ? ». Vol. 70(2), pp.353-380.

**Sharpe, A., J. Arsenault and P. Harrison** (2008), "The Relationship between Productivity and Real Wage Growth in Canada and OECD Countries: 1961-2006," CSLS Research Report 2008-8, December.

**Sharpe, Andrew, Jean-François Arsenault, and Peter Harrison** (2008a), "Why Have Real Wages Lagged Labour Productivity Growth in Canada?" International Productivity Monitor, No. 17. pp. 17-26.

**Smithies, Arthur** (1960), "Productivity, Real Wages, and Economic Growth." The Quarterly Journal of Economics, Vol. 74, No. 2 (May, 1960), pp. 189-205.

**Staiger, D.O., Spetz, J. and Phibbs, C.S.** (2010), "Is there monopsony in the labor market? Evidence from a natural experiment." Journal of Labor Economics, 28(2), pp.211-236.

**Strauss, Jack and Mark E. Wohar** (2004), "The Linkage between Prices, Wages, and Labor Productivity: A Panel Study of Manufacturing Industries." Southern Economic Journal, Vol. 70, No. 4 (Apr., 2004), pp. 920-941.

**Sullivan, Daniel** (1989), "Monopsony Power in the Market for Nurses." Journal of Law and Economics 32, no. 2 part 2: S135-S178.

**U.S. Bureau of Labor Statistics** (1993), "Output Per Hour, Hourly Compensation, and Unit Labor Costs in Manufacturing, Twelve Industrial Countries, 1950-1992, and Unit Labor Costs in Korea and Taiwan, 1970-1992." Unpublished data corresponding to "International Comparisons of Manufacturing Unit Labor Costs," in Monthly Labor Review, December 1993. Washington: Department of Labor.

**Uguccioni, James** (2016), "Estimating Total Factor Productivity Growth: Canadian Freight Railways, 1986 to 2009," International Productivity Monitor, Spring, Number 30, pp. 77-97.

**Uguccioni, James, and Andrew Sharpe** (2016), "Decomposing the Productivity-Wage Nexus in Selected OECD Countries, 1986-2013," CSLS Research Report 2016-15.

**Uguccioni, James, Andrew Sharpe and Alexander Murray** (2016), "Labour Productivity and the Distribution of Real Earnings in Canada, 1976 to 2014," CSLS Research Report 2016-15.