



UNIVERSITÉ DU QUÉBEC EN OUTAOUAIS

**LA THÉORIE FISCALE DU NIVEAU
DES PRIX : CAS DU CANADA**

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ COMME EXIGENCE PARTIELLE DE LA
MAÎTRISE EN ÉCONOMIE FINANCIÈRE

Par
Mamadou Togo

DIRIGÉ PAR
David Tessier

AOÛT 2022

Dédicace

Je dédie ce travail à :

"À mes parents"

"À mes soeurs et frères"

"À mes amis"

"À ma famille".

Remerciements

"Ce mémoire est le résultat d'un travail de recherche acharné. En préambule, Je souhaite avant tout remercier mon directeur de mémoire, **David Tessier**, pour sa patience, sa disponibilité et surtout ses judicieux conseils, qui ont contribué à alimenter ma réflexion mais aussi le temps qu'il a consacré à m'apporter les outils méthodologiques indispensables à la conduite de cette recherche. Son exigence m'a grandement stimulé. Le mérite d'un mémoire appartient certes à l'auteur, mais également à son directeur qui l'encadre.

Je salue son amabilité, sa patience, sa disponibilité, sa souplesse d'esprit et son savoir. C'est certes avec joie et fierté que je dépose aujourd'hui ce mémoire, mais aussi avec un brin de nostalgie que je termine ce programme d'études et je conclus ce premier travail de recherche.

Je tiens également à exprimer ma gratitude à **Celine Gauthier**, et **Djerry Charli Tandja Mbianda**, professeurs au département des sciences administratives. Leurs passions et leurs enthousiasmes à aider les étudiants dans leurs parcours universitaires méritent d'être souligné.

Je remercie mes très chers parents, **Ousmane** et **Bintou** pour leurs affections inépuisables et leurs précieux conseils. Ils n'ont cessé de prier pour moi durant mon cursus et m'ont encouragé régulièrement.

L'enseignement de qualité dispensé à l'UQO dans le programme de maîtrise en économie financière a également su nourrir mes réflexions et a représenté une profonde satisfaction intellectuelle, merci donc aux enseignants-chercheurs.

Je voudrais exprimer ma reconnaissance envers les amis et collègues qui m'ont apporté leur soutien moral et intellectuel tout au long de ma démarche."

Résumé

Dans le cadre de ce travail, nous allons estimer un modèle vectoriel autorégressif (VAR) sur l'économie canadienne. La méthode économétrique provient de Blanchard et Perotti [2002] mais doit aussi beaucoup à la théorie fiscale au niveau des prix (FTPL) qui étudie les interactions entre l'excédent public, l'accumulation de la dette et la dynamique des prix. Notre objectif est d'une part, d'évaluer les effets des chocs de politique budgétaire et monétaire sur l'économie et d'autre part, d'étudier les interactions stratégiques entre les autorités budgétaires et monétaires. Par conséquent, les restrictions théoriques pour identifier notre modèle sont dérivées d'un cadre FTPL. Nos résultats ne remettent pas totalement en cause les enseignements de la théorie budgétaire du niveau général des prix ainsi que la théorie keynésienne. En outre, le fait que la variation de l'inflation soit en grande partie expliquée par la masse monétaire suggère que la politique monétaire est effective dans l'économie canadienne en termes de maîtrise de l'inflation, mais cette maîtrise semble très faiblement influencée à court terme par la politique d'endettement. Le niveau de la dette publique du Canada est donc de nature à inquiéter les autorités étant donnée l'influence majeure à long terme de celle-ci sur l'économie. De plus, l'impact négatif à long terme devrait pouvoir rassurer quant à l'efficacité de la politique d'endettement. Donc, la dynamique de la dette ne peut pas encore s'avérer inquiétante dans le sens où elle affecterait l'économie positivement et ce, dans le long terme. Les autorités devraient faire moins attention à une accumulation de la dette et à la vitesse d'endettement du fait de son incidence mineure immédiate sur l'économie et du fait de réduire l'inflation à long terme.

Abstract

In this work, we will estimate a vector autoregression (VAR) model of the Canadian economy. The econometric methodology is derived from Blanchard and Perotti [2002] but also owes much to the fiscal theory of the price level (FTPL) which studies the interactions between government surplus, debt accumulation and price dynamics. Our objective is, on the one hand, to assess the effects of fiscal and monetary policy

shocks on the economy and, on the other hand, to study the policy interactions between the fiscal and monetary authorities. Therefore, the theoretical restrictions to identify our model are derived from an FTPL framework. Our results do not completely challenge the teachings of the fiscal theory of the general price level and the Keynesian theory. Moreover, the fact that the variation in inflation is largely explained by the money supply suggests that monetary policy is effective in the Canadian economy in terms of inflation control, but this control seems to be very weakly influenced in the short run by debt policy. The level of Canada's public debt is therefore of concern to the authorities, given its major long-term influence on the economy. Moreover, the negative impact in the long term should be reassuring as to the effectiveness of the debt policy. Thus, the dynamics of the debt cannot yet be worrisome in the sense that it would affect the economy positively in the long run. The authorities should pay less attention to the accumulation of debt and the speed of debt because of its immediate minor impact on the economy and the fact that it reduces inflation in the long run.

Table des figures

3.1	Évolution de la variable : Produit intérieur brut Par habitant (PIB/HAB)	38
3.2	Évolution de la variable : Dettes publiques (D)	39
3.3	Évolution de la variable : Taux d'inflation (INFL)	39
3.4	Évolution de la variable : Taux d'intérêt (I)	40
3.5	Évolution de la variable : Agrégat monétaire (M1)	40
3.6	Liens de causalité trouvés entre variables	49
3.7	Représentation graphique de l'inverse des racines du polynôme caractéristique.	50
3.8	Test d'autocorrélation du Multiplicateur de Lagrange	51
3.9	Test de normalité de Jarque-Bera	51
3.10	Test d'hétéroscédasticité du modèle	52
4.1	Test de stationnarité des variables & Test Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour la variable D	66
4.2	Test de stationnarité des variables & Test Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour la variable M1	66
4.3	Test de stationnarité des variables & Test Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour la variable PIB/HAB	67
4.4	Test de stationnarité des variables & Test Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour la variable TI	67
4.5	Test de Phillips Perron pour la variable INFL	68
4.6	Test de Phillips Perron pour la variable D	68
4.7	Test de Phillips Perron pour la variable D (Différence première)	68
4.8	Test de Phillips Perron pour la variable M1	69
4.9	Test de Phillips Perron pour la variable M1 (Différence première)	69
4.10	Test de Phillips Perron pour la variable PIB/HAB	69
4.11	Test de Phillips Perron pour la variable PIB/HAB (Différence première)	70
4.12	Test de Phillips Perron pour la variable TI	70
4.13	Test de Phillips Perron pour la variable TI (Différence première)	70
4.14	Résultats de l'équation normalisée de long terme	71

4.15	Résultats du test de cointégration	71
4.16	Histogramme du test de normalité de Jarque-Bera	72
4.17	Résultats du test d'hétéroscédasticité de Breuch- Godfrey	72
4.18	Résultats du test d'autocorrélation des erreurs	72
4.19	Test de spécification de Ramsey	73
4.20	Test de causalité au sens de Granger	74
4.21	Test de causalité au sens de Granger	75
4.22	Résultats du test de cointégration de Granger	76
4.23	Résultats du test de cointégration de Granger	77
4.24	Résultats du test de cointégration de Granger	78
4.25	Résultats du test de cointégration de Granger	79
4.26	Résultats de l'estimation VAR	80
4.27	Résultats de l'estimation VAR (suite)	81
4.28	Résultats du test de cointégration de Johansen	82
4.29	Résultats du test de cointégration de Johansen (suite)	83
4.30	Résultats du test de cointégration de Johansen (suite)	84
4.31	Estimation du modèle : équation à long terme et court terme	85
4.32	Estimation du modèle : équation à long terme et court terme (suite)	86
4.33	Estimation du modèle et la significativité des équations à court terme et à long terme	87
4.34	Test de causalité de GRANGER	88
4.35	Test d'autocorrélation du Multiplicateur de Lagrange	89
4.36	Test d'hétéroscédasticité du modèle	89

Liste des tableaux

2.1	Liste des variables retenues	27
3.1	Variables utilisées	37
3.2	Tests de stationnarité des séries	42
3.3	Résultats du nombre de retard optimal	43
3.4	Résultats du test de cointégration de Johansen	44
3.5	Estimation du modèle : équation à long terme	46
3.6	Résultats d'estimation des coefficients de CT/ Variable dépendante : D(INFL)	47
3.7	Matrice de corrélation simple entre variables	48
3.8	Test de causalité : approche de toda-Yamamoto	48
4.1	Données	63
4.2	Données (suite)	64

Table des matières

Dédicace	i
Remerciements	ii
Résumé	iii
INTRODUCTION GÉNÉRALE	1
1 REVUE DE LITTÉRATURE	4
1.1 Politiques monétaires et fiscales	5
1.2 Interaction entre politique monétaire et budgétaire	6
1.3 Le rôle de la politique fiscale dans la détermination du niveau des prix	8
1.3.1 Encrage théorique de la FTPL	8
1.3.2 Évidences empiriques	18
2 MÉTHODOLOGIE	22
2.1 Données et variables	23
2.2 Méthodologie	27
2.2.1 Les modèles considérés	27
3 RÉSULTATS EMPIRIQUES	37
3.1 Statistique descriptive	37
3.1.1 Caractéristiques descriptives	37
3.1.2 Graphique des variables	38
3.2 Stationnarité des séries	41
3.3 Estimation VAR et la cointégration	42
3.3.1 Estimation VAR et nombre de retard optimal	43
3.3.2 Test de cointégration de Johansen	43
3.4 Estimation du modèle vectoriel de correction d'erreurs (VECM)	44
3.4.1 Corrélacion et Causalité entre variables	47
3.4.2 La validation du modèle VECM	50

<i>TABLE DES MATIÈRES</i>	ix
4 Conclusion	53
Annexe A. Données	63
Annexe B. Résultats sur Eviews	65

INTRODUCTION GÉNÉRALE

La maîtrise de l'inflation est un défi majeur pour de nombreuses banques centrales, y compris la Banque du Canada. Par conséquent, la caractérisation de l'inflation est une condition préalable à la réussite de ce défi non moins ambitieux. L'objectif de notre recherche est d'étudier la plausibilité de la théorie fiscale du niveau des prix (FTPL) au Canada. Cette théorie met d'abord l'accent sur le rôle de la politique budgétaire et prétend qu'une bonne politique monétaire est une condition nécessaire mais pas suffisante pour contrôler l'inflation. À cet effet, une politique budgétaire peut être l'action qui fixe le niveau général des prix indépendamment des actions des autorités monétaires dans leur stratégie de ciblage d'inflation. Une inflation trop forte a été considérée comme un retardateur de croissance et un moyen de réduire le niveau de bien-être des citoyens. Par conséquent, le maintien d'un niveau de prix stable caractérisé par un faible taux d'inflation est resté un objectif privilégié de la gestion macroéconomique de diverses économies, dont le Canada. Parmi les nombreux facteurs qui alimentent les tendances inflationnistes dans une économie, tels que les chocs monétaires, les chocs structurels, les chocs de demande, les chocs externes et les changements démographiques, la question de l'indice des prix à la consommation est également liée aux décisions de politique budgétaire du gouvernement.

La littérature théorique consacrée à l'impact de la politique budgétaire sur l'inflation a été très abondante au cours des années 1990. Les pierres angulaires de cette théorie sont les travaux de Leeper (1991), Sims (1994), Woodford (1994, 1995, 1996 et 2001) et Cochrane (1998, 2000). Tandis que la théorie traditionnelle considère l'agrégat monétaire comme le seul déterminant du niveau des prix, la FTPL soutient que si la politique budgétaire est libre de fixer des excédents primaires indépendamment de la dette publique, les chocs budgétaires peuvent très bien avoir un impact sur le niveau des prix. Alors que la théorie traditionnelle suppose que les autorités fiscales ajustent les excédents primaires afin de garantir la solvabilité du gouvernement pour tout niveau de prix, la FTPL envisage la possibilité que la politique fiscale soit capable de fixer les excédents primaires indépendamment de la dette publique accumulée. Par conséquent, le niveau des prix s'ajustera pour que la contrainte budgétaire intertemporelle du gouvernement soit respectée à tout moment. Woodford (1995) désigne ces deux cas de comportement de la politique budgétaire par les

termes «non ricardien» et «ricardien». Alors que la politique budgétaire ricardienne décrit le cas où les excédents primaires ne peuvent être fixés indépendamment de la dette publique, le terme «non ricardien» se réfère à ce dernier cas.

En plus, la théorie fiscale du niveau des prix (FTPL) (Leeper, 1991 ; Sims, 1994 et Woodford, 2001) et les travaux fondamentaux de Sargent et Wallace (1981) ont défini les contours théoriques de l'interaction entre les pressions inflationnistes dans une économie et les déséquilibres budgétaires du gouvernement. Les premiers parlent de la complémentarité entre les politiques monétaires et fiscales pour la détermination du niveau des prix ; et sur le plan politique, la théorie suggère la viabilité des finances publiques pour assurer la stabilité du niveau des prix. Par ailleurs, le rôle principal de la politique budgétaire est de protéger l'économie des changements extrêmes qui conduisent à des déséquilibres graves et à long terme. Elle peut aider à lisser le cycle économique pour une croissance stable et durable. En fait, une politique budgétaire expansionniste peut être utilisée pour relancer une économie en période de récession prolongée. D'autre part, la politique monétaire peut également affecter la demande globale en agissant sur la masse monétaire ou les taux d'intérêt. En effet, en régime de taux de change flexible, la liquidité du capital est bonne, mais la politique monétaire expansionniste conduit à une baisse des taux d'intérêt, qui peut conduire à un rapatriement des capitaux, et à une dévaluation simultanée de la monnaie, qui rend possible la dévaluation de la monnaie, afin d'augmenter la demande globale et de stabiliser l'économie concernée. Une politique monétaire restrictive par le biais de taux d'intérêt plus élevés peut faciliter d'importantes entrées de capitaux entraînant une forte appréciation du taux de change, ce qui peut affecter négativement la compétitivité et conduire à des faillites d'entreprises, tout comme le Royaume-Uni a fait face à l'inflation en 1979-1981.

Les politiques budgétaire et monétaire visent à assurer la stabilité macroéconomique pour une croissance économique soutenue et durable. Cependant, l'interaction entre les deux politiques peut avoir des implications sur les variables macroéconomiques, en particulier l'inflation.

Par ailleurs, Sargent et Wallace (1981) soutiennent qu'il ne peut y avoir de politiques monétaires et budgétaires discordantes dans une économie. La capacité des autorités monétaires à contrôler l'inflation dépend de la manière dont les politiques monétaires et budgétaires sont coordonnées et mises en œuvre. À cette fin, Leeper (1991) a mis l'accent sur deux organisations de politique économique stables (politique budgétaire passive et politique monétaire active ou vice versa). Ces organisations stables sont comparables aux systèmes de dominance monétaire et budgétaire proposés par Sargent et Wallace (1981). Alors que Sargent et Wallace (1981) montrent qu'éviter une faible inflation à court terme conduit à une forte inflation à long terme, Leeper (1991) soutient que les autorités monétaires conservent le contrôle des taux d'inflation à long terme mais perdent le contrôle des niveaux généraux des prix à court terme. Par conséquent, il est urgent d'intégrer et de coordonner les politiques monétaires et budgétaires afin de maximiser le bien-être des agents économiques.

On peut noter le cas particulier de "Jérôme Creel et al. (2001) qui ont analysé le Liban, dont l'histoire politique contemporaine offre aux économistes la possibilité d'analyser les évolutions des systèmes monétaires et budgétaires. Trois périodes peuvent en effet être distinguées dans l'histoire récente du Liban, et nous montrons

dans cet article qu'elles marquent chacune l'entrée dans l'un des régimes identifiés par la théorie budgétaire du niveau des prix. Les politiques économiques (monétaire et budgétaire en l'occurrence) passeraient ainsi d'un régime de domination de la banque centrale (1965-1974) à un régime d'économie de guerre et de domination budgétaire (1975-1990), pour revenir ensuite à un régime de domination monétaire (1991-2005). Dans un État donné, la gestion du niveau des prix est une question importante dans toute politique publique dans la mesure où cette gestion conditionnera le pouvoir d'achat de la population. En effet, des prix trop élevés ne permettront pas à cette population d'assurer leur pouvoir d'achat, des prix en hausse ne sont alors pas bénéfiques pour celle-ci et de surcroît pour les politiques responsables de la gestion administrative de l'État, car la population s'attend à conserver son pouvoir d'achat".

Selon Dolado et al. (1990), "Le fossé considérable entre les théoriciens de l'économie, qui ont beaucoup à dire sur l'équilibre mais relativement peu sur la dynamique, et les économètres, dont les se concentrent sur le processus d'ajustement dynamique, a été dans une certaine mesure comblée par le concept de cointégration. La théorie de la cointégration a atténué significativement les problèmes des régressions fallacieuses dus au comportement non stationnaire des variables macroéconomiques et financières (Daly and Smida, 2013). Dès lors, la réflexion que nous conduisons dans le cadre de ce travail est la suivante : **la théorie fiscale du niveau des prix pour l'explication de l'inflation est-elle réellement décisive dans la détermination du niveau des prix dans un État donné sur le plan pratique ?**"

Pour répondre à cette problématique, nous allons subdiviser notre travail comme suit :

Le première chapitre : La revue de littérature qui aura pour but de cerner les concepts théoriques à la base de la théorie fiscale du niveau des prix et la dette publique. On y verra le fonctionnement de la fiscalité ainsi que l'interaction entre la politique monétaire et budgétaire. On y verra également les positions «pour» et les positions «contre» de cette théorie au regard de ce qui a été développé par quelques auteurs.

Le second chapitre : sera relatif à la méthodologie adoptée pour l'étude empirique. Dans l'étude empirique, il sera question de vérifier la réelle force de la théorie fiscale du niveau des prix à travers une étude qui nous sera propre. Différents points seront évoqués et le Canada sera notre principal sujet d'étude. Il s'agira généralement de voir le choc de la dette publique canadienne par rapport à d'autres variables. On y verra également le test de racine unitaire, le lag selection, le test de causalité de Granger, et la cointégration de johansen qui sont des notions importantes pour la suite de notre analyse.

Le troisième chapitre : nous procéderons à l'analyse de ces données et nous montrerons par la même occasion les résultats de l'étude empirique. Nous commencerons par la présentation des données et poursuivrons avec les approches de nos modèles VAR et VECM.

Conclusion générale : nous conclurons notre travail par un résumé de la présente étude suivi d'éventuelles perspectives pour cette recherche.

CHAPITRE 1

REVUE DE LITTÉRATURE

Les causes de l'inflation sont expliquées par deux versions principales de la littérature théorique. L'une d'elles est la version classique (Friedman, 1963) basée sur la théorie quantitative de la monnaie (QTM), qui stipule que "l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire", et la plus récente FTPL. Selon la version classique de la théorie inflationniste, les agents agissent dans un cadre ricardien, les agents exigent la liquidité comme principale motivation, ce qui peut avoir des effets qui pourront impacter le niveau des prix. Au cours de ce processus, la politique budgétaire reste complètement passive à long terme. La FTPL estime que les politiques budgétaires et les agents peuvent agir de manière non ricardienne. Cela inclut les autorités monétaires devront s'adapter à l'inflation car elles doivent garantir la solvabilité budgétaire. Ils pensent également que la politique budgétaire peut devenir active et n'est pas obligé nécessairement d'ajuster l'excédent primaire pour créer la solvabilité budgétaire. Les banques centrales pensent que l'augmentation de la masse monétaire conduit à l'inflation et pensent également que l'inflation est causée par une pénurie de main-d'œuvre et de biens. Cette croyance a conduit de nombreux économistes à supposer qu'il y avait trop d'argent dans l'économie des années 1970. Ainsi, les banques centrales ont mis en œuvre des politiques monétaires pour faire correspondre la croissance économique attendue avec une augmentation de la masse monétaire. En 1975, le Canada a adopté le système monétaire appelé monétarisme. En réglementant strictement la masse monétaire, cette approche atténue l'inflation. Cependant, cela a provoqué de graves récessions car les entreprises ont perdu confiance dans les investissements et les gouvernements ont souffert d'une diminution du financement. Par conséquent, la nouvelle synthèse qui est venue confirmer les thèses des monétaristes en défense d'une politique monétaire orientée vers la stabilisation des prix a amené, au début des années 80, les recherches sur les facteurs liés à l'inflation, à privilégier le soutien de la politique monétaire et à délaissier, en principe, le rôle non moins essentiel de la politique budgétaire dans la poursuite de cet objectif final. La majorité de ces analyses suppose que l'autorité monétaire devrait définir sa grandeur de contrôle sans être soumise à aucune contrainte, de sorte que les prix soient fixés,

de manière classique, par l'offre et la demande de monnaie. En retour, l'autorité budgétaire définit des excédents budgétaires primaires afin de garantir la solvabilité budgétaire, quel que soit le taux d'inflation.

En revanche, les années 1990 ont vu l'émergence d'une autre école de pensée, qui considère la restriction budgétaire des pouvoirs publics dans la fixation du niveau des prix, appelée «théorie budgétaire du niveau des prix». Néanmoins, la (relativement nouvelle) théorie fiscale du niveau des prix (ci-après, FTPL) remet en cause cette vision. Selon Woodford (2001), la vision dominante de l'inflation repose sur deux propositions importantes. La première proposition est que la politique budgétaire a peu d'importance pour la détermination de l'inflation, et la seconde est que la politique monétaire a peu d'effet sur le budget du gouvernement.

1.1 Politiques monétaires et fiscales

L'inflation est toujours un phénomène monétaire dans un régime dit ricardien. Un régime ricardien, également connu sous le nom de régime à dominante monétaire, suppose que l'autorité budgétaire fixe des excédents primaires afin d'assurer la solvabilité budgétaire. En d'autres termes, les perturbations budgétaires sur les contraintes budgétaires du secteur privé sont neutralisées par l'existence d'anticipations rationnelles et d'une friction moindre sur les marchés. Autrement dit, même si dans les modèles économiques traditionnels, une taxe financée par des obligations augmente la consommation, la vision ricardienne de la consommation a une implication différente. Par exemple, Romer (2012) fait allusion aux réductions des impôts aux États-Unis en 2008 et 2009. Il affirme que dans la vision traditionnelle (la vision monétaire), les réductions augmentent effectivement la consommation, mais pas dans la vision ricardienne. De même, selon le point de vue traditionnel, les déficits budgétaires soutenus par les États-Unis au cours des dernières décennies ont entraîné une augmentation de la consommation et ont donc réduit l'accumulation du capital et la croissance.

La vision ricardienne, en revanche, implique que ces déficits n'ont eu aucun effet sur la consommation ou l'accumulation du capital. En d'autres termes, une réduction d'impôt, ou un transfert, n'entraîne pas une augmentation de la consommation car les ménages s'attendent à une future augmentation d'impôt. Par conséquent, le budget de l'État doit s'ajuster afin de neutraliser les effets d'une réduction d'impôt en valeur actuelle. Ce point de vue soutient que pendant que la politique monétaire est active, la politique budgétaire s'ajuste à une règle passive. Autrement dit, le niveau des prix est déterminé uniquement par les variables monétaires, et la politique budgétaire est limitée par l'équivalence ricardienne.

En revanche, le FTPL, également appelé «régime non ricardien ou régime à dominante fiscale», affirme que la politique budgétaire peut jouer un rôle dans la détermination du niveau des prix, sans que la banque centrale ait recours au seignuriage. Dans ce cas, le niveau général des prix doit "sauter" afin de respecter la contrainte budgétaire de la valeur actuelle. Autrement dit, les excédents primaires suivent un processus arbitraire. Par conséquent, selon Canzonery et al. (2001), la trajectoire d'équilibre des prix est déterminée par l'exigence de solvabilité fiscale. En d'autres

termes, les perturbations budgétaires affectent le taux de croissance d'équilibre de la masse monétaire dans ce régime, cela peut donc créer une variation de la masse monétaire aux prix.

Au contraire, le budget du gouvernement affecte le niveau général des prix, et ce n'est que parce que les prix changent qu'il affecte également la masse monétaire ; c'est-à-dire que la demande de monnaie augmente, et par conséquent, la masse monétaire aussi. La FTPL suit également un équilibre d'attentes rationnelles, en ce sens que lorsque la dette publique augmente, il en va de même pour la richesse des ménages, et donc pour la demande de biens et de services, ce qui entraîne une augmentation du niveau des prix. Les partisans du FTPL affirment donc qu'une banque centrale stricte et indépendante n'est pas suffisante pour atteindre un niveau de prix stable. Il faut plutôt prendre des mesures pour garantir la mise en place de politiques budgétaires appropriées. Sinon, l'objectif de stabilité des prix peut rester hors de portée, malgré les actions de la banque centrale.

La distinction entre les régimes ricardien et non ricardien a des implications importantes pour les politiques économiques. Dans le régime ricardien, une bonne politique monétaire est une condition nécessaire et suffisante pour garantir une faible inflation. Ainsi, une banque centrale indépendante, avec un engagement institutionnel fort envers la stabilité des prix, devrait contraindre l'autorité fiscale à adopter une politique fiscale responsable et appropriée. Pour le régime non ricardien, une bonne politique monétaire n'est pas une condition suffisante pour garantir une faible inflation, à moins que des mesures supplémentaires soient prises en considération pour restreindre la liberté de l'autorité fiscale.

1.2 Interaction entre politique monétaire et budgétaire

Le débat entre les politiques monétaire et budgétaire s'est limité à la discussion entre les règles et le comportement discrétionnaire. Aujourd'hui, cette discussion a principalement mis l'accent sur les propositions de ciblage de l'inflation. La règle de politique monétaire optimale suppose que la politique fiscale n'est pas pertinente pour la politique monétaire. Il est supposé implicitement que la dette publique est solvable. En d'autres termes, les autorités fiscales ajustent toujours les impôts afin de garantir la solvabilité de la dette. En fait, dans un régime fiduciaire, la dette sera toujours solvable étant donné qu'il est possible d'utiliser le seignuriage comme source de revenus. La politique fiscale étant négligée, la discussion sur la coordination entre les politiques monétaire et fiscale est alors moins pertinentes.

Dans ce contexte, certains chercheurs mettent l'accent sur la discussion relative à la coordination entre les politiques monétaires et fiscales pour maintenir la stabilité économique. Sargent et Wallace (1981), par exemple, discutent de cette question dans leur ouvrage de référence lié à la désagréable arithmétique monétariste. Sargent et Wallace (1981) soulignent l'impossibilité d'avoir des politiques monétaires et budgétaires non-coordonnées dans une économie. En effet, la maîtrise de l'inflation par les autorités monétaires dépend de la façon dont les politiques monétaire et budgétaire sont coordonnées et conduites. Toutefois, Samizafy (2013) et

Huart (2012), "soutiennent que le financement des déficits publics par l'endettement a moins d'effets distortionnaires que le financement par seigneurage à cause des tensions inflationnistes, ou par la hausse des prélèvements obligatoires à cause de la baisse de pouvoir d'achat des ménages et la baisse de la capacité de financements des entreprises. Malgré l'avantage de ce mode de financement par rapport au financement par seigneurage ou hausse des impôts, d'autres auteurs dont Sargent et Wallace (1981) prétendent que le financement par l'emprunt aurait des effets nocifs sur la croissance économique d'une part et sur le niveau général des prix d'autre part. Ces effets peuvent être de court ou de long terme comme le soulignent Panizza et Presbitero (2012). Ainsi, les concepts de politique budgétaire dominante et politique monétaire dominante introduites par Sargent et Wallace (1981) prennent une importance dans l'analyse des actions des autorités monétaire et budgétaire".

Quand la politique monétaire domine la politique budgétaire, "l'autorité monétaire fixe indépendamment des besoins de l'autorité budgétaire, son objectif de croissance de la masse monétaire sur la période en cours et dans le futur. Ce faisant, l'autorité monétaire détermine le montant du crédit à l'État qu'elle financera par le biais du seigneurage".

L'autorité budgétaire est confrontée alors aux contraintes imposées par la demande d'obligations, "car elle doit définir son budget de sorte que les déficits puissent être financés par une combinaison du montant du seigneurage imposé par l'autorité monétaire et par les émissions des obligations du Trésor".

En revanche, la politique budgétaire est prépondérante lorsque le pouvoir public fixe son budget sans tenir compte du pouvoir monétaire, ce qui permet d'annoncer des déficits ou des excédents actuels et futurs. Dans cette situation, le pouvoir monétaire est soumis aux contraintes liées à l'offre de bons du Trésor, car il est obligé de tenter de financer par le seigneurage tout déficit entre l'offre et les ventes de bons du Trésor. Même si une autorité monétaire de ce genre peut encore maîtriser l'inflation, elle est moins forte que dans le régime de coordination où la politique monétaire est prédominante. Si le pouvoir fiscal ne peut pas couvrir son déficit exclusivement par la vente de bons du Trésor, le pouvoir monétaire est obligé de mettre en marche la presse à billets et de supporter une inflation additionnelle, afin de limiter l'inflation future.

La théorie fiscale du niveau des prix veut que l'autorité fiscale soit l'acteur principal dans la détermination du niveau des prix dans l'économie d'un État donné (Urquhart, 2021). Ce rôle est en principe assumé par deux acteurs : l'autorité budgétaire et l'autorité monétaire (banque centrale généralement), mais dans la théorie fiscale du niveau des prix, ce second acteur n'aura aucune place dans cette détermination, tout au plus une place inférieure (Buiter Sibert, 2017). Toutefois, c'est une théorie difficile d'application, car l'autorité monétaire aura toujours une place importante et il sera difficile également de convaincre une autorité budgétaire d'adopter la politique appropriée (Christiano Fitzgerald, 2000). Le manque de certitude et les aléas par rapport au niveau des prix seront alors convenables.

Dans la théorie fiscale du niveau des prix, la dette gouvernementale prend une place importante, en outre, sa gestion conditionnera le niveau des prix. C'est du moins ce qui est attendu par les partisans de cette théorie, au détriment des monétaristes qui prônent un contrôle monétaire pour une meilleure stabilité économique. L'inter-

temporalité est une notion inhérente au budget de l'État. C'est en fait le budget qui se veut intertemporel dans la mesure où il peut s'étendre sur plusieurs années (dette dans l'équivalence ricardien) dans le cadre de l'acquittement des obligations contractuelles (dettes) du gouvernement.

Une stabilité, ou plutôt une meilleure régulation des prix sur le marché, pourrait être permise par l'incursion de l'autorité monétaire qu'est la banque centrale. En effet, la fiscalité n'est pas la seule notion à prendre en considération dans la gestion du niveau des prix et c'est là même une des faiblesses de la théorie fiscale du niveau des prix (Buitier, 2002), les questions monétaires doivent alors être prises en considération. Concernant ces questions monétaires, on verra les notions de taux d'intérêt, de monnaie fiduciaire (leur absence pourrait remettre de la valeur à la théorie fiscale du niveau des prix) et d'injection monétaire (à l'instar de la monnaie hélicoptère de la banque fédérale des États-Unis [Cochrane, 2021]). Tous ces éléments doivent être ajustés ou mis en coordination avec la politique fiscale du gouvernement afin d'assurer un certain maintien du niveau des prix en fonction des attentes présumées des consommateurs tout en assurant la solvabilité gouvernementale.

1.3 Le rôle de la politique fiscale dans la détermination du niveau des prix

La découverte de la littérature en lien avec notre question nous amène à établir son champ théorique préalablement à la déclassification des preuves empiriques.

1.3.1 Encrage théorique de la FTPL

Le système de prédominance budgétaire mis en évidence par Sargent et Wallace (1981) fait partie d'un cadre de politique monétaire déterminée, puisque le taux d'inflation résulte du recours au crédit de la monnaie centrale pour financer les déficits publics. Or, il faut attendre les années 1990 pour que Leeper (1991), Sims (1994) et Woodford (1995) démontrent que, par un autre canal, la politique budgétaire devient dominante (domination de l'autorité budgétaire sans faire appel à la monétisation de la dépense publique ou au seigneurage). Ce type de situation est observé dans un contexte de non-équivalence ricardienne et de neutralité de la banque centrale. Pour Leeper (1991), les réglementations monétaires et fiscales peuvent être actives ou passives selon certaines caractéristiques. La réglementation est active lorsqu'une autorité ne porte aucune attention sur la dette du gouvernement et est libre de déterminer certaines variables en fonction de ses attentes. En revanche, une autorité est passive lorsqu'elle répond aux effets de la dette gouvernementale. Les comportements sont dictés par une optimisation du secteur privé par rapport aux actions de l'autorité active. En effet, l'autorité fiscale agit alors en fonction des règles imposées par l'autorité monétaire (théorie fiscale faible du niveau des prix). L'autorité monétaire (banque centrale généralement) se veut alors forte et active dans ce cas de figure. En effet, en tant qu'autorité active, elle n'est pas contrainte par les conditions budgétaires présentes, elle est face à d'autres préoccupations et elle est libre de choisir une action en fonction de variables passées, actuelles ou futures attendues. Une

autorité passive (le gouvernement dans ce cas) est contrainte par l'optimisation des consommateurs et les actions de l'autorité active, elle doit donc générer des recettes fiscales suffisantes pour équilibrer le budget. Ainsi, la règle de décision de l'autorité passive dépend nécessairement de l'état actuel de la dette publique, résumé par les variables actuelles et passées.

De même, McCallum (1998) évoque que pour certains auteurs, le niveau des prix est clairement dépendant de la réglementation fiscale et indépendant des variables monétaires, ce qu'il estime comme erroné. C'est une manifestation de la théorie fiscale du niveau des prix et plus précisément la théorie fiscale faible du niveau des prix où le gouvernement (autorité fiscale) est dominant par rapport à la banque centrale (autorité monétaire). L'auteur semble alors remettre en question la validité de la théorie fiscale de la détermination du niveau des prix. Il ne nie pas l'importance du volet fiscal de cette théorie, mais il évoque que le volet monétaire ne doit pas être négligé.

Par ailleurs, Woodford (1998) a examiné si "la politique monétaire et budgétaire peut raisonnablement être formulée indépendamment l'une de l'autre, et fait valoir que les raisons pour lesquelles les deux sont interconnectées vont bien au-delà de la possibilité familière mais peu attrayante d'utiliser le seigneurage comme une source de revenus pour le gouvernement. Une attention particulière est accordée aux effets de politique budgétaire sur le niveau des prix par l'effet de richesse des variations de la valeur de la dette publique ; ces effets s'avèrent conformes aux attentes rationnelles et des marchés financiers sans friction, contrairement à la doctrine de «l'équivalence ricardienne», dans le cas d'une politique budgétaire «non ricardienne». Dans ce cas, les effets de la variation de la composition de la dette publique (en termes d'échéance et de degré d'indexation) est prise en compte, ainsi que les effets de la croissance de sa taille globale. Un certain nombre d'objections à la possibilité d'une politique non ricardienne sont envisagées, notamment les affirmations selon lesquelles il n'est pas possible pour un gouvernement de refuser d'ajuster son budget quand ses dettes deviennent trop importantes, et les affirmations dans lesquels le niveau des prix est déterminé par le budget de l'État dans un modèle avec plusieurs équilibres d'anticipations rationnelles. Les effets de la dette publique sur le niveau des prix sont également pris en compte dans le cas où les consommateurs ont des attentes adaptatives plutôt que rationnelles concernant leur budget à vie. Enfin, la nature de la politique budgétaire et monétaire optimale est considérée comme un problème de la fiscalité dynamique de Ramsey. Il est démontré qu'un régime politique optimal peut très bien impliquer une politique fiscale «non ricardienne», dans laquelle les augmentations des achats publics n'entraînent pas d'augmentations correspondantes de la valeur actualisée des recettes fiscales futures, et provoquent donc des fluctuations de la valeur d'équilibre des obligations d'État. En même temps, un choix approprié tant de la politique monétaire que de la composition de la dette publique peut rendre ce type de politique budgétaire compatible avec un degré substantiel de prix stabilité".

Calstrom et Fuerst (2000) ont souligné que "le niveau des prix est contrôlé par la banque centrale (une des composantes du gouvernement comme évoqué précédemment), c'est même une de ses fonctions traditionnelles. Toutefois, cette théorie a été remise en question par la théorie fiscale du niveau des prix qui conçoit que le

niveau des prix est déterminé par l'autorité fiscale par le biais de ses réglementations fiscales. Cela se fait selon deux formes :

- La théorie fiscale faible.

Dans ce cas, l'autorité fiscale et la banque centrale n'agissent pas dans le même ordre. L'autorité fiscale s'engage d'abord sur une trajectoire d'excédents/déficits budgétaires primaires, ce qui oblige la banque centrale à générer les fonds nécessaires au maintien de la solvabilité. Ces interactions doivent être obligatoires au risque de voir les dettes publiques à la hausse. On y voit alors une domination de la banque centrale par l'autorité fiscale et une prédiction de l'inflation future.

Cette domination est une domination de fait, car la banque centrale pourrait aussi agir avant l'autorité fiscale. Toutefois, cela ne se fait pas au risque de voir une instabilité dans la gestion des prix.

- La théorie fiscale forte.

Dans ce cas, la théorie fiscale du niveau des prix qui se veut plus récente, il est retenu que la réglementation fiscale détermine l'inflation future, mais est indépendante de la croissance monétaire future. Ainsi, contrairement à la théorie fiscale faible, on voit ici que l'inflation est un phénomène monétaire indépendant et que la réglementation fiscale affecte le niveau des prix. Les deux phénomènes ne sont alors pas liés comme dans le cas précédent.

La théorie fiscale forte du niveau des prix veut alors que l'autorité fiscale et la banque centrale agissent au même moment. Les implications dans la politique monétaire sont donc importantes, les taux d'intérêt peuvent être importants. Toutefois, l'endogénéité des masses monétaires pourrait rendre le niveau des prix instable. Cependant, les théoriciens de la théorie fiscale du niveau des prix ne sont pas de cet avis, car ils estiment que l'autorité fiscale suit un plan budgétaire, que le public général doit ajuster ses habitudes pour assurer un équilibre et que cette restriction assure un maintien du niveau des prix".

Fitzgerald et Christiano (2000) ont évoqué que "l'attente selon laquelle la stabilité des prix est une préoccupation de toute politique publique. Pour atteindre cet objectif, deux questions clés doivent être soulevées :

- Comment parvenir à la stabilité des prix ? Et,
- Dans quelle mesure la stabilité des prix est-elle souhaitable ?

La doctrine monétariste standard offre une simple réponse à la première question : assurez-vous que la banque centrale a un engagement indéfectible envers la stabilité des prix. Récemment, cependant, certains économistes ont commencé à repenser les fondements de cette doctrine, donnant lieu à une vision alternative dans laquelle une banque centrale solide et indépendante n'est pas suffisante pour garantir la stabilité des prix. Dans cette optique, la stabilité des prix exige non seulement une politique monétaire appropriée, mais aussi une politique budgétaire. Parce que la politique budgétaire reçoit beaucoup d'attention dans cette nouvelle vision de la détermination du niveau des prix, Michael Woodford l'a appelé la théorie budgétaire du niveau des prix.

La doctrine monétariste reconnaît également que la politique budgétaire et la politique monétaire doivent être sélectionnées de manière appropriée si la stabilité des prix doit être atteinte. Cependant, cette doctrine soutient que si la banque centrale

est solide, les autorités budgétaires seront contraintes d'adopter une politique budgétaire appropriée. Toutefois, la FTPL nie cela, elle affirme qu'à moins que des mesures soient prises pour assurer une fiscalité appropriée, l'objectif de stabilité des prix peut rester insaisissable, bien que la banque centrale soit forte et indépendante. La FTPL a des implications importantes sur la manière dont les banques centrales mènent leurs activités. La vision conventionnelle veut que les banquiers centraux restent à l'écart des autorités fiscales pour réduire la probabilité d'être poussés à prendre de mauvaises décisions de politique monétaire. La FTPL implique que les banquiers centraux chargés de favoriser la stabilité des prix doivent faire plus que simplement se rassurer que leur propre maison est en ordre ; ils doivent également convaincre l'autorité fiscale d'adopter une politique budgétaire appropriée".

La littérature FTPL attire également l'attention sur la deuxième question -dans quelle mesure la stabilité des prix est souhaitable? - ce qui est à la fois important et difficile. SIMS (1999) et Woodford (1998a) soulignent que, permettre au niveau des prix de fluctuer avec des chocs inattendus à la contrainte budgétaire du gouvernement produit des avantages financiers publics. Par exemple, un mauvais choc fiscal suite à une guerre ou une catastrophe naturelle fait croître le niveau des prix ; cela équivaut à taxer les détenteurs des responsabilités nominales du gouvernement. En pratique, ce bénéfice est susceptible d'être atténué par les coûts distorsaires pouvant être associés à l'instabilité des prix. Cochrane (1998b) est conscient de ces coûts lorsque, dans son analyse, il prend simplement pour acquis que la stabilité totale des prix est un objectif social fondamental. Une réponse convaincante à la deuxième question attend une étude quantitative qui équilibre attentivement les avantages et les coûts. Ce document explique la FTPL et élabore ses conséquences pour les deux questions posées ci-dessus, ainsi que pour d'autres problèmes.

Cochrane (2001) a fait "une analogie entre la théorie fiscale et les actions (stock). Il prend une hypothèse avec les actions de Microsoft selon laquelle ces titres deviennent des numéraires, une unité de mesure et un moyen d'échange. Ainsi, parce que l'on connaît au préalable la valeur d'une action Microsoft, on pourrait déterminer d'une façon plus globale le niveau des prix sur le marché si un tel système était appliqué. Théoriquement, la théorie fiscale du niveau des prix pourrait alors permettre une vie économique sans recours à la monnaie fiduciaire. Elle pourrait également permettre au gouvernement d'étaler l'acquittement de ses dettes sur une longue période (intertemporelle), ce qui rendrait la théorie controversée au regard de l'avantage énorme possédé par ce gouvernement, la condition d'équilibre serait alors violée, comme dans un système ricardien".

Or, Creel et Sterdyniak (2001) ont évoqué que "la théorie fiscale (ou budgétaire) du niveau des prix est littéralement une théorie c'est-à-dire qu'elle ne part d'aucun fait observé et que son application dans le monde économique n'a eu aucun impact afin de vérifier sa véracité. Néanmoins, elle suscite l'intérêt des théoriciens dans la mesure où cette théorie est applicable dans une situation où l'autorité monétaire (banque centrale) ne serait pas influencée par la dette gouvernementale et où le gouvernement (autorité budgétaire et/ou fiscale) ne tiendrait pas compte de la dette publique et de l'inflation engendrée.

Deux problématiques sont posées par la théorie fiscale du niveau des prix :

- L'absence d'agrégat monétaire, non rémunéré, indispensable pour les tran-

sactions dont l'offre est contrôlée ;

- Le fait que l'État mène une certaine politique budgétaire de redistribution et de régulation économique".

Comme on l'a évoqué plus tôt dans ce travail, la théorie fiscale du niveau des prix pourrait également être ricardienne (liberté du gouvernement dans l'acquittement de ses dettes par le budget intertemporel) ou non-ricardienne (respect strict des obligations contractuelles). On peut également évoquer les politiques passives et actives. Les termes suivants sont quelques appréciations des auteurs par rapport à la théorie fiscale du niveau des prix : « (...) la plupart des partisans de la FTPL utilisent une théorie de l'inflation peu satisfaisante. Soit, les autorités monétaires fixent à chaque période un taux d'intérêt nominal, de sorte que l'inflation est telle qu'elle ajuste le taux d'intérêt réel *ex-post* taux d'équilibre. Mais ce modèle aboutit à la conclusion que le taux d'inflation augmente comme le taux d'intérêt nominal ; qu'un choc de demande positif induit une baisse du taux d'inflation. Soit, les autorités fixent la masse monétaire, et la dynamique des prix est divergente. Dans les deux cas, l'inflation est déterminée par la politique monétaire, même si la politique budgétaire détermine le niveau des prix. »

En plus, Jérôme Creel et Henri Sterdyniak (2001) dans leur article "*La théorie budgétaire du niveau des prix, un bilan critique*", les auteurs présentent une synthèse du Niveau Prix (Fiscal Theory of the Price Level ou FTPL). Selon celle-ci, « il existe deux organisations stables pour les politiques économiques : l'une traditionnelle où les autorités monétaires contrôlent l'inflation et où les autorités budgétaires doivent se soucier de leur équilibre intertemporel et l'autre où la politique monétaire est passive (quand la banque centrale laisse baisser le taux d'intérêt réel) et où l'État peut être non-ricardien, c'est-à-dire fixer ses dépenses et ses recettes sans s'inquiéter de sa contrainte budgétaire intertemporelle. Dans cette situation, c'est la variation du niveau des prix qui assure le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle i.e. l'égalité entre la dette réelle et les excédents primaires futurs actualisés. Ce mécanisme suppose soit que les ménages sont non-ricardiens, soit que les prix suivent une trajectoire en point-Selle. La FTPL détermine le niveau des prix mais l'inflation reste déterminée par la politique monétaire. La FTPL est présentée selon son développement historique : de ses précurseurs (Sargent, Begg ...) à ses promoteurs récents (Leeper, Woodford) ; de ses critiques théoriques (Butter) ses critiques empiriques. Il apparaît que la FTPL n'est pas compatible avec le comportement effectivement observé des autorités monétaires, ni avec la rigidité empirique constatée de l'inflation, ce point constituant un apport original de l'article. Par contre, la FTPL, parce qu'elle remet en cause l'affectation optimale des instruments aux objectifs de politique économique, incite à approfondir l'analyse des interactions entre politiques budgétaires et monétaires. »

De son côté, Buiter (2002) retient que « la théorie fiscale du niveau des prix n'est pas parfaite. C'est une théorie qui renie le fait que la contrainte budgétaire intertemporelle du Gouvernement doit se baser sur une identité. La théorie retient plutôt que le budget doit pouvoir être équilibré. L'équilibre n'est pourtant pas permis dans la mesure où les échanges entre le secteur privé et le secteur public ne peuvent être sur un éventuel pied d'égalité. Les transferts entre le secteur public et le secteur privé sans équivalent de valeur ou équivalent d'utilité sont alors autorisés et pratiqués gé-

néralement. C'est une prérogative de puissance publique relative aux taxes, impôts et autres. Le Gouvernement peut également donner cours légal à ses passifs. Tous ces exemples montrent l'impossibilité d'équilibre recherché par la théorie fiscale du niveau des prix.»

Par ailleurs, les contraintes budgétaires du gouvernement peuvent donner lieu à des répercussions sur le niveau des prix. Ces contraintes ne sont pas à négliger que l'on soit au niveau gouvernemental ou au niveau du secteur privé, de petite envergure ou de grande envergure, dans une situation de monopole ou de monopsonne, etc. Ainsi, au vu des différents paramètres aléatoires à prendre en considération, la détermination du niveau des prix n'est pas toujours évidente.

Afin de gérer la théorie fiscale du niveau des prix, il existe le programme fiscal-financier-monnaire qui est un ensemble complet de règles définissant les dépenses publiques, les taxes, les transferts, l'émission d'argent et l'émission de titres. Concernant la théorie fiscale du niveau des prix en particulier, on distingue deux types de ces programmes : ricardiens et non-ricardiens. Dans le premier cas, la solvabilité du gouvernement doit être établie en identité et en équilibre, la dette pourrait alors s'étaler intertemporellement en fonction des possibilités de solvabilité. En revanche, dans le second cas, il est attendu que l'équilibre est assuré, c'est-à-dire que le gouvernement doit être en mesure d'assurer strictement ses obligations contractuelles et donc ses dettes.

Afin de vérifier ses idées, l'auteur développe une mise en situation dans laquelle se trouve un modèle d'équilibre concurrentiel dynamique simple composé d'un agent du secteur privé et d'un gouvernement (autorité fiscale et banque centrale, aucune incertitude du marché n'est présente et ce dernier est complet).

Cette étude a permis de révéler que sous le programme ricardien, un degré de liberté doit être laissé au gouvernement afin d'être solvable. En revanche, sous le programme non-ricardien qui est plus centré vers la théorie fiscale du niveau des prix, aucun degré de liberté ne doit être laissé afin de répondre à toutes les obligations de dettes du gouvernement. Tout cela donne lieu au fait que la théorie fiscale du niveau des prix tend à confondre le rôle des contraintes budgétaires et les conditions d'équilibre dans les modèles d'un marché économique. Cette confusion est une des bases de la problématique même de la théorie concernée.

Les idées évoquées dans cet article seront toujours d'actualité pour cet auteur et même reprises des années plus tard (Buiter Sibert, 2017) avec les auteurs qui insistent sur le fait que la théorie fiscale du niveau des prix est une théorie morte et qui doit le rester. C'est ce que nous verrons ci-après.

Alors que McCallum (2003) retient que de nombreux auteurs dans la littérature allèguent que «le niveau général de détermination des prix était essentiellement déterminé par la politique fiscale d'un État donné, le phénomène monétaire passait alors en second plan, c'est une manifestation de la théorie fiscale du niveau des prix. Il remet toutefois ces théories en question, car selon lui, si la théorie exposée dans ces articles était valable en réalité, il y aurait des implications majeures sur la manière dont les politiques budgétaires et monétaires devraient être menées, non seulement dans les économies individuelles, mais aussi au sein des unions monétaires. L'auteur insiste alors sur le fait que la théorie fiscale du niveau des prix n'est pas applicable dans les économies actuelles, mais est plutôt un moyen de se perdre.» Il évoque

également que :

« Dans le prototype d'analyse présenté ci-dessous, le niveau des prix évolue au fil du temps d'une manière qui imite la trajectoire des obligations d'État en circulation et est totalement différente de la trajectoire de la masse monétaire. En conséquence, il n'est clairement pas vrai que l'argument implique un comportement budgétaire qui conduit une autorité monétaire accommodante, comme lorsqu'une croissance rapide de la base monétaire est adoptée pour financer un déficit budgétaire. »

L'auteur semble alors réfuter l'idée d'une théorie fiscale faible du niveau des prix où l'autorité fiscale serait dominante par rapport à l'autorité financière. Même l'inverse serait de mise pour lui, car c'est la théorie même qu'il réfute. Ainsi, il allègue qu'il devient clair que le caractère distinctif de la théorie fiscale repose sur l'adoption par l'analyste d'une solution de bulle (hausse de la valeur des actifs), plutôt qu'une solution des fondamentaux orthodoxes (augmentation de la masse monétaire), dans le contexte d'une multiplicité de solutions d'anticipations rationnelles pour le modèle. C'est cette étape qui permet à la trajectoire temporelle du niveau des prix de s'écarter considérablement de la trajectoire temporelle de la masse monétaire, malgré l'inclusion dans le modèle d'une fonction de demande de monnaie orthodoxe. Pour lui, la théorie fiscale du niveau des prix conduit dans certains cas à la prédiction de trajectoires de niveau de prix dominés par le comportement des actions obligataires et très différentes de la trajectoire de la masse monétaire nominale. C'est cette notion, selon lui, qui a le plus attiré l'attention sur la théorie fiscale. Néanmoins, au vu du caractère problématique de cette notion et des risques économiques et d'incertitude, il n'opte toujours pas pour l'application de cette théorie. La mort de cette dernière, comme évoquée plus tôt, est alors préconisée par l'auteur.

Ensuite, McCallum (2006) insiste sur le fait que la théorie fiscale du niveau des prix est une théorie non plausible, mais sous un autre angle. Il évoque que cette théorie est controversée et non orthodoxe. Il a été retenu qu'une caractéristique déterminante de cette théorie est sa prédiction du niveau des prix qui sont dominés par le comportement des actions obligataires et sont très différents de la trajectoire de la masse monétaire nominale.

Même si une opposition est faite à l'encontre de la domination de l'autorité fiscale avec la théorie fiscale du niveau des prix, une différence doit être faite entre la théorie fiscale du niveau des prix et une doctrine purement monétariste. Une relativisation des deux doctrines est à opérer, même si la doctrine monétariste donne des arguments plutôt intéressants (traduction libre) :

« Les monétaristes n'ont nullement nié l'existence de pressions pour monétiser les déficits budgétaires et ont accepté qu'une telle monétisation était une implication de l'ancrage des taux d'intérêt ; mais ils ont également souligné que d'autres choix de règles de politique monétaire peuvent isoler la croissance monétaire de la création de déficits. La modération monétaire est donc possible en présence d'expansion budgétaire ; et de la même manière, des inflations modérées et importantes peuvent découler de politiques qui génèrent une forte croissance monétaire, même en l'absence de dépenses déficitaires ».

Les monétaristes reconnaissent que, pour une croissance monétaire donnée, l'expansion budgétaire peut exercer une pression à la hausse sur les taux d'intérêt réels et donc nominaux, et ainsi augmenter le coût d'opportunité de la détention de monnaie.

Un tel changement signifie que les dépenses nominales augmentent même lorsque la masse monétaire nominale est maintenue constante.

La masse monétaire et la réglementation fiscale vont alors de pair, ce qui semble contraire à l'idéologie stricto sensu de la théorie fiscale du niveau des prix. Cependant, avec cette dernière, elle pourrait être plus plausible dans un monde sans monnaie fiduciaire. En effet, la monnaie nécessite une production et une valeur rattachée à chaque billet. L'absence de monnaie fiduciaire rendrait théoriquement la théorie fiscale du niveau des prix intéressante.

Bassetto (2008) évoque ce qu'est en détail la théorie fiscale du niveau des prix à la lumière de la littérature. Ainsi, selon ce qui est évoqué, la théorie fiscale du niveau des prix est relative à une politique qui fait que le niveau des prix est déterminé par la dette gouvernementale et les plans fiscaux et de dépense présents et futurs, sans référence directe à la politique monétaire, cette dernière jouera alors tout au moins un rôle indirect dans la détermination du niveau des prix. Selon Bassetto (2008), dans une optique de compréhension de cette théorie, deux éléments seront retenus :

- L'équation de vitesse ;
- Les contraintes budgétaires du Gouvernement.

Le premier élément définit la vitesse de la monnaie à la période t en tant que rapport de la valeur nominale de production par rapport aux soldes monétaires nominaux. Selon lui, si la vitesse est fixe et exogène, le niveau des prix est déterminé en fonction de la masse monétaire : les prix sont élevés, car la monnaie dépasse la marchandise sur la quantité, c'est le cœur même de la doctrine monétariste. Cette dernière est toutefois incomplète, ce qui donne lieu à la théorie fiscale du niveau des prix.

Elle cherche à ce que le Gouvernement s'engage sur une valeur présente fixe et exogène des excédents budgétaires primaires. C'est la manifestation d'une politique fiscale active et d'un régime fiscal non-ricardien. Néanmoins, Bassetto évoque que la politique monétaire aura toujours un effet sur l'inflation.

En outre, il est question de déterminer la valeur de la monnaie par rapport à la valeur des dettes gouvernementales. Ces deux valeurs sont liées dans la mesure où pour que la théorie fiscale du niveau des prix soit fonctionnelle, une démonétisation appropriée des dettes est envisagée afin d'éviter toute insolvabilité gouvernementale ou au contraire, une solvabilité extrême. C'est que la valeur des dettes est réellement importante afin de déterminer le niveau des prix, le fait d'accumuler un surplus dans les valeurs est alors sollicité afin de mieux réagir en cas de crise de dettes.

Bajo-Rubio et al. (2009) évoquent en premier lieu que la politique monétaire a toujours été déterminante dans le cadre de la détermination du niveau des prix, alors que la politique fiscale devrait également être prise en considération. C'est la conception ricardienne dans laquelle l'autorité monétaire se veut active et l'autorité fiscale se veut passive, car elle s'ajuste en fonction de ce qui est décidé par l'autorité fiscale. Les deux autorités sont attendues comme légalement indépendantes, mais les interactions seront toujours de mise.

En revanche, une nouvelle théorie a émergé dans les années 1990 où la politique fiscale permettrait de fixer arbitrairement des excédents primaires nonobstant la solvabilité du Gouvernement. Les excédents seraient alors exogènes et un ajustement du niveau des prix par l'autorité monétaire (gestion de l'inflation) serait nécessaire afin de parvenir à une certaine solvabilité. Les rôles «**passif**» et «**actif**» seraient

ainsi inversés.

Les auteurs cherchent ici, à travers l'Union Économique et Monétaire (EMU), à déterminer par quel moyen la soutenabilité budgétaire peut être atteinte : par l'ajustement de l'excédent budgétaire primaire (politique monétaire) ou par le biais de l'ajustement endogène du niveau des prix (politique fiscale).

Selon la politique monétaire, le niveau des prix serait déterminé sur le marché monétaire en fonction de la théorie quantitative de la monnaie, tout excédent primaire s'ajusterait alors de manière endogène afin de satisfaire la contrainte budgétaire de la valeur actuelle. En revanche, selon la politique fiscale, il est attendu que la politique fiscale peut déterminer le niveau des prix même si les autorités monétaires ont pour cible l'inflation. On parle de régime non-ricardien où l'excédent primaire est librement déterminé par le Gouvernement sans tenir compte du niveau de la dette publique. Le prix serait ainsi ajusté afin de s'assurer de la réalisation des contraintes budgétaires intertemporelles. La solvabilité gouvernementale conditionnerait ainsi la stabilité des prix.

À l'issue de l'étude, Bajo-Rubio et al. (2009) ont déterminé que la théorie fiscale du niveau des prix ne disposait pas de bases solides dans le cas des EMU. Néanmoins, cela ne lui enlève pas son importance, notamment dans la gestion d'une certaine stabilité macroéconomique.

Buiter et al. (2017) rappellent ce que Buiter a pu développer précédemment comme quoi la théorie fiscale du niveau des prix comporte une contradiction importante : celle du fait qu'elle confond la contrainte budgétaire avec la condition d'équilibre budgétaire. Malgré ces arguments, les auteurs évoquent que la théorie fiscale du niveau des prix était une théorie qui porte encore de grands intérêts chez les auteurs. Par exemple, la théorie fiscale du niveau des prix pourrait prendre d'autres arguments comme les prix flexibles ou encore des modèles d'équilibre monétaire général dynamiques avec des prix nominaux rigides. Ce sont des essais de résurrection de la théorie fiscale du niveau des prix.

Pourtant, les auteurs insistent sur le fait que cette théorie est problématique dans un système économique : des désastres pourraient se produire si les politiques étaient convaincues que la théorie fiscale du niveau des prix était le moyen approprié pour examiner les interactions entre les politiques monétaires et budgétaires dans la gestion de l'inflation, la demande globale, l'activité économique réelle et le risque de défaut souverain. Cette théorie pourrait également être source de dépenses, d'ajustements fiscaux, etc. sans réelles prises en considération des obligations contractuelles du gouvernement.

Buiter et al. (2017) retiennent dans leur étude le même schéma que précédemment : un acteur du secteur privé face au gouvernement représenté par le Gouvernement général et la banque centrale. Ils retiennent que l'équilibre voulu par la théorie fiscale du niveau des prix est impossible. La dominance fiscale est également de mise, spécialement dans le programme non-ricardien développé précédemment. Une détermination préalable du niveau des prix est également impossible au vu des aléas du marché.

C'est alors que les auteurs insistent sur le fait que la théorie fiscale du niveau des prix n'est pas une théorie viable économiquement. Ils réitèrent la question de la confusion entre les contraintes budgétaires et le souci d'équilibre budgétaire. Selon

eux, c'est alors une théorie morte, à laquelle certaines personnes ont redonné un intérêt en vue d'une résurrection. Cela ne devrait pourtant pas se faire selon eux, car la théorie fiscale du niveau des prix est une théorie morte et doit le rester. Selon Brunnermeier et al. (2020), la théorie fiscale du niveau des prix met l'accent sur le rôle de la monnaie en tant que réserve de valeur et insiste sur le fait que la réelle valeur de toutes les dettes gouvernementales (niveau nominal des dettes divisé par le niveau des prix) est donnée par le flux actualisé des excédents primaires du Gouvernement (différence entre les recettes et les dépenses publiques hors paiements d'intérêts). Ils prennent le cas du Japon comme illustration où des déficits primaires ont été enregistrés depuis les années 60, et en l'absence d'excédent primaire, le niveau des prix n'a pas augmenté. Dans leur travail, les auteurs cherchent à revisiter l'équation clé de la théorie fiscale du niveau des prix et à démontrer qu'inclure la bulle (elle apparaît chaque fois que le taux réel payé sur la dette publique est constamment inférieur au taux de croissance de l'économie) généralement ignorée permettrait de réconcilier la théorie fiscale du niveau des prix avec l'expérience japonaise. Alors que la littérature centrée sur la théorie présente ici fait généralement la différence entre autorité monétaire et autorité fiscale (on l'a également vue à de nombreuses reprises dans les sources précédentes), la bulle doit toujours être prise en considération dans chaque régime (monétaire ou fiscal). Par exemple, selon les auteurs [traduction libre] :

«En “imprimant” des obligations à un rythme plus rapide, le gouvernement impose une taxe inflationniste qui réduit un peu plus le rendement sur les obligations. Étant donné que les obligations d'État sont une bulle, le gouvernement dans un sens “mine une bulle” afin de générer des revenus de seigneurie. Les recettes de seigneurie qui en résultent peuvent être utilisées pour financer les dépenses gouvernementales sans jamais avoir à lever des impôts supplémentaires. Par exemple, si les excédents primaires sont toujours négatifs, alors leur flux actualisé est également négatif, et seule la valeur positive de la bulle peut assurer un niveau de prix positif. La taille de la bulle, et donc le niveau des prix, est déterminée par les effets de richesse et l'équilibre du marché des biens.»

Il a été retenu dans cette étude que, sans la bulle, le niveau des prix est déterminé en fonction de la valeur actuelle des excédents primaires et de l'encours de la dette publique nominale. En revanche, avec la bulle, la compensation du marché des biens détermine ce niveau des prix. En conséquence, la présence d'une bulle rend la détermination du niveau des prix basée sur la domination budgétaire plus difficile. Plus récemment, Cochrane (2021) a souligné la théorie fiscale du niveau des prix est une théorie qui oppose généralement les autorités fiscales/budgétaires (gouvernement) aux autorités monétaires (banque centrale). Ces deux autorités doivent pourtant aller de pair afin de gérer la dette gouvernementale et l'inflation qui pourrait suivre. Cela n'est pourtant pas le cas, car les attentes des deux autorités sont différentes et de même pour leurs actions. La théorie fiscale du niveau des prix met l'accent sur l'importance de l'autorité fiscale, donnant à l'autorité monétaire un rôle moindre et, à la limite, indirect.

Le gouvernement est soumis à des contraintes budgétaires, ce qui signifie qu'il devra gérer ces contraintes par le biais d'actions fiscales. La banque centrale verra alors ces actions fiscales et agira en conséquence, elle aura une plus grande vue sur les

actions gouvernementales, mais elles seront vues comme passives. L'inverse peut aussi être vrai, c'est-à-dire que le gouvernement pourrait adapter sa politique fiscale par rapport aux actions de la banque centrale qui serait vue comme active. Ce sont des exemples d'interaction, mais l'autorité fiscale se veut vraiment être l'autorité principale dans la gestion des dettes et la détermination ultérieure du niveau des prix.

Le budget gouvernemental soumis à des contraintes peut être considéré comme intertemporel dans la mesure où il n'est pas tenu à un acquittement rapide de ses dettes (surtout pour les dettes sur le long terme) issues de ces contraintes, mais peut les échelonner en fonction de ses possibilités (théorie fiscale du niveau des prix couplée à la théorie de l'équivalence ricardienne), cela pourrait poser un risque d'inflation et un risque pour l'équilibre recherché. Le degré de liberté peut être amoindri avec la théorie fiscale non-ricardienne du niveau des prix. Le taux d'intérêt peut être réajusté en fonction de ces politiques par la banque centrale.

La théorie fiscale du niveau des prix ainsi que les politiques monétaires peuvent changer en fonction des situations prévalant dans l'État concerné. On pourrait prendre le cas de l'hyperinflation qui tend à une hausse extrême des prix, ce qui nécessitera alors des actions fiscales et/ou monétaires pour atténuer cette inflation, car même la valeur de la monnaie ne sera plus ce qu'elle est. Injecter de l'argent dans l'économie (monnaie hélicoptère comme avec la Banque Fédérale des États-Unis) contribuerait éventuellement à cette hyperinflation alors que c'était vu initialement comme une solution pour l'économie.

Le niveau des prix est changeant et n'est pas amené à être figé. Les autorités fiscales et monétaires ont une large vue sur l'économie nationale et mondiale afin de maintenir les prix sur un seuil plus ou moins viable pour la population. C'est alors que le fait de penser à une action uniquement fiscale ne serait pas viable.

1.3.2 Évidences empiriques

D'un point de vue empirique, la majorité des chercheurs actuels qui traitent des effets de la dette sur la croissance économique ne sont ni des classiques ni des keynésiens, et se situent à mi-chemin entre ces deux courants. En effet, pour ces derniers, il y aurait un niveau de dette maximal en dessous duquel la relation avec la dette est positive sur la croissance économique et au-dessus duquel la relation est négative ; il s'agit de « l'approche non linéaire de la relation entre endettement et croissance économique ».

Les deux principaux auteurs, Bohn (1998) et Canzoneri et al. (2001) ont été les premiers à tester empiriquement la validité de la théorie générale de la budgétisation au niveau des prix. Bohn (1998) utilise une régression linéaire des données américaines de 1916 à 1995 pour montrer que le gouvernement américain a ajusté son solde primaire à des niveaux historiques de la dette pour assurer la viabilité budgétaire. Il conclut que de 1916 à 1995, le régime monétaire a dominé l'économie américaine. Canzoneri et al. (2001) mettent en évidence des preuves à court terme de l'hypothèse du régime ricardien aux États-Unis en estimant le VAR pour les données de 1951 à 1995. Afonso (2002) a estimé un modèle VAR en utilisant Canzoneri et al. (2001) pour un échantillon de 15 pays de la zone qui ne testent

pas dûment la théorie du budget au niveau des prix. Néanmoins, en particulier pour la Lettonie, Tkacev (2006) utilise des données de 1998 à 2005 pour extrapoler un modèle VAR afin de révéler l'existence d'un régime non ricardien et prédire l'impact de la politique budgétaire sur le niveau des prix.

En revanche, Tito et al. (2007) dans le contexte des déséquilibres au Brésil, en utilisant des données de 1995 à 2006, il existe des preuves de dominance budgétaire. Dans ce contexte, ils montrent que les déficits publics ont un impact indirect sur l'inflation à travers l'output gap. Au lieu de cela, en utilisant des données de 1995 à 2003, Fialho et Portugal (2005) montrent la prévalence de la domination monétaire au Brésil. Dans ce cadre, ils notent que la coordination entre la politique monétaire et budgétaire ressemble à un jeu dans lequel l'autorité budgétaire est passive et l'autorité monétaire est active. À cette fin, l'administration monétaire utilise la politique monétaire pour déterminer le niveau d'excédent et de dette pour un niveau de prix donné.

Par ailleurs, la validité de la théorie du niveau général des prix en Afrique a été peu étudiée, mais les résultats sont plus équivoques. En effet, pour la période 1980-2005, Alfredo et Ribeiro (2009) ont trouvé que dans un échantillon de pays africains, certains pays (Cameroun, Kenya, Nigéria, Rwanda, Afrique du Sud) étaient caractérisés par des régimes monétaires (Botswana, Burundi, Tanzanie, Zimbabwe) tendent à se caractériser par des régimes fiscalement dominants.

Ils notent que les preuves permettant de déterminer quel type de régime prédomine dans les autres pays de l'échantillon semblent moins claires. De même, dans la zone CEMAC, Kenkouo (2013) montre que le Cameroun est sous contrôle monétaire et le Congo est sous contrôle financier. En revanche, les résultats sont mitigés au Gabon, en Guinée équatoriale, en République centrafricaine et au Tchad. Contrairement aux résultats d'Alfredo et Ribeiro (2009) pour le Nigeria, Chuku (2016) trouve plutôt un avantage financier.

Il convient de noter que la plupart des études ci-dessus sont basées sur des modèles linéaires. Pour combler ces lacunes, plusieurs études sur les modèles de changement de régime (Wenland et Willi, 2003; Davig et Leeper, 2005; Favero et Tommaso, 2005; Chuku, 2016) explorent la validité de la théorie générale du financement par les prix aux États-Unis et certains États membres de l'UE.

Dans ce contexte, "la validité de la théorie budgétaire du niveau général des prix en France et en Allemagne sur la période 1969-1998 a été testée par Wenlang et Willi (2003) à l'aide d'un modèle de Markov. Ils montrent que les politiques monétaire et budgétaire ont été, pour la plupart, complémentaires en France, notamment au début des années 1970 et entre 1980 et 1990. Pour l'Allemagne, les deux politiques ont été de faibles substituts stratégiques durant la première période et ont alterné entre faibles compléments et substituts durant la dernière période. Quant à Davig et Leeper (2005), ils trouvent une alternance des deux régimes aux États-Unis entre 1948 et 2004. À cet égard, les régimes à dominance monétaire durent en moyenne 22 trimestres chacun, tandis que les périodes de politique budgétaire active ne dépassent généralement pas 15 trimestres".

Dans le même ordre d'idée, pour la période 1961-2002, Favero et Tommaso (2005) estiment que "la politique fiscale aux États-Unis a été active entre 1960 et 1980. Cependant, elle a été passive pendant les années 1990 et est redevenue active au

début de 2001. Pour les États-Unis, ces deux résultats contredisent l'idée que la politique était toujours passive après la Seconde Guerre mondiale".

Pour Ayoub et al. (2008), "la théorie budgétaire du niveau des prix distingue deux types de régimes pour les politiques économiques (ricardien et non ricardien) et dans quelle mesure ces deux régimes peuvent s'appliquer à des sous-périodes dans l'histoire économique d'un pays. Le cas du Liban, qui est passé de la prospérité à la guerre, puis à la reconstruction, offre une application de cette théorie et montre sa pertinence empirique. Les auteurs visent à vérifier la pertinence empirique de la théorie budgétaire du niveau des prix en l'étendant à des situations dans lesquelles les changements de régimes politiques marquent des repères clairs pour l'analyse macroéconomique. De cette manière, les auteurs mettent en avant un cadre théorique susceptible d'améliorer la compréhension des mécanismes économiques à l'œuvre dans des situations que l'on peut qualifier d'exceptionnelles et, réciproquement, ils offrent une perspective à l'application de cette théorie budgétaire du niveau des prix. L'une des situations uniques que les auteurs analysent est celle du Liban, dont l'histoire de la politique actuelle fournit (malheureusement) à l'économiste la possibilité de se pencher sur les modifications des régimes monétaires et fiscaux. En effet, on constate trois phases dans le passé récent du Liban, et nous prouvons dans cet exemple que chacune d'entre elles correspond à la mise en place de l'un des régimes identifiés par la théorie fiscale du niveau des prix. Les politiques économiques (monétaires et fiscales dans ce cas) passeraient ainsi d'un régime de domination de la banque centrale (1965-1974) à un régime d'économie de guerre et de domination fiscale (1975-1990), pour retourner vers un régime de domination monétaire (1991-2005). Cependant, il ne suffit pas de distinguer un régime de politique économique d'un autre pour conclure qu'il existe un régime conforme à la théorie budgétaire. En fait, le recours à la monétisation et au seigneurage peut réduire l'analyse économique du lien entre les régimes fiscaux et le niveau général des prix dans le monétarisme. Dès lors, pour conclure qu'il existe un régime non ricardien au Liban, il faut isoler parmi ces liens ceux qui relèvent des évolutions monétaires ou budgétaires.

Ainsi, José Pablo Barquero Romero et Kerry Loaiza Marín (2017) cherchent à déterminer si une augmentation de l'état des finances publiques, interprétée comme une augmentation du montant de la dette publique, est une cause de la hausse de l'inflation. Ils étudient le lien entre la dette publique et la croissance économique, l'augmentation de l'offre de monnaie et l'inflation. Pour ce faire, ils utilisent la méthode développée par Kwon et al. (2009) qui réalise une estimation basée sur un panel en utilisant les débiteurs nets d'un échantillon de pays. La conclusion est que pour les pays qui ont déjà une dette publique élevée, toute augmentation supplémentaire de la dette publique est inflationniste.

En outre, Ngambo et Biligil (2019) examinent l'impact de la dette publique dynamique du Cameroun sur la croissance économique ainsi que sur la politique monétaire au sein de la zone CEMAC. En utilisant un modèle de correction d'erreurs (VECM), un modèle de correction vectoriel structurel (SVECM) et en utilisant des informations de 1987 jusqu'à 2015, les résultats indiquent que la dette du Cameroun à court terme n'a pas d'impact sur la croissance ou l'inflation. Cependant, à long terme, elle est susceptible d'expliquer seulement 10% de la variance du taux d'inflation et jusqu'à 20% de la variance du taux de croissance du PIB. De plus,

une augmentation de 10 % du ratio de la dette publique au PIB entraînera une baisse immédiate mineure de la croissance du PIB et de l'inflation. À long terme, cependant, elle pourrait stimuler le taux de croissance de 1 % et réduire l'inflation de 0,13 %.

De leurs parties Kenkoud et al. (2020) vérifient de manière empirique la faisabilité de la théorie budgétaire du niveau général des prix au sein de la zone de la Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC). Plus précisément, nous analysons l'impact de la politique budgétaire sur l'inflation dans la CEMAC. Pour ce faire, un modèle de Markov (la classe de modèles MSVAR) a été estimé selon l'approche de Bohn (1998) à partir des données de la CEMAC. Les résultats montrent que le Cameroun est dans un régime à dominance monétaire, tandis que le Congo, la Guinée équatoriale et le Tchad sont dans un régime à dominance fiscale sur toute la période considérée. Quant à la République Centre Africaine et au Gabon, ces régimes ont alterné tout au long de la période, avec une durée moyenne de deux (2) ans. Au Gabon, les périodes de dominance fiscale correspondent bien à la période de forte volatilité des prix du pétrole, par rapport aux périodes de dominance monétaire. Les actions de politique budgétaire sont évaluées dans un vecteur structurel monétaire autorégressifs combiné à des variables budgétaires et interprétées à l'aide de réponses impulsionnelles. Les résultats soulignent l'importance de différencier le régime monétaire lors de la conduite de l'analyse. Dans le régime des agrégats monétaires avec une politique budgétaire active, des chocs de dette publique plus élevés produisent des pressions inflationnistes. Inversement, avec l'estimation de l'échantillon ciblant l'inflation, l'objectif serait bien cerner. Dernièrement, Urquhart (2021) a étudié et a mis en évidence le lien entre "la dette publique et l'inflation considérant la théorie fiscale du niveau des prix avec les données du Paraguay" .

MÉTHODOLOGIE

La poursuite efficace des objectifs du cadre global de politique macroéconomique des autorités nécessite un degré élevé de coopération en faveur de la politique financière. Ce document analyse l'interaction entre les politiques monétaire et budgétaire, en mettant en évidence la nécessité d'une bonne coopération à deux échelles : la concrétisation des objectifs de politique générale (y compris le renforcement du système financier) et les mécanismes institutionnels et opérationnels. Au niveau premier, les grandes lignes des interactions entre les politiques monétaire et budgétaire concernent le financement du déficit budgétaire et ses répercussions sur la maîtrise de la monnaie.

La position de la politique monétaire influencera la capacité du gouvernement à financer le déficit budgétaire en affectant le prix du service de la dette et en limitant ou en augmentant les sources de financement disponibles. Parallèlement, la stratégie de financement du secteur public et ses exigences financières limiteront les possibilités d'indépendance de la politique monétaire.

Dans de nombreux pays, la politique monétaire a été subordonnée à la politique budgétaire ; les banques centrales ont souvent dû financer les déficits du secteur public, y compris ceux résultant d'activités quasi budgétaires. Cette subordination de la politique monétaire aux besoins budgétaires a introduit un biais inflationniste. Ces dernières années, cependant, on a constaté une tendance mondiale, dans le cadre de la modernisation des marchés financiers, à mettre en place des mécanismes institutionnels et opérationnels permettant de concevoir et de mettre en œuvre une politique globale plus efficace. Il s'agit notamment de l'adoption d'instruments monétaires et de gestion de la dette fondés sur le marché, ainsi que des mesures visant à accroître l'indépendance des banques centrales et, dans certains cas, la conception d'arrangements monétaires fondés sur des règles strictes, telles que les commissions monétaires.

Deux questions fondamentales doivent être soulignées concernant la nature de la coordination des politiques monétaire et budgétaire. Tout d'abord, le dosage global des politiques ainsi que chaque politique individuelle doivent être fixés sur une trajec-

toire durable. Deuxièmement, les décalages temporels qui sont associés à la politique monétaire et à la politique budgétaire ne sont pas identiques l'un à l'autre. Les ajustements de la politique monétaire sont effectués sur une base presque constante, et les réactions des agents économiques à ces ajustements se produisent avec un décalage beaucoup plus court que les réactions aux changements de la politique budgétaire.

Ce document examine la relation causale entre le Produit intérieur brut Par habitant (PIB/HAB), le taux d'inflation (INFL), le taux d'intérêt (I), l'agrégat monétaire (M1) et la dette publique (D), ainsi que l'impact de la politique monétaire sur la gestion de la dette publique du Canada. L'évidence ne laisse pas entendre une forte coordination politique du Canada, et soutient l'idée que la politique monétaire est plus stabilisante dans son influence sur l'activité économique que la politique budgétaire.

Il traite également les problèmes de coordination entre les politiques monétaire et budgétaire dans le Canada. La stratégie de financement du gouvernement et de ses besoins financiers va imposer des contraintes sur l'indépendance opérationnelle de l'autorité monétaire. L'illustration empirique de la méthodologie présentée ci-dessus concerne le cas du Canada, afin d'étudier l'interaction entre la politique monétaire et la politique budgétaire et détecter la relation long terme entre les séries temporelles.

2.1 Données et variables

La présente étude a été réalisée à l'aide de séries chronologiques annuelles du Canada pour une période de 41 ans, de 1980 à 2020. Les données utilisées incluent : le Produit intérieur brut Par habitant (PIB/HAB), le taux d'inflation (INFL), le taux d'intérêt (I), l'agrégat monétaire (M1) et la dette publique (D).

Ces données ont été collectées dans les bases de données de la Banque Mondiale et du Fond Monétaire International (FMI).

En ce qui concerne l'activité économique, il peut sembler judicieux de prendre en compte les informations fournies par un large éventail de mesures différentes lorsqu'on examine l'activité économique, car les décideurs politiques prennent certainement en considération diverses mesures lorsqu'ils décident du niveau de l'activité économique. Bien que cela puisse suggérer de prendre la composante principale d'un certain nombre de mesures de l'activité économique, les études précédentes sur la règle de Taylor ont généralement pris l'écart de production ou une certaine mesure des coûts marginaux réels des entreprises comme indicateur de l'activité économique. Nous utilisons le Produit intérieur brut Par habitant (PIB/HAB) comme indicateur de l'activité économique.

Conformément à la littérature, le taux d'intérêt (I) et l'agrégat monétaire (M1) sont des instruments de la politique monétaire, tandis que la dette publique (D) est défini ici comme l'instrument de la politique budgétaire. Il existe un désaccord sur la question de savoir si l'instrument fiscal doit être les impôts ou les dépenses ou le solde. Kirsanova et al. (2005) considèrent que les dépenses publiques sont l'instrument, alors que Schmitt-Grohé et Uribe (2004) considèrent la fiscalité comme instrument, et un certain nombre d'autres auteurs prennent les deux, par exemple,

Muscattelli et Tirelli (2004) ; Gali et Perotti (2003).

La viabilité de la dette est une question importante pour la politique budgétaire ; une orientation de la politique budgétaire est viable si elle satisfait la contrainte budgétaire intertemporelle du gouvernement.

Nous modélisons la politique budgétaire dans un cadre plus général qui tient compte de la non-stationnarité et de l'endogénéité des données, et nous modélisons également la politique budgétaire dans le contexte de la politique monétaire, notamment pour examiner les interactions entre les deux sphères de politique. Des questions telles que le rôle de la politique monétaire dans la viabilité de la dette peuvent être étudiées de cette manière.

D'après McCleary et al. (1980), il suffit d'utiliser au moins vingt (20) observations pour effectuer une analyse de séries chronologiques. Toutefois, pour obtenir des résultats solides, il est recommandé d'ajuster les modèles de séries chronologiques avec au moins 50 observations.

Un plus grand nombre de données est toujours préférable, mais au minimum, une série temporelle doit être suffisamment longue pour capturer les phénomènes d'intérêt. Par conséquent, l'étude utilise un échantillon de 41 ans pour les données prises sur une base annuelle de 1980 à 2020. Il s'agit d'un nombre sain d'observations dans toute données pour obtenir le résultat du modèle VAR. Nous avons utilisé Eviews pour analyser les données des séries temporelles.

Le Canada est le pays que nous étudions pour la présente étude et les variables retenues pour l'étude de celles-ci sont les suivantes.

Inflation

Pour l'inflation, nous la calculons à partir de la mesure de l'indice des prix à la consommation (IPC) qui est la plus appropriée. L'indice des prix à la consommation (IPC) représente les changements de prix tels que vécus par les consommateurs canadiens. Il mesure la variation des prix en comparant, dans le temps, le coût d'un panier fixe de biens et de services. Les biens et services du panier de l'IPC sont divisés en 8 composantes principales : Alimentation ; Logement ; Dépenses courantes, ameublement et équipement du ménage ; Vêtements et chaussures ; Transports ; Santé et soins personnels ; Loisirs, éducation et lecture, et Boissons alcoolisées, produits du tabac et cannabis récréatif. Les données de l'IPC sont publiées à divers niveaux géographiques, dont le Canada, les dix provinces, en plus de Whitehorse, Yellowknife et Iqaluit, ainsi que d'autres villes.

Produit intérieur brut Par habitant (PIB/HAB)

Depuis de nombreuses années, la relation entre la croissance économique et l'inflation est l'un des sujets les plus étudiés en macroéconomie. Une augmentation de l'inflation signifie que les prix ont augmenté. Avec une augmentation de l'inflation, il y a une baisse du pouvoir d'achat de l'argent, ce qui réduit la consommation et donc le PIB diminue. Une inflation élevée peut rendre les investissements moins souhaitables, car elle crée une incertitude pour l'avenir et elle peut également affecter la balance des paiements, car les exportations deviennent plus chères. Par conséquent, le PIB diminue encore plus. Il semble donc que le PIB soit négativement lié

à l'inflation. Toutefois, certaines études indiquent qu'il peut également y avoir une relation positive. La courbe de Phillips, par exemple, montre qu'une inflation élevée est compatible avec un faible taux de chômage, ce qui implique un impact positif sur la croissance économique. La littérature empirique montre une relation positive entre l'inflation et la croissance économique en dessous d'un niveau d'inflation seuil. Ghosh et Phillips (1998) ont constaté qu'à des taux d'inflation très bas (moins de 2 à 3 %), l'inflation et la croissance sont positivement liées. De même, Fabayo et Ajilore (2006) ont examiné l'existence d'un effet de seuil dans la relation entre l'inflation et la croissance au Nigeria en utilisant des données pour la période 1970-2003. Ils ont trouvé un niveau d'inflation de 6 % comme seuil. L'inflation a donc un impact positif sur la croissance économique en dessous du niveau seuil d'inflation. De plus, les études de Wang Zhiyong (2008) indiquent que la croissance économique est positivement liée à l'inflation avec un décalage de plus de trois trimestres. Il a utilisé la co-intégration et le modèle de correction des erreurs pour détecter ce résultat. D'autre part, certaines études empiriques ont trouvé une relation nulle entre l'inflation et la croissance économique. Une étude de Sidrauski (1967) indique que l'inflation n'a aucune relation avec la croissance à long terme. De plus, il atteste de la super neutralité de la monnaie dans son modèle. En plus de Sidrauski, Bruno et Easterly (1995) ont montré une relation non significative entre l'inflation et la croissance économique. Ils ont trouvé ce résultat après avoir supprimé l'observation élevée de l'inflation. Il existe également des études qui indiquent une relation non significative entre les deux variables en dessous du niveau seuil d'inflation. Par exemple, Christoffersen et Doyel (1998) ont détecté un seuil d'inflation de 13 % en dessous duquel il n'y a pas de relation significative entre l'inflation et la croissance économique, mais au-dessus de ce seuil, la relation est négative.

Taux d'intérêt (I)

L'inflation et les taux d'intérêt ont tendance à évoluer dans la même direction car les taux d'intérêt sont le principal outil utilisé par les banques centrales pour gérer l'inflation. Selon Warjiyo (2004), un processus qui illustre la façon dont la politique monétaire de la banque centrale influence les différentes activités économiques et financières pour finalement atteindre l'objectif final est appelé le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Le mécanisme de transmission de la politique monétaire se produit par l'interaction entre la banque centrale, le secteur bancaire, le secteur financier et le secteur réel où les changements dans la politique monétaire affectent l'inflation à travers divers canaux tels que le canal des taux d'intérêt, le canal du crédit, le canal du taux de change, le canal du prix des actifs et le canal des attentes (Bank Indonesia, 2018). En général, des taux d'intérêt plus bas signifient que les gens peuvent se permettre d'emprunter plus d'argent et qu'ils ont donc plus d'argent à dépenser. Cela fait croître l'économie et l'inflation. En résumé, l'inflation est l'un des indicateurs utilisés pour mesurer la croissance économique, qui peut être contrôlée par les taux d'intérêt, lesquels influent à leur tour sur l'inflation.

L'agrégat monétaire (M1)

Les monétaristes pensent que la source de l'inflation est fondamentalement dérivée du taux de croissance de la masse monétaire et qu'une augmentation rapide de la masse monétaire peut conduire à une augmentation rapide de l'inflation (ibid). Par conséquent, ce groupe d'économistes est d'avis que la masse monétaire doit être maintenue dans une fourchette acceptable afin que les niveaux d'inflation puissent être contrôlés (WEMA, 2009). Cependant, malgré sa longue histoire et les preuves substantielles, l'association prédite entre la monnaie et l'inflation reste contestée selon Gerald et al. (1999). L'une des explications possibles de ce paradoxe apparent est que la relation empirique entre la croissance de la monnaie et l'inflation ne tient que sur des périodes de temps si longues que cette relation n'est pas informative pour les praticiens et les décideurs, qui sont davantage préoccupés par l'inflation du mois prochain ou de l'année suivante (Gerald et al., 1999). En outre, il y a un manque de consensus entre les différents chercheurs sur la relation entre la masse monétaire et l'inflation. Alors que Bashir et al. (2011) ont établi une relation positive significative, de leur côté, Dlamini et al. (2001) ont trouvé un effet non significatif de la masse monétaire sur l'inflation. Pour ces raisons, il était nécessaire d'examiner la relation entre la masse monétaire et l'inflation au Kenya.

Dettes publiques (D)

La nécessité pour les gouvernements d'emprunter afin de financer un budget déficitaire a conduit au développement de diverses formes de dette publique. La dette due par les gouvernements nationaux est généralement appelée dette nationale et se distingue ainsi de la dette publique des administrations d'État et locales. Les formes de la dette publique peuvent être classées de différentes manières : (1) selon l'échéance, en tant qu'obligations à court terme (arrivant à échéance dans moins de cinq ans, souvent en quelques semaines) ou à long terme (arrivant à échéance dans plus de cinq ans, jusqu'à une période indéfinie). (2) Selon le type d'émetteur, en tant qu'obligations directes (émises et garanties par le gouvernement), obligations conditionnelles (émises généralement par une société gouvernementale ou un autre organisme quasi-gouvernemental mais garanties par le gouvernement). (3) Selon la localisation de la dette, interne (détenue dans la juridiction du gouvernement) ou externe (détenue par une juridiction étrangère). Ou (4) selon la négociabilité, en tant que titres négociables (commercialisables) ou non négociables (telles que les obligations d'épargne américaines à faible valeur nominale).

De nombreux débats ont porté sur des questions telles que : l'ampleur de la dette nationale que l'on peut laisser croître en toute sécurité ; comment et quand la dette publique doit être remboursée ; quels sont les effets des emprunts publics sur l'économie, et même si les gouvernements doivent emprunter ou financer toutes les dépenses à partir des recettes courantes. En général, on estime que le financement par l'emprunt est approprié lorsque la charge fiscale du financement courant pour certaines circonstances serait pratiquement ou politiquement irréalisable. À cet effet, les exemples sont, pour les gouvernements nationaux, la guerre, et, pour les gouvernements locaux, les grands projets d'investissement tels que les autoroutes, les écoles, etc. Le niveau de la dette publique varie d'un pays à l'autre, de moins de 10 %

du produit national brut (PNB) à plus du double du PNB. On pense généralement que l'emprunt public a un effet inflationniste sur l'économie et, pour cette raison, on y a souvent recours en période de récession pour stimuler la consommation, l'investissement et l'emploi.

Cette dernière variable budgétaire est représentée sous forme de fractions du PIB.

Tableau 2.1 – Liste des variables retenues

Canada	Symbole
Produit intérieur brut Par habitant	PIB/HAB
Dettes publiques	D
Agrégat monétaire	M1
Index des prix à la consommation	INFL
Taux d'intérêt	TI

2.2 Méthodologie

2.2.1 Les modèles considérés

Vector autoregressive models (VAR)

Dans sa forme de base, un VAR consiste en un ensemble de K variables endogènes

$$y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt}, \dots, y_{Kt})$$

Pour $k = 1, \dots, K$.

Le processus VAR(p) est alors défini comme suit :¹

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad , \quad (2.1)$$

Avec A_i sont ($K \times K$) matrices de coefficient pour $i = 1, \dots, p$ et u_t est un processus à K dimensions avec $E(u_t) = 0$ et une matrice de covariance définie positive invariante dans le temps $E(u_t u_t^T) = \Sigma_u$ (bruit blanc).

Une caractéristique importante d'un processus VAR(p) est sa stabilité. Cela signifie qu'il génère des séries temporelles stationnaires avec des moyennes, des variances et une structure de covariance invariante dans le temps, compte tenu de valeurs de départ suffisantes. On peut le vérifier en évaluant le polynôme caractéristique

$$\det(I_K - A_1 z - \dots - A_p z^p) \neq 0 \quad \text{for } |z| \leq 1 \quad . \quad (2.2)$$

Si la solution de l'équation ci-dessus a une racine pour $z = 1$, alors certaines ou toutes les variables du processus VAR(p) sont intégrées d'ordre un, c'est-à-dire $I(1)$. Il se peut que la cointégration entre les variables existe. Cette instance peut alors être mieux analysée dans le contexte d'un VECM.

1. Sans perte de généralité, les régresseurs déterministes sont supprimés dans la notation suivante. En outre, les vecteurs sont désignés par des lettres minuscules en gras et les matrices par des lettres majuscules. Les scalaires sont écrits en petites lettres, qui sont éventuellement sous-scriptées.

En pratique, la stabilité d'un processus empirique VAR(p) peut être analysée en considérant la forme compagnon et en calculant les valeurs propres de la matrice des coefficients. Un processus VAR(p) peut être écrit comme un processus VAR(1) :

$$\xi_t = A\xi_{t-1} + v_t, \quad (2.3)$$

Avec :

$$\xi_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_{p-1} & A_p \\ I & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I & 0 \end{bmatrix}, \quad v_t = \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}, \quad (2.4)$$

où les dimensions des vecteurs superposés ξ_t et v_t sont ($Kp \times 1$) et la dimension de la matrice A est ($Kp \times Kp$). Si les modules des valeurs propres de A sont inférieurs à un, alors le processus VAR(p) est stable.

Pour un échantillon donné des variables endogènes y_1, \dots, y_T et des valeurs suffisantes de pré-échantillon y_{-p+1}, \dots, y_0 , les coefficients d'un processus VAR(p) peuvent être estimés efficacement par les moindres carrés appliqués séparément à chacune des équations.

Une fois qu'un modèle VAR(p) a été estimé, la voie est grande ouverte pour une analyse plus approfondie. Un chercheur peut/doit s'intéresser aux tests de diagnostic, tels que les tests d'absence d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité ou de non-normalité dans le processus d'erreur. Il peut également s'intéresser à l'inférence causale, à la prévision et/ou au diagnostic du comportement dynamique du modèle empirique, c'est-à-dire aux fonctions de réponse impulsionnelle (désormais IRF) et à la décomposition de la variance des erreurs de prévision (désormais FEVD). Ces deux dernières sont basées sur la décomposition de la moyenne mobile de Wold pour les processus stables VAR(p) qui est définie comme suit :

$$y_t = \Phi_0 u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \Phi_2 u_{t-2} + \dots, \quad (2.5)$$

avec $\Phi_0 = I_K$ et Φ_s peuvent être calculés récursivement selon :

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j \text{ pour } s = 1, 2, \dots, \quad (2.6)$$

d'où $A_j = 0$ pour $j > p$.

Enfin, les prévisions pour les horizons $h \geq 1$ d'un processus empirique de type VAR(p)-processus empirique peuvent être générées récursivement selon :

$$y_{T+h|T} = A_1 y_{T+h-1|T} + \dots + A_p y_{T+h-p|T}, \quad (2.7)$$

où $y_{T+j|T} = y_{T+j}$ pour $j \leq 0$. La matrice de covariance des erreurs de prévision est donnée par la formule suivante :

$$Cov \left(\begin{bmatrix} y_{T+1} - y_{T+1|T} \\ \vdots \\ y_{T+h} - y_{T+h|T} \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} I & 0 & \cdots & 0 \\ \Phi_1 & I & & 0 \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ \Phi_{h-1} & \Phi_{h-2} & \cdots & I \end{bmatrix} (\Sigma_u \otimes I_h) \begin{bmatrix} I & 0 & \cdots & 0 \\ \Phi_1 & I & & 0 \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ \Phi_{h-1} & \Phi_{h-2} & \cdots & I \end{bmatrix}^\top$$

et les matrices Φ_i sont les matrices de coefficients empiriques de la représentation de la moyenne mobile de Wold d'un processus stable VAR(p), comme indiqué ci-dessus. L'opérateur \otimes est le produit de Kronecker.

Structural vector autoregressive models (SVAR)

Rappelons à la section précédente la définition d'un processus VAR(p), en particulier l'équation 2.1. A VAR(p) qui peut être interprétée comme un modèle de forme réduite. Un modèle SVAR est sa forme structurelle et est défini comme suit :

$$Ay_t = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + B\varepsilon_t . \quad (2.8)$$

On suppose que les erreurs structurelles ε_t sont du bruit blanc et les matrices de coefficients A_i^* pour $i = 1, \dots, p$, sont des coefficients structurels qui diffèrent en général de leurs homologues de forme réduite. Pour s'en rendre compte, il faut considérer l'équation résultante en multipliant à gauche l'équation 2.8 avec l'inverse de A :

$$\begin{aligned} y_t &= A^{-1}A_1^* y_{t-1} + \dots + A^{-1}A_p^* y_{t-p} + A^{-1}B\varepsilon_t \\ y_t &= A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t . \end{aligned} \quad (2.9)$$

Un modèle SVAR peut être utilisé pour identifier les chocs et les retracer en employant l'IRA et/ou la FEVD et en imposant des restrictions sur les matrices A et/ou B . Par ailleurs, bien qu'un modèle SVAR soit un modèle structurel, il s'écarte de la forme réduite VAR(A). modèle structurel. Ce modèle structurel s'écarte d'un modèle VAR(p) de forme réduite et n'impose que pour A et B où les restrictions peuvent être ajoutées. Il est à noter que les résidus de forme réduite peuvent être récupérés d'un modèle SVAR par $u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$ et sa matrice de variance-covariance par $\Sigma_u = A^{-1}BB^T A^{-1}$.

Selon les restrictions imposées, on peut distinguer trois types de modèles SVAR être distingués :

— A modèle : B est fixé à I_K

N (le nombre minimum de restrictions pour l'identification est de $K(K - 1)/2$).

— B modèle : A est fixé à I_K

(le nombre minimum de restrictions à imposer pour l'identification est le même que pour le modèle A).

— AB modèle : les restrictions peuvent être placées sur les deux matrices

(le nombre minimum de restrictions à imposer pour l'identification est de $K^2 + K(K - 1)/2$).

Les paramètres sont estimés en minimisant le négatif de la fonction de log-vraisemblance concentrée :

$$\begin{aligned} \ln L_c(A, B) &= -\frac{KT}{2} \ln(2\pi) + \frac{T}{2} \ln |A|^2 - \frac{T}{2} \ln |B|^2 \\ &\quad - \frac{T}{2} \text{tr}(A^T B^{-1T} B^{-1} A \tilde{\Sigma}_u) , \end{aligned} \quad (2.10)$$

où $\tilde{\Sigma}_u$ signifie une estimation de la matrice de variance/covariance de forme réduite pour le processus d'erreur.

Vector error correction models (VECM)

Reconsidérer le VAR de l'équation 2.1 :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad , \quad (2.11)$$

Il existe les spécifications de correction d'erreurs vectorielles suivantes, qui peuvent être estimées avec la fonction :

$$\Delta y_t = \alpha \beta^\top y_{t-p} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} y_{t-p+1} + u_t \quad , \quad (2.12)$$

avec

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i), \quad i = 1, \dots, p-1. \quad (2.13)$$

et

$$\Pi = \alpha \beta^\top = -(I - A_1 - \dots - A_p) \quad . \quad (2.14)$$

Les matrices Γ_i contiennent les impacts cumulatifs à long terme, donc cette spécification VECM est signifiée par la forme "long-run". L'autre spécification est donnée comme suit et est couramment employée :

$$\Delta y_t = \alpha \beta^\top y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} y_{t-p+1} + u_t \quad , \quad (2.15)$$

with

$$\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p) \quad i = 1, \dots, p-1. \quad (2.16)$$

L'équation 2.14 s'applique également à cette spécification. Par conséquent, la matrice matrice Π est la même que dans la première spécification. Cependant, les matrices Γ_i diffèrent maintenant, dans le sens où elles mesurent les effets transitoires. Par conséquent, cette spécification est signifiée comme forme "transitoire". En cas de cointégration, la matrice $\Pi = \alpha \beta^\top$ est de rang réduit. Les dimensions de α et β sont de $K \times r$ et r est le rang de cointégration, c'est-à-dire le nombre de relations à long terme entre les variables y_t existantes. La matrice α est la matrice de chargement et les coefficients des relations à long terme sont contenus dans β .

Structural vector error correction models (SVECM)

En reconsidérant le VECM à partir de l'équation 2.15, il est possible d'appliquer le même raisonnement des modèles SVAR aux modèles SVEC, en particulier lorsque la représentation équivalente VAR de niveau du VECM est utilisée. Cependant, les informations contenues dans les propriétés de cointégration des variables ne sont pas utilisées pour identifier les restrictions sur les chocs structurels. Par conséquent, on suppose typiquement un modèle B , à partir duquel un modèle SVEC est spécifié et estimé.

$$\Delta y_t = \alpha \beta^\top y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} y_{t-p+1} + B \varepsilon_t \quad , \quad (2.17)$$

avec $u_t = B\varepsilon_t$ et $\varepsilon_t \sim N(0, I_K)$. Afin d'exploiter cette information, on considère la représentation moyenne mobile de Beveridge-Nelson des variables 0 de Beveridge-Nelson des variables y_t si elles adhèrent au processus VECM comme dans l'équation 2.15 :

$$y_t = \Xi \sum_{i=1}^t u_i + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* u_{t-j} + y_0^* \quad . \quad (2.18)$$

Les variables contenues dans y_t peuvent être décomposées en une partie qui est intégrée d'ordre un et une partie qui est intégrée d'ordre zéro. Le premier terme du côté droit de l'équation 2.18 se rapporte aux "tendances communes" du système et ce terme commande le système y_t . Le terme du milieu est intégré d'ordre zéro et on suppose que la somme infinie est bornée, c'est-à-dire que Ξ_j^* converge vers zéro lorsque $j \rightarrow \infty$. Les valeurs initiales sont capturées par y_0^* . Pour la modélisation des SVEC, l'intérêt se concentre sur les tendances communes dans lesquelles les effets à long terme des chocs sont capturés. La matrice Ξ est de rang réduit $K - r$, dans laquelle r est le nombre de relations de cointégration stationnaires. La matrice est définie comme suit :

$$\Xi = \beta_{\perp} \left[\alpha_{\perp}^{\top} \left(I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \right) \beta_{\perp} \right]^{-1} \alpha_{\perp}^{\top} \quad . \quad (2.19)$$

En raison de son rang réduit, seules $K - r$ tendances communes animent le système. Par conséquent, en connaissant le rang de Π , on peut alors conclure qu'au plus r des erreurs structurelles peuvent avoir un effet transitoire. Cela implique qu'au plus r colonnes de Ξ peuvent être mises à zéro. On peut combiner la décomposition de Beveridge-Nelson avec la relation entre les termes d'erreur VECM et les innovations structurelles. Le terme de tendances communes est alors $\Xi B \sum_{t=1}^{\infty} \varepsilon_t$ et les effets à long terme des innovations structurelles sont capturés par la matrice ΞB . Les effets contemporains des erreurs structurelles sont contenus dans la matrice B . Comme dans le cas des modèles SVAR de type B, on a besoin pour les modèles SVEC locaux justes identifiés de $\frac{1}{2}K(K - 1)$ restrictions. La structure de cointégration du modèle fournit $r(K - r)$ de restrictions sur la matrice de long terme. Les autres restrictions peuvent être placées sur l'une ou l'autre matrice, mais au moins $r(r - 1)/2$ d'entre elles doivent être imposées directement sur la matrice contemporaine B .

Synthèse de la procédure de modélisation VAR et VECM

Les modèles VAR² constituent une méthodologie statistique fréquemment utilisée dans l'analyse des séries temporelles depuis la critique par SIMS des économétri-

2. Engle et Granger (1987) ont noté que, pour les systèmes cointégrés, les VAR en différence première seront mal spécifiés et les VAR en niveaux ignoreraient des contraintes importantes sur les matrices de coefficients. Bien que ces contraintes puissent être satisfaites asymptotiquement, des gains d'efficacité et des améliorations des prévisions sont susceptibles de résulter de leur imposition. Des comparaisons de la performance de prévision des VECM par rapport aux VAR pour les systèmes cointégrés ont été rapportées dans des études telles que Engle et Yoo (1987) et LeSage (1990). Les résultats de ces études indiquent systématiquement qu'à court terme, l'utilisation des modèles VAR non restreints peut être bénéfique, mais que les VECM produisent des prévisions à long terme avec des erreurs plus faibles lorsque les variables utilisées dans les modèles satisfont aux tests statistiques de cointégration. Par la suite, Alm et Reinsel (1990), Reinsel et Alin (1992) et

ciens classiques qui distinguent dans leur modélisation une variable endogène et d'autres variables exogènes. Pour ces différentes raisons, SIMS a proposé une modélisation multivariée sans autres restrictions que le choix des variables sélectionnées et le nombre de lags p (nombre maximum d'influences du passé sur le présent). La méthode d'estimation du modèle VAR est la suivante : (JACQUES, 2001, p. 69)

- Spécification du modèle par la détermination du nombre de lags (p) par le critère d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SC) et l'étude de la stationnarité des variables ;
- Estimation avec les séries qui sont stationnaires, détermination du VAR optimal ;
- Validation du modèle :
 - a) Par la signification des coefficients.
 - b) L'analyse des résidus.

Le modèle autorégressif (VAR) comprend plusieurs séries temporelles et constitue un outil très utile pour la prévision. Il peut être considéré comme une extension du modèle auto-régressif. Le modèle VAR fait intervenir plusieurs variables indépendantes et comporte donc plus d'une équation. Chaque équation utilise comme variables explicatives des retards de toutes les variables et probablement une tendance déterministe. Les modèles de séries chronologiques pour le VAR sont généralement basés sur l'application du VAR à des séries stationnaires avec des différences premières par rapport aux séries originales et pour cette raison, il y a toujours une possibilité de perte d'informations sur la relation entre les séries intégrées.

Par conséquent, différencier les séries pour les rendre stationnaires est une solution, mais au prix d'ignorer les relations éventuellement importantes ("long terme") entre les niveaux. Une meilleure solution consiste à tester si les régressions en niveaux sont dignes de confiance ("cointégration"). L'approche habituelle consiste à utiliser la méthode de Johansen pour tester si la cointégration existe ou non. Si la réponse est "oui", alors un modèle vectoriel de correction des erreurs (VECM), qui combine niveaux et différences, peut être estimé à la place d'un VAR en niveaux.

Comme pour VAR, la procédure de VECM est la suivante :

Étape 1 : Si le test de stationnarité montre que les séries sont intégrées d'un même ordre, il y a alors risque de cointégration.

Étape 2 : Déterminer la longueur de décalage optimale pour le modèle. Pour ce faire, on commence par déterminer le nombre de retards p du modèle VAR(p) à l'aide des critères d'information (Akaike et Schwarz).

Étape 3 : Réaliser le test de cointégration de Johansen. La mise en place du test de Johansen permet de connaître le nombre de relations de cointégration.

Étape 4 : S'il n'y a pas de cointégration, estimez le modèle VAR non restreint ;

Étape 5 : Mais s'il y a cointégration, spécifiez alors le modèle VAR restreint (c'est-à-dire VECM).

Étape 6 : Estimation par la méthode du maximum de vraisemblance du modèle

Johansen (1988, 1991) ont proposé divers algorithmes pour l'estimation des vecteurs de cointégration dans les modèles VECM d'ordre complet, qui contiennent toutes les entrées non nulles dans les matrices de coefficients. Depuis le début des années 1990, une littérature abondante a utilisé les modèles VECM d'ordre complet pour analyser la dynamique à court terme et les relations de cointégration à long terme des séries chronologiques cointégrées.

VECM et validation des tests usuels : significativité des coefficients et vérification que les résidus sont des bruits blancs (test de Ljung-Box).

—Le test de causalité de Granger

a) Test de Granger

Granger a introduit en 1982 le concept de cointégration, qui désigne des séries intégrées pour lesquelles il existe une combinaison linéaire qui est stationnaire. Cela peut être interprété économiquement comme la présence d'un équilibre à long terme, la relation entre les variables étant stable. Le concept a suscité un grand intérêt avec le théorème de représentation de Granger, selon lequel les variables cointégrées peuvent être considérées comme un modèle VAR comprenant une variable représentant les déviations de l'équilibre à long terme.

La causalité suppose un examen de l'évolution de l'ensemble des variables, mais l'examen de la question est de savoir si le passé de certaines fournit des informations supplémentaires sur la valeur actuelle et future des autres.

Définition : Causalité au sens de Granger

x_t cause z_t au sens de Granger à la date t si le fait de tenir compte des informations passées de x_t améliore la prévision de z_t à tout horizon de temps $h \in N$. Mathématiquement :

$$E[z_t | z_{t-1}; z_{t-2}; \dots] \neq E[z_t | z_{t-1}; z_{t-2}; \dots; x_{t-1}; x_{t-2}; \dots]; t \in Z$$

Selon la représentation moyenne mobile canonique, on a :

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^{\infty} \Phi_i \mu_{t-i} = \mu + \Phi(B)\mu_t; t \in Z \text{ où } \Phi(0) = I_K \text{ et } B, \text{ est l'opérateur retard}$$

En partitionnant y_t , on obtient :

$$y_t = \begin{bmatrix} z_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix}, t \in Z \quad (2.20)$$

où $\mu_1 = E[z_t]$, $\mu_2 = E[x_t]$ et la matrice $\begin{bmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} \end{bmatrix}$ est la matrice $\Phi(L)$ partitionnée selon les sous-processus z_t et x_t et où μ_{1t} et μ_{2t} sont les vecteurs de bruits blancs correspondant aux sous-processus z_t et x_t .

"Granger propose une procédure séquentielle pour tester la causalité entre séries, laquelle procédure oblige de procéder avant tout par une série des tests préliminaires de cointégration, soit l'analyse de la stationnarité des séries. Le test de causalité au sens de Granger s'applique ainsi sur des séries stationnaires (stationnarisées). Si ces séries stationnaires sont en plus cointégrées, un vecteur à correction d'erreur/VECM

(ou modèle à correction d'erreurs/MCE) servira de modèle de base pour tester la causalité entre ces séries (Engle et Granger, 1987 ; Johansen (1988)), sinon un VAR en différences premières sera utilisé pour des séries I(1). Pour illustrer, considérons le modèle (4) ci-dessous pour tester la causalité entre deux séries « et » au sens de Granger (Kibala, 2018)" :

$$\begin{cases} \Delta H_t = \alpha_{01} + \sum_{i=0}^p \alpha_{1,i}^1 \Delta H_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{1,i}^2 \Delta M_{t-i} + \theta_1 E_{t-i} + \mu_{1,t} \\ \Delta M_t = \alpha_{01} + \sum_{i=0}^p \alpha_{1,i}^1 \Delta M_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{1,i}^2 \Delta H_{t-i} + \theta_1 E_{t-i} + \mu_{1,t} \end{cases}$$

Avec : θ_i $i = 1, 2$ coefficients de correction d'erreur ou paramètre d'ajustement à l'équilibre.

"Les tests de causalité au sens de Granger consisteront à vérifier les hypothèses nulles de non causalité suivantes (ces tests sont basés sur la statistique de Fisher) (Kibala, 2018)" : - **Test de causalité de Granger à court terme** :

- $H_0 = \alpha_{1,i}^1 = 0 (F_c < F_t, p - value F > 5\%) : M_t$ cause H_t à court terme
- $H_0 = \alpha_{2,i}^2 = 0 (F_c < F_t, p - value F > 5\%) : H_t$ cause M_t à court terme

- **Test de causalité de Granger à long terme** :

- $H_0 = \theta_1 = 0 (t_c < t_t, p - value > 5\%) : M_t$ cause H_t à long terme
- $H_0 = \theta_2 = 0 (t_c < t_t, p - value > 5\%) : M_t$ cause H_t à long terme

- **Test fort de causalité de Granger (à court et long terme)** :

- $H_0 = \alpha_{1,i}^1 = \theta_1 = 0 (F_c < F_t, p - value F > 5\%) : M_t$ cause H_t à court terme
 - $H_0 = \alpha_{2,i}^2 = \theta_1 = 0 (F_c < F_t, p - value F > 5\%) : M_t$ cause H_t à court terme
- F_c =Fisher calculé, F_t =Fisher tabulaire $t_c = t$ de Student calculé, $t_t = t$ de table de Student

b) Approche de Toda-Yamamoto

Selon (Kibala, 2018), "De nombreuses critiques des tests de causalité conventionnels (notamment le test de Granger) ont validé l'efficacité du test de causalité de Granger au sens de Toda et Yamamoto (1995). Il convient de noter que le test de Granger ne s'applique qu'à des séries stationnaires, donc des tests préparatoires de cointégration des séries ou d'examen de leur stationnarité sont nécessaires avant de valider une causalité probable entre elles. Cependant, les tests de stationnarité sont inefficaces sur les petits échantillons et ne sont pas toujours exempts de biais. Aussi, en transformant les séries par la différence première, dans un but de stationnarisation ou de cointégration, on obtient de bonnes propriétés statistiques tout en perdant de l'information sur le niveau de la série ; information sur le niveau qui ne doit pas être écartée car elle est utile pour expliquer la dynamique du modèle étudié (séries). Il s'ensuit que, sur de petits échantillons, le test de cointégration de Johansen est

sensible à certains paramètres de choix qui sont naturellement sujets à l'affaiblissement : le lag ou décalage (risque de sous-estimation d'un VAR) et la présence (ou absence) de tendance déterministe dans le VAR et/ou l'espace de cointégration (risque de perte de degré de liberté). Ces paramètres introduisent des erreurs, conduisant au rejet de l'hypothèse d'absence de cointégration (H_0) même lorsque celle-ci est correcte. Cette absence de résultats de cointégration, ainsi que la nature biaisée des tests unidirectionnels, réduisent l'efficacité du test de causalité de Granger (question aléatoire), ce qui a conduit Toda et Yamamoto (1995) à suggérer des procédures non séquentielles pour tester la causalité entre séries. Selon ces auteurs, les tests préliminaires de stationnarité et de cointégration (procédures séquentielles de Granger) sont sans importance pour l'économiste, qui doit se concentrer sur le test des contraintes théoriques (qui sécurisent l'information au niveau).

Ainsi, pour fonder un test de causalité, ces deux auteurs vont proposer d'estimer un VAR au niveau corrigé (sur-paramétré), en se basant sur l'hypothèse d'une éventuelle cointégration entre séries qu'ils incorporent au modèle sans pour autant l'étudier en tant que telle (explicitement). Toda et Yamamoto (1995) ont proposé la procédure suivante pour le test de causalité de Granger :

- Trouver l'ordre d'intégration maximale des séries sous études (d_{max}) en recourant aux tests de stationnarité ;
- Déterminer le lag ou décalage optimal du VAR en niveau sous étude (k) ou polynôme autorégressif (AR) en recourant aux critères d'information (AIC, SIC et HQ) ;
- Estimer un VAR en niveau augmenté d'ordre « $p = k + d_{max}$ ».

En ce qui concerne l'estimation du VAR à un niveau supérieur, le critère de stationnarité de la série déterminera combien de lag ou de retard il faut ajouter à la VAR. En effet, pour les séries stationnaires en niveau, aucun retard n'est ajouté à la VAR (procédure de test normale) ; néanmoins, pour les séries $I(1)$, un retard est ajouté à la VAR, et ainsi de suite.

A titre illustratif, si l'on veut tester la causalité entre deux séries « h_t et m_t » au sens de Toda et Yamamoto, l'on devra estimer le VAR augmenté comme suit :

$$\begin{cases} \Delta h_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^k \alpha_{1,i} h_{t-i} + \sum_{j=k}^{p=k+d_{max}} \alpha_{2,j} h_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{1,i} m_{t-i} + \sum_{j=k}^{p=k+d_{max}} \alpha_{2,j} m_{t-i} + \mu_{1,t} \\ \Delta m_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^k \beta_{1,i} m_{t-i} + \sum_{j=k}^{p=k+d_{max}} \beta_{2,j} m_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_{1,i} h_{t-i} + \sum_{j=k}^{p=k+d_{max}} \beta_{2,j} h_{t-i} + \mu_{2,t} \end{cases}$$

Le test de causalité sur un tel VAR augmenté ou volontairement sur-paramétré va consister à tester des restrictions sur les « k » premiers coefficients, les autres paramètres étant nuls (ils traduisent une cointégration probable entre séries dans le VAR). Ainsi, au sens de Toda et Yamamoto, les hypothèses de test sont (le test est basé sur la statistique W de Wald qui est distribuée suivant un χ^2 à n degré de liberté, n = nombre de restrictions; cette statistique est indépendante de l'ordre d'intégration des séries et leur cointégration) :

$$H_0 = a_{1,i} = 0 (\chi_c^2 < \chi_t^2, p - value \chi^2 > 5\%): m_t \text{ cause } h_t \text{ à court terme}$$

$H_0 = b_{1,i} = 0 (\chi_c^2 < \chi_{t,p}^2, p - \text{value } \chi^2 > 5\%) : m_t \text{ cause } h_t \text{ à court terme}$

L'on veillera à ce que l'ordre d'intégration maximale ne dépasse pas le lag optimal « d_{max} » du polynôme AR du VAR pour appliquer ce test¹.

—**Validation d'un modèle VAR ou VECM**

Bruit blanc : Un processus de bruit blanc est une suite de variables aléatoires (X_t) indépendantes, d'espérance et de variance constantes ; si l'espérance est nulle, le bruit blanc est centré et si les variables aléatoires sont gaussiennes, le bruit blanc est gaussien. Pour valider un modèle VAR ou VECM , il est important de suivre quelques étapes de vérification :

Étape 1 : Tester la significativité des coefficients (en utilisant le test de Student).

Étape 2 : Tester l'auto-corrélation des erreurs (en utilisant le test de VAR résiduel serial corrélation LM Test).

Étape 3 : Tester l'hétéroscédasticité des erreurs (en utilisant le test de White). Si l'on retrouve une étape non vérifiée, nous rejetons le modèle et par conséquent le modèle n'est pas validé.

RÉSULTATS EMPIRIQUES

L'on notera que nous nous sommes servi du Logiciel Eviews 10 pour l'étude de la stationnarité des séries, ainsi que le test de cointégration, le test de causalité et les estimations. Ce logiciel, adapté pour les analyses économétriques, dans sa version 10 pour : le test de cointégration de Granger, le test de causalité de Pesaran, etc.

3.1 Statistique descriptive

Les principales variables de l'étude sont des séries annuelles, allant de 1980 à 2020 telles que présentées dans le tableau 3.1.

3.1.1 Caractéristiques descriptives

Tableau 3.1 : Variables utilisées

	PIB/HAB	D	INFL	TI	M1
Moyen	29856.55	79.21310	3.081435	7.278728	45.65534
Median	23822.06	81.21800	2.148760	6.083333	29.30000
Maximum	52669.09	117.8420	12.47161	19.29167	161.3000
Minimum	11170.56	44.59500	0.165563	2.395833	5.891000
Std. Dev.	13794.45	15.20311	2.682738	4.264477	40.66897
Skewness	0.338368	-0.189447	2.050476	0.911730	1.158805
Kurtosis	1.572876	3.203372	6.993877	3.126822	3.358723
Jarque-Bera	4.261698	0.315906	55.98014	5.290064	9.395827
Probabilité	0.118736	0.853890	0.000000	0.071003	0.009114

Source : auteur (nos calculs sur Eviews 10)

Les statistiques descriptives des données réunissent l'ensemble (moyenne, médiane, valeur minimale, valeur maximale et écart-type) et nous permettent d'avoir une idée sur le niveau du risque et l'évolution des données au fil du temps. Donc, les coefficients « Skewness », « Kurtosis » et la statistique du test de « Jarque-Bera » nous permettent de tester la normalité des séries étudiées. Le tableau que nous exposons ci-dessus est une représentation des statistiques descriptives des variables étudiées.

Il ressort du tableau ci-haut que l'une des variables les plus volatiles est la dette, et le PIBH l'est moins au regard de l'écart-type (std. Dev). Aussi, l'on note que la dette et le PIB par habitant et le taux d'intérêt sont normalement distribués (Prob. Jarque-Bera > 5%) alors que le niveau des prix et la masse monétaire ne le sont pas. Dans ce cas, une modélisation hétéroscédastique serait privilégiée en présence d'effets ARCH.

3.1.2 Graphique des variables

Sur les figures 3.1, 3.2, 3.3, 3.4 et 3.5, nous avons présenté les évolutions des variables : le Produit intérieur brut Par habitant (PIB/HAB), le taux d'inflation (INFL), le taux d'intérêt (I), l'agrégat monétaire (M1) et la dette publique (D). Concernant l'évolution de ces variables, les graphiques ci-dessous nous permettent d'observer le comportement de ces dernières au niveau tout au long de la période d'étude pour le Canada (1980-2020).

Figure 3.1 : Évolution de la variable: Produit intérieur brut Par habitant (PIB/HAB).

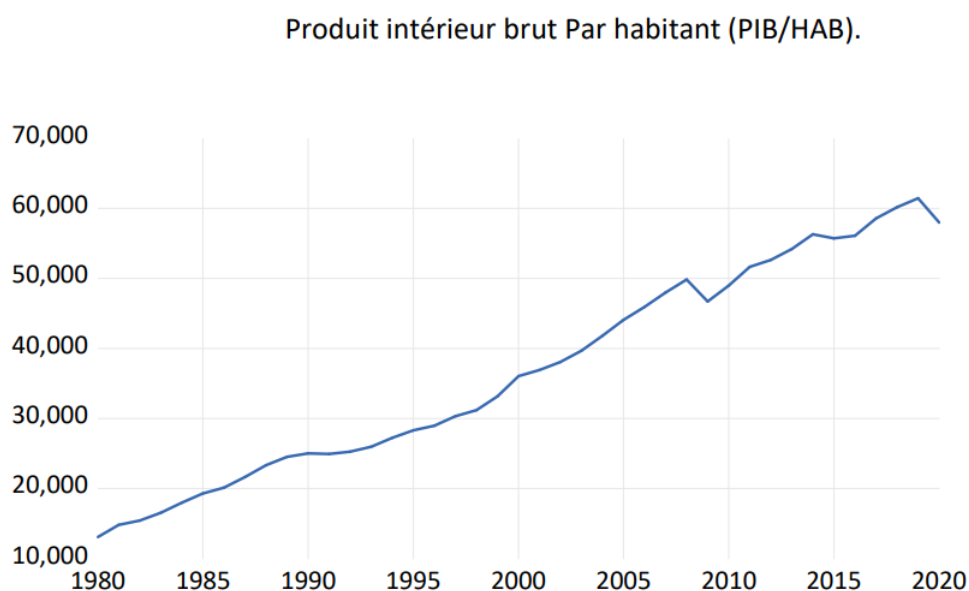


Figure 3.2 : Évolution de la variable: Dette publique (D).

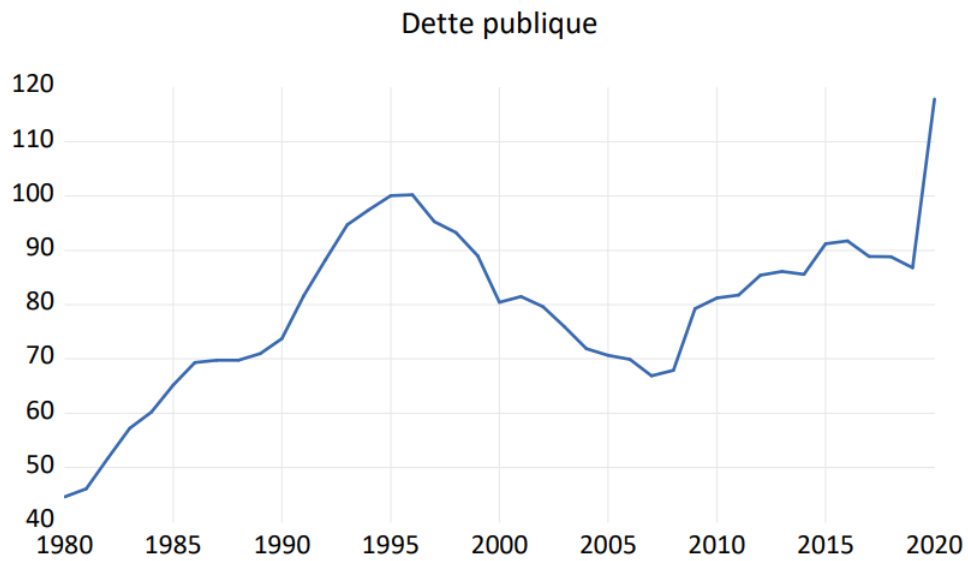


Figure 3.3 : Évolution de la variable: Taux d'inflation (INFL).

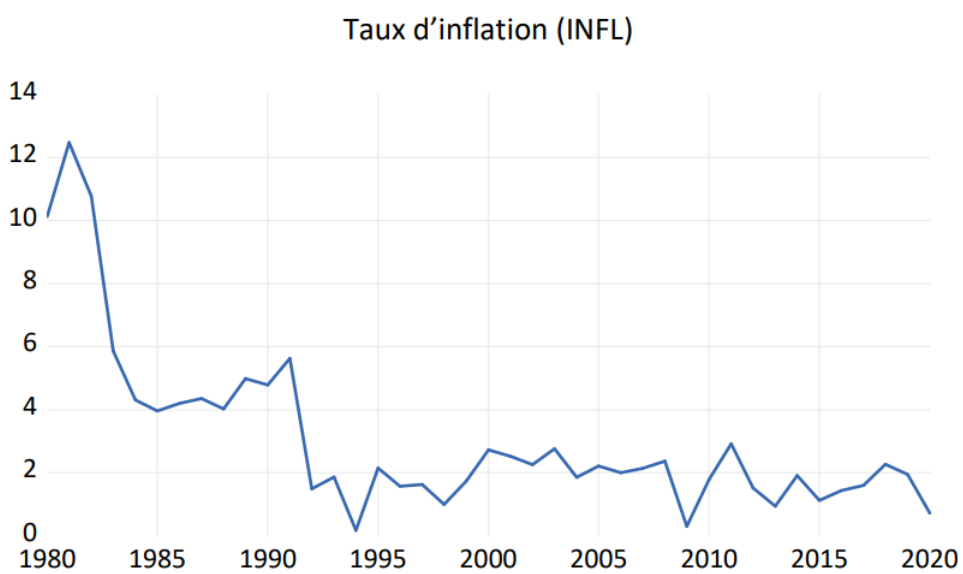


Figure 3.4 : Évolution de la variable: Taux d'intérêt (I).

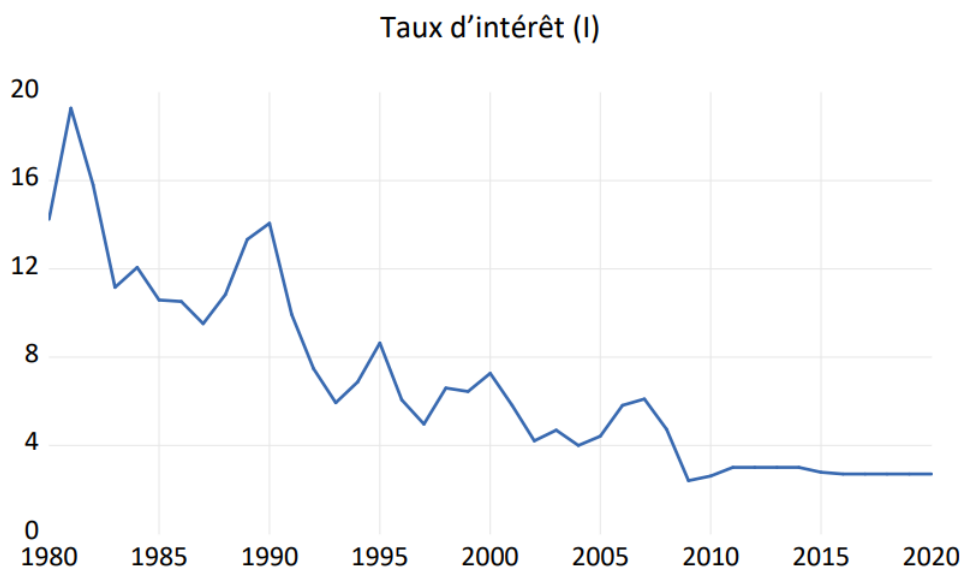
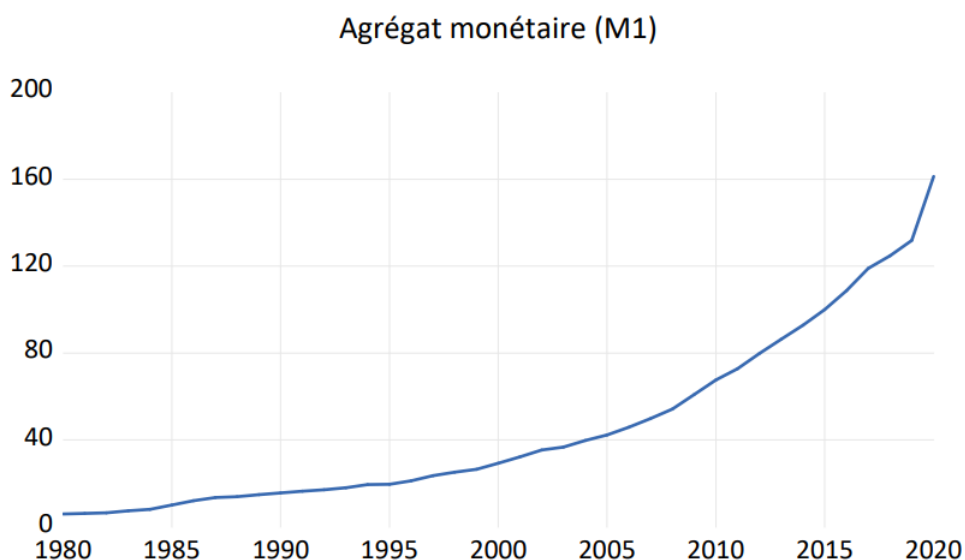


Figure 3.5 : Évolution de la variable: Agrégat monétaire (M1).



La lecture des Figures 3.1, 3.2, 3.3, 3.4 et 3.5 ci-dessus témoigne d'une certaine instabilité globale des variables sous étude dans le temps (présomption de la non stationnarité en moyenne). Pour certaines variables, on constate une évolution non stable (Produit intérieur brut Par habitant (PIB/HAB), l'agrégat monétaire (M1) et la dette publique (D)), tandis que pour les variables : le taux d'intérêt (I) le taux d'inflation (INFL), nous constatons une baisse non stable durant la période d'étude. En bref et après cette première vue sur les séries brutes on peut dire que ces dernières ne sont pas stationnaires en niveau. Il convient donc de s'assurer de cette hypothèse à travers la

mise en œuvre des différents tests de racine unitaire, mais avant tout il s'avère opportun d'insérer une analyse descriptive des séries à travers l'analyse de leurs statistiques descriptives.

Pour ce qui est de l'impact de la dette sur le niveau des prix, la Figure 4.1 en annexe A montre qu'il est négatif. Ce constat, informel jusqu'ici, va dans le sens de la théorie.

3.2 Stationnarité des séries

Dickey et Fuller (1979, 1981) ont introduit l'idée d'une racine unitaire et ont proposé une procédure standard de test de racine unitaire, connue sous le nom de test ADF (Augmented Dickey-Fuller) de racine unitaire. Cependant, le test de racine unitaire est devenu populaire en économie, en particulier parmi les macro-économistes, après la publication de l'article fondateur de Nelson et Plosser (1982). Nelson et Plosser ont employé la méthodologie de la racine unitaire sur 14 séries chronologiques macroéconomiques américaines et ils ont pu rejeter l'hypothèse nulle d'une racine unitaire pour une seule série chronologique, à savoir le taux de chômage.

En outre, Nelson et Plosser ont conclu que de nombreuses séries macroéconomiques sont non stationnaires. Cela implique que de nombreuses séries macroéconomiques présentent un comportement tendanciel ou une moyenne non stationnaire. Il existe de nombreux autres tests de racine unitaire, autres que le test ADF, disponibles dans la littérature. Par exemple, les tests de racine unitaire de Phillips-Perron (1988) (PP), et de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) (KPSS) (également connus sous le nom de tests traditionnels de racine unitaire) ; les tests introduits par Elliot-Rothenberg-Stock (1996) (ERS) et Ng-Perron (2001) (également connus sous le nom de tests efficaces de racine unitaire). Nous utilisons tous ces tests sur les séries de données.

Une série chronologique sur laquelle la valeur moyenne et/ou la valeur de la variance varient au cours de la période est appelée non-stationnaire; ce caractère non-stationnaire (du genre déterministe ou stochastique), si jamais il n'est pas réglé (stationnarisation), risque de provoquer des régressions " fausses". Différents tests aident à valider le comportement stationnaire ou non stationnaire (présence d'une racine unitaire) d'une série. Parmi tous ces tests, trois tests sont aisément applicables et communément employés. Effectivement, le test ADF est performant en présence d'autocorrélation des erreurs, le test PP est adapté en cas d'hétéroscédasticité, et le test AZ est employé dans le cas d'une série qui montre une rupture de régime identifiée de façon endogène. Nous avons appliqué dans cette recherche les tests ADF et AZ, les sorties sont présentées ci-dessous (les calculs statistiques concernent le test t de Student) :

Tableau 3.2 : Tests de stationnarité des séries

Variables	Niveau			Différence première			Constat
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
INFL	-2.80	-3.72	0.63*	-6.83***	-6.80***	0.27***	I (1)
D	-1.08	-1.24	0.35	-2.60*	-2.59*	0.17***	I (1)
PIB/HAB	-0.97	-1.00	0.71***	-4.48***	-4.43***		I (1)
TI	-1.57	-1.37	0.81	-4.69***	-7.18***	0.50***	I (1)
M1	7.11	10.50	0.72	2.22	2.79	0.80***	I (1)

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10) (.) : Probabilités ; *** : stationnaire à 1% ; ** : stationnaire à 5%.

L'étude de la stationnarité des variables et des éventuelles relations de cointégration est une étape indispensable dans la mesure où elle conditionne la dynamique du système en fonction du degré de persistance.

Selon les résultats de ces tests (les résultats pour chaque variable sont synthétisés dans le Tableau 3.2), nous pouvons conclure que les séries suivantes : le Produit intérieur brut Par habitant (PIB/HAB), le taux d'inflation (INFL), le taux d'intérêt (I), l'agrégat monétaire (M1) et la dette publique (D) sont non-stationnaires.

Le caractère non-stationnaire des séries utilisées incite à rechercher la présence d'une ou plusieurs combinaisons linéaires stationnaires entre ces variables.

En effet, l'étude des séries en différence première permet de s'assurer du caractère stationnaire des séries différenciées.

L'on note également que toutes les variables sont intégrées d'ordre 1, ce qui rend intéressant le test de cointégration de Engle et Granger (cas multivarié) ou celui de Johansen.

3.3 Estimation VAR et la cointégration

Les conclusions de Nelson-Plosser (1982) selon lesquelles de nombreuses séries chronologiques macroéconomiques peuvent contenir une racine unitaire ont stimulé le développement de la théorie de l'analyse des séries chronologiques non stationnaires. Engle et Granger (1987) ont souligné qu'une combinaison linéaire de deux ou plusieurs séries non stationnaires peut être stationnaire. Si une telle combinaison linéaire stationnaire existe, on dit que les séries temporelles non stationnaires sont cointégrées.

La combinaison linéaire stationnaire est appelée "équation de cointégration" et peut être interprétée comme une relation d'équilibre à long terme entre les variables.

L'objectif du test de cointégration est de déterminer si des groupes de séries non stationnaires sont cointégrés ou non. Nous mettons en œuvre des tests de cointégration basés sur un VAR en utilisant la méthodologie développée par Johansen (1988, 1995a).

3.3.1 Estimation VAR et nombre de retard optimal

Après l'estimation de modèle VAR (annexe B- Figure 4.26 : Résultats de l'estimation VAR), nous avons estimé le nombre de retards optimal, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec le moins de paramètres. Ci-dessous, nous présentons les résultats d'estimation du modèle. Dans notre cas, nous avons choisi le critère d'information de Schwarz (SIC) pour sélectionner le modèle à déployer.

Tableau 3.3 : Résultats du nombre de retard optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-798.4769	NA	5.01e+12	43.43118	43.64887	43.50793
1	-568.4298	385.4843	78030972	32.34756	33.65371*	32.80804*
2	-547.8367	28.94165	1.07e+08	32.58577	34.98038	33.42998
3	-504.4976	49.19578*	49111436*	31.59446	35.07753	32.82241
4	-478.3919	22.57792	73214699	31.53470*	36.10622	33.14637

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10)

D'après les résultats de ce tableau ci-dessus, nous constatons que le modèle approprié sera avec 4 retards.

3.3.2 Test de cointégration de Johansen

La découverte à l'effet que de nombreuses séries chronologiques macroéconomiques peuvent contenir une racine unitaire a stimulé le développement de la théorie de l'analyse des séries chronologiques non stationnaires. Engle et Granger (1987) ont souligné qu'une combinaison linéaire de deux ou plusieurs séries non stationnaires peut être stationnaire. Si une telle combinaison linéaire stationnaire existe, on dit que les séries temporelles non stationnaires sont cointégrées. La combinaison linéaire stationnaire est appelée équation de cointégration et peut être interprétée comme une relation d'équilibre à long terme entre les variables. Donc, le test de cointégration permet de vérifier les relations d'équilibre à long terme qui existent entre les variables. La présence d'une relation d'équilibre entre ces variables est testée formellement à l'aide de procédures statistiques, dont les plus utilisées sont celles d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991).

En ce qui concerne notre premier point, le fait que toutes les variables soient intégrées du même ordre devrait être une inspiration suffisante (du point de vue de l'économétrie) pour justifier le test de Johansen. Toutefois, il est d'usage dans la recherche de le valider par d'autres tests de racine unitaire comme les tests KPSS, DF-GLS et PP. Les résultats précédents montrent que toutes les variables sont intégrées à l'ordre 1. Pour cela, il y a donc risque de cointégration qui devra être confirmé ou infirmé par le test de Cointégration de JOHANSEN. La cointégration permet d'identifier clairement la relation

véritable entre les variables. Avant d'estimer l'équation du modèle, nous devons nous assurer que nos séries sont cointégrées, c'est-à-dire les variables du modèle convergent vers un équilibre à long terme. Le test de JOHANSEN se compose de deux tests partiels : le test de la trace et le test de la Valeur propre maximale.

D'après ce que nous observons sur l'ensemble des résultats, nous avons rejeté l'hypothèse nulle d'absence de cointégration et établi la présence de 4 équations de cointégration sur la base de la statistique de la trace et de la valeur propre maximale (comme le montre le tableau suivant).

Tableau 3.4 : Résultats du test de cointégration de Johansen

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.677528	115.5810	69.81889	0.0000
At most 1 *	0.614940	74.83846	47.85613	0.0000
At most 2 *	0.497228	40.48167	29.79707	0.0020
At most 3 *	0.348192	15.72741	15.49471	0.0461
At most 4	0.008827	0.319198	3.841465	0.5721

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10)

D'après le tableau 3.4, nous voyons que les cinq variables sont cointégrées, c'est-à-dire qu'elles ont une relation de cointégration à long terme. Par conséquent, l'hypothèse nulle de non cointégration est rejetée car le test de trace indique 4 équations de cointégration. De plus, l'existence d'une relation de cointégration justifie l'adoption d'un modèle de correction d'erreurs Engle et Granger (1987). L'étape suivante consiste à estimer un VECM avec 4 équations de cointégration.

3.4 Estimation du modèle vectoriel de correction d'erreurs (VECM)

Nous avons opté dans notre étude pour le modèle VECM¹. C'est un modèle statistique qui permet de capturer les interdépendances entre plusieurs séries temporelles. Dans un modèle VECM, les variables sont traitées symétriquement de manière à ce que chacune d'entre elles soit expliquée par ses propres valeurs passées et par les valeurs passées des autres variables.

Un modèle à correction d'erreurs (VECM) appartient à une catégorie de modèles de séries chronologiques multiples les plus couramment utilisés pour

¹Un modèle vectoriel de correction d'erreurs (VECM) est un VAR restreint conçu pour être utilisé avec des séries non stationnaires dont on sait qu'elles sont cointégrées. Les relations de cointégration sont intégrées à la spécification du VECM de sorte que le comportement à long terme des variables endogènes converge vers leurs relations de cointégration tout en permettant une dynamique d'ajustement à court terme.

les données où les variables sous-jacentes ont une tendance stochastique commune à long terme, également connue sous le nom de cointégration. Le modèle VECM est une approche théorique utile pour estimer les effets à court et à long terme d'une série chronologique sur une autre. Le terme "correction d'erreur" se rapporte au fait que l'écart de la dernière période par rapport à un équilibre à long terme, l'erreur influence sa dynamique à court terme. Ainsi, les VECM estiment directement la vitesse à laquelle une variable dépendante revient à l'équilibre après un changement dans d'autres variables.

En termes économétriques, l'avantage fondamental de la modélisation VECM par rapport à la modélisation VAR est qu'elle permet de séparer les équations à court terme et à long terme. Il est possible que de nombreuses variables présentent des tendances opposées à court terme, mais la cointégration veut qu'elles finissent toutes par converger. En d'autres termes, les taux et les directions de changement de ces variables sont identiques dans le temps.

La cointégration entre les séries indique des relations de causalité confirmées à long terme, mais elle ne donne pas la direction de la causalité. Par conséquent, le modèle vectoriel à correction d'erreurs (VCEM) est utilisé pour examiner la causalité à court terme, ainsi que la causalité de Granger à long terme. Le VECM est un modèle qui modélise les ajustements menant à un état d'équilibre à long terme. C'est un modèle qui intègre le temps, l'évolution du court et du long terme. Ainsi, l'utilisation du modèle à correction d'erreurs permet de mettre en évidence la relation de cointégration commune (tendance commune) et de déduire les interactions entre les variables.

La lecture du VECM se fera en deux étapes, dans la première on cherche à analyser la partie du long terme (la partie qui est en haut) dont l'objectif est de déterminer les variables qui sont significatives à long terme. On doit aussi avoir le terme d'erreur négatif et significatif. Dans la deuxième partie, on cherche la significativité des variables à court terme.

A– Coefficients de Long terme (LT)

Le tableau 3.5 ci-dessous nous fournit les coefficients ou effets marginaux de long terme estimés. L'effet de la dette sur le niveau des prix est significatif et négatif à long terme et se montre moins que proportionnel : un accroissement de la dette de 1% diminuerait l'IPC de 0.066987 à LT. De même, le PIB/HAB et le taux d'intérêt du Canada exercent un effet négatif sur le niveau des prix au Canada. L'agrégat monétaire (M1) quant à lui exerce des effets positifs à long terme, mais l'effet de l'agrégat monétaire (M1) n'est pas significatif.

Tableau 3.5 : Estimation du modèle : équation à long terme

Cointegrating Eq:	CointEq1
INFL(-1)	1.000000
D01(-1)	0.066987
	(0.02057)
	[3.25659]
GPD(-1)	0.000194
	(5.7E-05)
	[3.42051]
I(-1)	0.094291
	(0.13326)
	[0.70758]
M1(-1)	-0.039725
	(0.01806)
	[-2.19978]
C	-14.32071

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10)

Pour qu'il y ait un retour vers l'équilibre (caractéristique des modèles à correction d'erreurs), il faut que le terme de force de rappel ECT soit négatif et significatif. Cette condition est respectée = -0.616928 (Figure 4.31 : Estimation du modèle : équation à long terme et court terme, dans l'annexe B) et le coefficient est significatif avec une probabilité de 0,0000 (Figure 4.33 : Estimation du modèle et la significativité des équations à court terme et à long terme, dans l'annexe B). Donc, toutes les valeurs statistiques des coefficients sont supérieures à la statistique de Student (1,96) sauf celle du taux d'intérêt, ce qui montre que :

- La variable INFL est caractérisée par le retour vers la cible de long terme (vers l'équilibre).
- L'inflation est causée à long terme par les déterminants estimés dans ce modèle.

On constate que :

- l'inflation dépend négativement de la variable dette à long terme. L'augmentation de 1% de dette engendre une diminution de 0.06698% de l'inflation à long terme.
- l'inflation dépend négativement de la variable PIB/Habitant à long terme. L'augmentation de 1% de PIB/Habitant engendre une diminution de 0.000194% de l'inflation à long terme.
- l'inflation dépend négativement de la variable masse monétaire (M1) à long terme. L'augmentation de 1% de la masse monétaire (M1) engendre une diminution de 0.094291% de l'inflation à long terme.

- l'inflation dépend positivement de la variable taux d'intérêt à long terme. L'augmentation de 1% du taux d'intérêt engendre une augmentation de 0.094291% de l'inflation à long terme.

B– Coefficients de court terme (CT)

Comme on peut le constater sur le tableau 3.6 ci-dessous, les coefficients estimés sont statistiquement significatifs, ils sont négatifs et sont compris entre zéro et 1 en valeur absolue, ce qui garantit un mécanisme de correction d'erreurs, et donc l'existence d'une relation de court terme (cointégration) entre variables. Aussi, l'on note ce qui suit :

La dette publique exerce un effet positif (mais non significatif) sur le niveau des prix à court terme, lequel effet est moins que proportionnel : un accroissement de la dette publique de 1% du PIB augmenterait l'IPC de 0.018183 à CT.

De même la quantité de monnaie en circulation a un effet positif à court terme sur le niveau des prix au Canada. Le taux d'intérêt a aussi un effet positif à court terme sur le niveau des prix au Canada

Tableau 3.6 : Résultats d'estimation des coefficients de CT/ Variable dépendante : D(INFL)

Variable dépendante : D(INFL)	
Variables	Coefficients
CointEq1	-0.698698*** [-7.43855]
D(INFL(-1))	-0.177811 [-1.59409]
D(D(-1))	0.018183 [0.45718]
D(PIB/HAB(-1))	6.61E-05 [1.14732]
D(M1(-1))	0.228863*** [4.41550]
D(TI(-1))	0.377615*** [4.74732]
Contante	-0.958513*** [-4.29285]

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10)

3.4.1 Corrélation et Causalité entre variables

Corrélation entre variables

La matrice de corrélation simple entre variables ci-dessous (Tableau 3.7) montre un lien élevé entre la variable dépendante (INFL) et les variables explicatives; le degré d'association dépassant en général 0.50 sur la première colonne. L'on note par contre une probable multicollinéarité entre dette, l'investissement, les productions et les taux d'intérêts.

Tableau 3.7 : Matrice de corrélation simple entre variables

	INFL	TI	M1	PIB/HAB	D
INFL	1	0.8650	-0.5109	-0.5469	-0.6725
TI	0.8650	1	-0.7580	-0.7786	-0.8667
M1	-0.5109	-0.7580	1	0.8996	0.9635
PIB/HAB	-0.5469	-0.7786	0.89961	1	0.9030
D	-0.6725	-0.8667	0.9635	0.9030	1

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10)

Causalité entre variables

La relation à long terme entre les différentes variables dans le cadre de ce travail suggère l'existence de causalité entre ces variables dans au moins une direction. Dans ce cas, l'on recourt au test de causalité au sens de Toda-Yamamoto (1995) qui est basé sur la statistique « W » de Wald, celle-ci est distribuée suivant un khi-deux. L'hypothèse nulle stipule l'absence de causalité entre variables (probabilité $\chi^2 > 5\%$).

Si les variables sont cointégrées, la méthode la plus répandue pour le test de causalité de Granger, selon Mehrara (2007), est basée sur le modèle vectoriel de correction des erreurs VECM. En faisant la distinction entre une relation à long terme et une relation à court terme entre les variables, le VECM évite les inconvénients des modèles basés sur le VAR. La cointégration, en théorie, implique l'existence d'une causalité entre les variables mais n'indique pas la direction de la relation causale. La Figure 4.34 (Test de causalité de GRANGE) indique des valeurs de p du test de non causalité entre les différentes variables. Ceci conduit au non-rejet de l'hypothèse de non-causalité entre deux variables si ces valeurs sont supérieures à 5%. Dans ce cas, le résultat reflète la présence d'une causalité entre les variables étudiées.

Tableau 3.8 : Test de causalité : approche de toda-Yamamoto

k	d_{max}	Variables causales	Variables dépendantes (probabilité)				
			INFL	D	M1	PIB/HAB	TI
4	1	INFL	-	0.523168	2.781.586	0.321287	2.123.456
				(0.7698)	(0.2489)	(0.8516)	(0.3459)
		D	0.719335	-	4.088.767	4.826887*	0.835694
			(0.6979)		(0.1295)	(0.0895)	(0.6585)
		M1	11.20393 ***	1.530.057	-	2.160.917	0.822773
			(0.0037)	(0.4653)		(0.3394)	(0.6627)
		PIB/HAB	3.409.455	7.482490**	0.945749	-	3.759.855
			(0.1818)	(0.0237)	(0.6232)		(0.1526)
		TI	33.96423***	4.061.574	1.322.057	5.258316*	-
			(0.0000)	(0.1312)	(0.5163)	(0.0721)	

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10)

(.): Probabilités (p-value) ; *** : significatif à 1% ; ** : significatif à 5% ; * : significatif à 10% ; et valeurs= statistiques de Fisher

k : lag optimal du VAR à niveau (SIC);

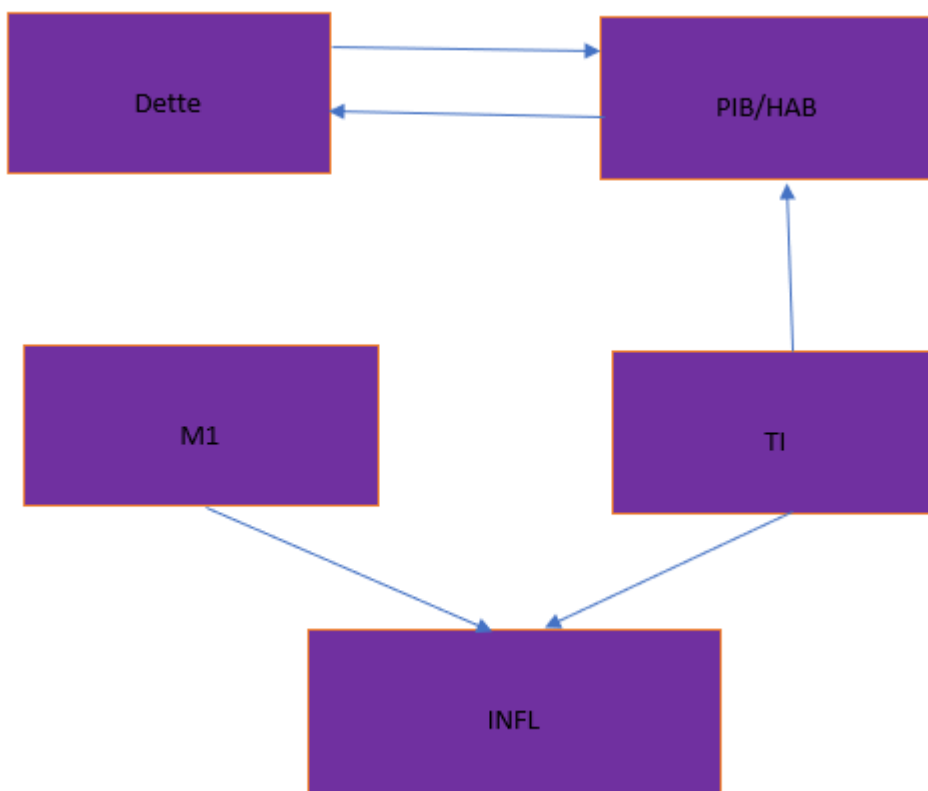
d_{max} : ordre maximal d'intégration des variables.

De ce tableau, nous déduisons les causalités suivantes au sens de Toda-Yamamoto :

- Une causalité bidirectionnelle entre la dette et le PIB par habitant.
- Des causalités unidirectionnelles :
 - l'agrégat monétaire (M1) et le taux d'intérêt causent l'inflation ;
 - le PIB par habitant cause la dette ;
 - la dette cause le PIB par habitant ;
 - le taux d'intérêt cause le PIB/HAB.

Le schéma suivant résume les liens de causalité trouvés entre variables :

Figure 3.6 : Liens de causalité trouvés entre variables



Note : $X \rightarrow Y$ signifie que X cause Y.

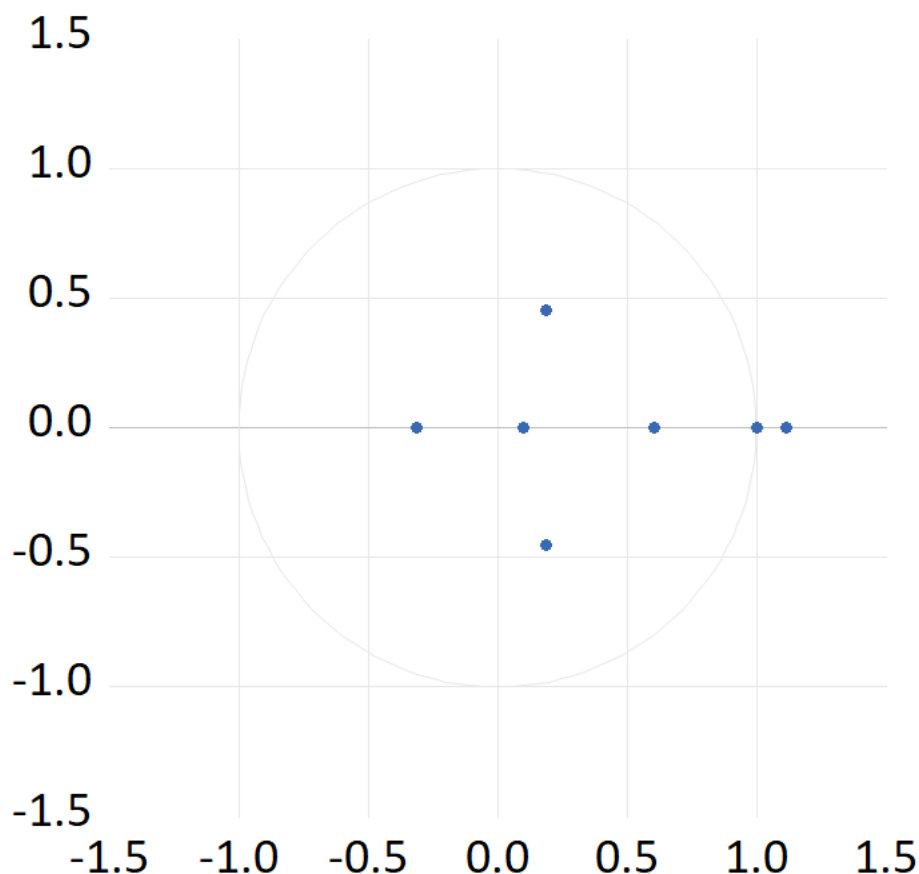
3.4.2 La validation du modèle VECM

Test AR pour la stabilité du modèle

L'une des caractéristiques des séries temporelles stationnaires est la stabilité de la fonction d'auto-covariance. Autrement dit, cette dernière ne dépend que de l'écart séparant deux dates et non des dates elles-mêmes. Pour confirmer cette stabilité, il suffit que les racines du polynôme de retard soit à l'extérieur du cercle unité. Ce qui est équivalent à ce que l'inverse de ces mêmes racines soit à l'intérieur du cercle unité. Cette hypothèse a été validée à partir de l'examen du graphique ci-dessous :

Figure 3.7 : Représentation graphique de l'inverse des racines du polynôme caractéristique.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10)

Les inverses des racines du polynôme caractéristique associé à notre modèle VECM(1) sont toutes à l'intérieur du cercle unité (inférieures à 1 en module) sauf une seule. Par conséquent, la stabilité du modèle est assurée.

Autocorrélation des résidus : Test LM

La non-autocorrélation des résidus est essentielle à la modélisation VECM. Elle permet de valider le choix du nombre de variables retardées à inclure dans le modèle pour assurer la blancheur des résidus.

Figure 3.8 : Test d'autocorrélation du Multiplicateur de Lagrange

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 08/31/22 Time: 03:49
Sample: 1980 2020
Included observations: 39

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	26.08646	25	0.4030	1.055205	(25, 86.9)	0.4103
2	33.99342	25	0.1080	1.434311	(25, 86.9)	0.1125
3	26.32779	25	0.3903	1.066331	(25, 86.9)	0.3976
4	19.91204	25	0.7514	0.779629	(25, 86.9)	0.7562
5	13.00472	25	0.9764	0.491148	(25, 86.9)	0.9771
6	19.79857	25	0.7573	0.774724	(25, 86.9)	0.7620
7	32.75484	25	0.1373	1.372897	(25, 86.9)	0.1424
8	23.46683	25	0.5503	0.936172	(25, 86.9)	0.5572

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10)

L'hypothèse nulle du test est l'absence d'autocorrélation entre les résidus. Pour notre modèle, le présent test affiche des p-value supérieures à 5% pour l'ensemble des retards allant de 1 à 8. Ceci indique l'absence d'autocorrélation entre les résidus.

Test de normalité

L'hypothèse nulle du test est la normalité des erreurs.

Figure 3.9 : Test de normalité de Jarque-Bera

Component	Jarque-B...	df	Prob.
1	0.440530	2	0.8023
2	0.693690	2	0.7069
3	0.839796	2	0.6571
4	1.702605	2	0.4269
5	0.040513	2	0.9799
Joint	3.717134	10	0.9592

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10)

Nous remarquons que toutes les probabilités du test de Jarque-Bera sont supérieures à 0.05 pour l'ensemble des variables. Donc l'hypothèse de normalité est acceptée.

Test d'hétéroscédasticité

On parle d'homoscédasticité lorsque la variance des erreurs stochastiques de la régression est la même pour chaque observation i (de 1 à n observations). La notion d'homoscédasticité s'oppose à celle d'hétéroscédasticité, qui correspond au cas où la variance de l'erreur des variables est différente. L'hypothèse nulle du test est l'homoscédasticité.

Figure 3.10 : Test d'hétéroscédasticité du modèle

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Date: 08/31/22 Time: 04:01

Sample: 1980 2020

Included observations: 39

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
178.7784	180	0.5117			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,26)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.088441	0.210213	0.9965	3.449194	0.9915
res2*res2	0.149770	0.381663	0.9584	5.841022	0.9239
res3*res3	0.151863	0.387953	0.9558	5.922666	0.9199
res4*res4	0.148252	0.377123	0.9602	5.781843	0.9267
res5*res5	0.580229	2.994872	0.0093	22.62891	0.0310
res2*res1	0.187344	0.499490	0.8961	7.306435	0.8367
res3*res1	0.125891	0.312048	0.9808	4.909749	0.9609
res3*res2	0.143795	0.363881	0.9651	5.608017	0.9345
res4*res1	0.096201	0.230623	0.9947	3.751856	0.9875
res4*res2	0.139840	0.352246	0.9692	5.453773	0.9411
res4*res3	0.143238	0.362234	0.9657	5.586266	0.9355
res5*res1	0.158571	0.408316	0.9469	6.184250	0.9065
res5*res2	0.148549	0.378009	0.9598	5.793405	0.9261
res5*res3	0.209679	0.574836	0.8422	8.177483	0.7711
res5*res4	0.366753	1.254852	0.3013	14.30337	0.2818

Source : auteur (nos estimations sur Eviews 10)

Ce test indique qu'au niveau de 5%, l'hypothèse H_0 d'homoscédasticité des résidus est acceptée.

CHAPITRE 4

Conclusion

Dans ce travail, nous avons étudié la théorie fiscale du niveau des prix, d'abord théoriquement et ensuite, nous avons produit une évidence empirique sur l'impact de la dette Publique sur le niveau des prix à travers un modèle VECM sur les données canadiennes. De ce fait, nous avons mis en exergue les effets à long et court termes entre nos variables retenues à travers la cointégration de Johansen et le modèle à correction d'erreur. Nous avons également fait une analyse de la causalité de Toda-Yamamoto en raison de la non stationnarité des variables.

De notre étude, on peut noter une causalité bidirectionnelle entre la dette et le PIB par habitant. On peut aussi noter des causalités unidirectionnelles : la masse monétaire M1 et le taux d'intérêt causent l'inflation; le PIB par habitant cause la dette; la dette cause le PIB par habitant; le taux d'intérêt cause le PIB/HAB.

De la relation de court terme entre variables, on peut noter que la dette publique exerce un effet positif (mais non significatif) sur le niveau des prix à court terme, lequel effet est moins que proportionnel : un accroissement de la dette publique de 1% du PIB augmenterait l'IPC de 0.018183 à CT. De même, la quantité de monnaie en circulation a un effet positif à court terme sur le niveau des prix au Canada, de même que le taux d'intérêt.

Contrairement au court terme, l'effet de la dette sur le niveau des prix est significatif et négatif à long terme et se montre moins que proportionnel : un accroissement de la dette de 1% du PIB diminuerait l'IPC de 0.066987 à long terme. De même, le PIB/HAB du Canada exerce un effet négatif sur le niveau des prix au Canada. La masse monétaire quant à elle exerce des effets positifs à long terme, mais l'effet de la masse monétaire n'est pas significatif, Tandis que le taux d'intérêt exerce des effets négatifs à long terme.

Ces résultats ne remettent pas totalement en cause les enseignements de la théorie budgétaire au niveau général des prix ainsi que la théorie keynésienne. En outre, le fait que la variation de l'inflation soit en grande partie expli-

quée par la masse monétaire suggère que la politique monétaire est effective dans l'économie canadienne en termes de maîtrise de l'inflation, mais cette maîtrise semble très faiblement influencée à court terme par la politique d'endettement.

Le niveau de la dette publique du Canada est donc de nature à inquiéter les autorités étant donné l'influence majeure à long terme de celle-ci sur l'économie. De plus, l'impact négatif à long terme devrait pouvoir rassurer quant à l'efficacité de la politique d'endettement. Donc, la dynamique de la dette ne peut pas encore s'avérer inquiétante dans le sens où elle affecterait l'économie positivement et ce, dans le long terme. Toutefois, les autorités devraient faire moins attention à une accumulation de la dette et à la vitesse d'endettement du fait de son incidence mineure immédiate sur l'économie et du fait de réduire l'inflation à long terme. Le Canada serait de ce fait dans un régime de dominance monétaire.

Bibliographie

- [1] Achsani, N.A., Fauzi, A.J.F., Abdullah, P. (2010). The Relationship between Inflation and Real Exchange Rate: Comparative Study between ASEAN+3, the EU and North America. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, ISSN 1450-2887 Issue 18
- [2] Afonso, A., 2005. Ricardian fiscal regimes in the European Union. Working Paper 558. European Central Bank.
- [3] Afzal, M., Malik, M.E., Butt, A.R., Fatima, K. (2013). Openness, Inflation and Growth Relationships in Pakistan: An Application of ARDL Bounds Testing Approach. *Pakistan Economic and Social Review*. Volume 51, No. 1 (Summer 2013), pp.13-53
- [4] Ahmed, S., Mortaza, G. (2005). Inflation and Economic Growth in Bangladesh: 1981- 2005. Policy Analysis Unit (PAU), Research Department, Bangladesh Bank. Working Paper Series: WP 0604
- [5] Akinbobola, T.O. (2012). The Dynamics of Money Supply, Exchange Rate and Inflation in Nigeria. *Journal of Applied Finance Banking*, vol.2, no.4, 117-141, ISSN: 1792-6580 (print version), 1792- 6599 (online) Scienpress Ltd,
- [6] Arif, K.M., Ali, M.M. (2012). Determinants of Inflation in Bangladesh: An Empirical Investigation. *Journal of Economics and Sustainable Development*, ISSN 2222-1700 (Paper) ISSN 2222- 2855(Online) Vol.3, No.12
- [7] Artus, P. (2001). Que penser des propositions d'équilibre budgétaire ? *Revue économique*, 52(6), 1251-1278. Cairn.info. <https://doi.org/10.3917/reco.526.1251>
- [8] Augrangseb, A.U.H. (2012). Determinants of Inflation in Pakistan. *Universal journal of Management and Social Sciences*, Vol.2, No.4

- [9] Bajo-Rubio, Ó., Díaz-Roldán, C., Esteve, V. (2009). Deficit sustainability and inflation in EMU: An analysis from the Fiscal Theory of the Price Level. *European Journal of Political Economy*, 25(4), 525-539.
- [10] Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, C., Esteve, V., 2004. Searching for threshold effects in the evolution of budget deficits: an application to the Spanish case. *Economics Letters* 82, 239–243.
- [11] Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, C., Esteve, V., 2006. Is the budget deficit sustainable when fiscal policy is non-linear? The case of Spain. *Journal of Macroeconomics* 28, 596–608.
- [12] Ballabriga, F., Martínez-Mongay, C., 2003. Has EMU shifted monetary and fiscal policies? In: Buti, M. (Ed.), *Monetary and Fiscal Policies in EMU. Interactions and Coordination*. Cambridge University Press, Cambridge, pp. 246–272.
- [13] Ballabriga, F., Martínez-Mongay, C., 2005. Sustainability of EU public finances. *Economic Paper* 225, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs.
- [14] Bashir, F., Nawaz, S., Yasin., Khurshed, U., Khan. Quresh, M.J. (2011). Determinants of inflation in Pakistan: An Econometrics Analysis using Johansen Co-integration Approach. *Australian Journal of business and Management Research*, Vol.1 No.5 [71-82]
- [15] Bassetto, M. (2008). Fiscal Theory of the Price Level. In Palgrave Macmillan (Éd.), *The New Palgrave Dictionary of Economics* (p. 1-5). Palgrave Macmillan UK. <https://doi.org/10.1057/978-1-349-95121-525751>
- [16] Bergin, P., 2000. Fiscal solvency and price level determination in a monetary union. *Journal of Monetary Economics* 45, 37–53.
- [17] Binici, M., Cheung, Y., Lai, S.K. (2012). Trade Openness, Market Competition, and Inflation: Some Sectoral Evidence from OECD Countries. Central Bank of the Republic of Turkey. The Working Paper Series
- [18] Blanchard, O., Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *the Quarterly Journal of economics*, 117(4), 1329-1368.
- [19] Bobai, F.D., Ubangida, S., Umar, Y.S. (2013). An Assessment of Exchange Rate Volatility and Inflation in Nigeria. *Journal of Emerging Issues in Economics Finance and Banking (JEIEFB)*. ISSN: 2306 367X Volume:1 No.4 April 2013
- [20] Bohn, H., 1998. The behavior of U.S. public debt and deficits. *Quarterly Journal of Economics* 113, 949–963.

- [21] Brunnermeier, M. K., Merkel, S. A., Sannikov, Y. (2020). The fiscal theory of price level with a bubble (No. w27116). National Bureau of Economic Research.
- [22] Buiter, W. H. (2002). The Fiscal Theory of the Price Level: A Critique. *The Economic Journal*, 112(481), 459-480.
- [23] Buiter, W. H., Sibert, A. C. (2017). The fallacy of the fiscal theory of the price level—One last time (Working Paper No 2017-84). *Economics Discussion Papers*. <https://www.econstor.eu/handle/10419/169437>
- [24] Buiter, W.H., 2001. The fallacy of the fiscal theory of the price level, again. Working Paper 141. Bank of England.
- [25] Buiter, W.H., 2002. The fiscal theory of the price level: a critique. *Economic Journal* 112, 459–480.
- [26] Buiter, W.H.,1998. The young person’s guide to neutrality, price level indeterminacy, interest rate pegs and fiscal theories of the price level. Discussion paper 1799. Centre for Economic Policy Research.
- [27] Canzoneri, M.B., Cumby, R.E., Diba, B.T., 2001. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? *American Economic Review* 91, 1221–1238.
- [28] Canzoneri, M.B., Cumby, R.E., Diba, B.T., 2002. Should the European Central Bank and the Federal Reserve be concerned about fiscal policy? Rethinking stabilization policy. *Proceedings of a Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, pp. 333–389.
- [29] Carlstrom, C. T., Fuerst, T. S. (2000). The fiscal theory of the price level. *Economic Review*, 36(1), 22-32.
- [30] Carlstrom, C.T., Fuerst, T.S., 2000. The fiscal theory of the price level. *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review* 36 (1), 22–32.539 O.
- [31] Chicheke, A. (2009). *Monetary Policy, Inflation, Unemployment and the Phillips Curve in South Africa. A Dissertation Submitted in Full Fulfillment of the Requirements of Obtaining a Master of Commerce Degree in Economics. University of Fort Hare South Africa*
- [32] Christiano, L., Fitzgerald, T. J. (2000). Understanding the fiscal theory of the price level. *National bureau of economic research Cambridge, Mass., USA*.
- [33] Christiano, L.J., Fitzgerald, T.J., 2000. Understanding the fiscal theory of the price level. *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review* 36 (2), 1–37.

- [34] Cochrane, J. H. (2005). Money as stock. *Journal of Monetary Economics*, 52(3), 501-528.
- [35] Cochrane, J. H. (2021). The fiscal theory of the price level.
- [36] Cochrane, J.H., 1998. A frictionless view of U.S. inflation. *NBER Macroeconomics Annual* 13, 323–384.
- [37] Cochrane, J.H., 2001. Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level. *Econometrica* 69, 69–116.
- [38] Cochrane, J.H., 2005. Money as stock. *Journal of Monetary Economics* 52, 501–528.
- [39] Creel, J., Sterdyniak, H. (2001). La théorie budgétaire du niveau des prix, un bilan critique. *Revue d'économie politique*, 111(6), 909-939.
- [40] Creel, J., Le Bihan, H., 2006. Using structural balance data to test the fiscal theory of the price level: some international evidence. *Journal of Macroeconomics* 28, 338–360.
- [41] Daly, H., Smida, M. (2013). Fiscal and Monetary Policy Interactions: The Greece Case
- [42] European Central Bank, 2004. Fiscal policy influences on macroeconomic stability and prices. *Monthly Bulletin* 45–57 April.
- [43] Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- [44] Granger, C.W.J., 1988. Some recent developments in a concept of causality. *Journal of Econometrics* 39, 199–211.
- [45] Hansen, B.E., 1992. Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes. *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 45–59.
- [46] Hassan Ayoub et Al. (2008). Détermination du niveau des prix et finances publiques : le cas du Liban, 1965 – 2005. *Revue d'économie du développement*.
- [47] Jérôme Creel et Henri Sterdyniak (2001). La théorie budgétaire du niveau des prix, un bilan critique. *Econ. Pol.*
- [48] Jonung, L., Larch, M., 2006. Improving fiscal policy in the EU: the case for independent forecasts. *Economic Policy* 21, 491–534.
- [49] José Pablo Barquero Romero et Kerry Loaiza Marín(2017). Inflation and Public Debt. *Economic Research Department, Banco Central de Costa Rica*.

- [50] Karamé, F. (2012). Les fonctions de réponses aux chocs dans les modèles VAR structurels à changements de régimes markovien. *Revue d'économie politique*, 122(6), 851-865. Cairn.info. <https://doi.org/10.3917/redp.226.0851>
- [51] KENKOUO Guy Albert et Al. (2020). Théorie budgétaire du niveau général des prix : quels enseignements dans la zone CEMAC. BEAC Working Paper.
- [52] Kibala Kuma J. (2018). Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de TodaYamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels, HAL.
- [53] Kocherlakota, N., Phelan, C., 1999. Explaining the fiscal theory of the price level. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 23 (4), 14-23.
- [54] Komulainen, T., Pirttilä, J., 2002. Fiscal explanations for inflation: any evidence from transition economies? *Economics of Planning* 35, 293-316.
- [55] Larch, M., Salto, M., 2005. Fiscal rules, inertia and discretionary fiscal policy. *Applied Economics* 37, 1135-1146.
- [56] Leeper, E. M. (1991). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of monetary Economics*, 27(1), 129-147.
- [57] Magaly Duarte Urquhart (2021). Public debt, inflation, and the Fiscal Theory of Price Level in emerging markets: the case of Paraguay. Taylor Francis Group.
- [58] McCallum, B. T. (1998). Indeterminacy, bubbles, and the fiscal theory of price level determination. *Journal of Monetary Economics*, 47(1), 19-30.
- [59] McCallum, B. T. (2003). Is the fiscal theory of the price level learnable?.
- [60] McCallum, B. T., Nelson, E. (2005). Monetary and fiscal theories of the price level: the irreconcilable differences. *Oxford Review of Economic Policy*, 21(4), 565-583.
- [61] McCallum, B.T., 2001. Indeterminacy, bubbles, and the fiscal theory of price level determination. *Journal of Monetary Economics* 47, 19-30.
- [62] McCallum, B.T., 2003. Is the fiscal theory of the price level learnable? *Scottish Journal of Political Economy* 50, 634-649.
- [63] McCallum, B.T., Nelson, E., 2005. Monetary and fiscal theories of the price level: the irreconcilable differences. *Oxford Review of Economic Policy* 21, 565-583.

- [64] Mélitz, J., 2000. Some cross-country evidence about fiscal policy behaviour and consequences for EMU. *European Economy, Reports and Studies* 2, 3–21.
- [65] Michael Woodford (1998). *Public Debt and the Price Level*. Princeton University.
- [66] Nasdaq. (s. d.). General price level Definition. Consulté 11 janvier 2022, à l'adresse <https://www.nasdaq.com/glossary/g/general-price-level>
- [67] Newey, W.K., West, K.D., 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703–708.
- [68] Ng, S., Perron, P., 2001. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica* 69, 1529–1554.
- [69] NGAMBO Arnaud et BILIGIL Georgette (2019). Impact de la dynamique de la dette sur la croissance économique et l'inflation : cas du Cameroun. BEAC Working Paper
- [70] Perron, P., Ng, S., 1996. Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economic Studies* 63, 435–463.
- [71] Phillips, P.C.B., 1987. Time series regression with a unit root. *Econometrica* 55, 277–301.
- [72] Phillips, P.C.B., Hansen, B.E., 1990. Statistical inference in instrumental variables regression with $I(1)$ processes. *Review of Economic Studies* 57, 99–125.
- [73] Phillips, P.C.B., Perron, P., 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, 335–346.
- [74] Sargent, T.J., Wallace, N., 1981. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 5 (3), 1–17.
- [75] Shin, Y., 1994. A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory* 10, 91–115.
- [76] Sims, C.A., 1994. A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory* 4, 381–399.
- [77] Sims, C.A., 1997. Fiscal Foundations of Price Stability in Open Economies. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=75357>.
- [78] Sims, C.A., Stock, J.H., Watson, M.W., 1990. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica* 58, 113–144.

- [79] Stock, J.H., Watson, M.W., 1993. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica* 61, 783–820.
- [80] Tanner, E., Ramos, A.M., 2003. Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from Brazil, 1991–2000. *Applied Economics* 35, 859–873
- [81] Taylor, J.B., 1993. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195–2
- [82] Urquhart, M. D. (2021). Public debt, inflation, and the Fiscal Theory of Price Level in emerging markets: The case of Paraguay. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 0(0), 1-27. <https://doi.org/10.1080/17520843.2021.1927128>
- [83] Wehbe, N., Assaf, B., Darwich, S. (2018). Causality study between electricity consumption and economic growth in Lebanon. *Lebanese Science Journal*, 19(3), 432-452. <https://doi.org/10.22453/LSJ-019.3.432452>
- [84] Woodford, M., 1994. Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. *Economic Theory* 4, 345–380.
- [85] Woodford, M., 1995. Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 43, 1–46.
- [86] Woodford, M., 2001. Fiscal requirements for price stability. *Journal of Money, Credit, and Banking* 33, 669–728.
- [87] Woodford, M., 2003. Comment on: Multiple-solution indeterminacies in monetary policy analysis. *Journal of Monetary Economics* 50, 1177–1188.
- [88] Woodford, M., 1997. Control of the public debt: a requirement for price stability? In: Calvo, G., King, M. (Eds.), *The Debt Burden and Its Consequences for Monetary Policy*. Macmillan, London, pp. 117–154.
- [89] Woodford, M., 1998. Public debt and the price level. Presented at the Bank of England conference on Government Debt and Monetary Policy, June 18–19. Available at: <http://www.columbia.edu/mw2230/BOE.pdf>

[L] *BIBLIOGRAPHIE*

ANNEXE A

Données

Tableau A.1 : Données

Année	D	PIB/HAT	INFL	TI	M1
1980	44,595	13060,6234	10,1292205	14,25	5,891
1981	46,077	14791,3883	12,4716124	19,2916667	6,229
1982	51,707	15398,8889	10,7689719	15,8125	6,454
1983	57,211	16545,121	5,86358803	11,1666667	7,379
1984	60,213	17973,2904	4,3047783	12,0625	8,068
1985	65,166	19273,77	3,96203054	10,5833333	10,012
1986	69,323	20093,6557	4,19478629	10,5208333	11,963
1987	69,761	21625,6902	4,35610871	9,52083333	13,531
1988	69,745	23305,7217	4,02823415	10,8333333	13,924
1989	70,987	24527,3077	4,9836219	13,3333333	14,835
1990	73,744	25025,9487	4,78047693	14,0625	15,615
1991	81,658	24939,9909	5,62586409	9,9375	16,372
1992	88,23	25237,4727	1,4901329	7,47916667	17,06
1993	94,73	25958,3101	1,86507937	5,9375	17,936
1994	97,48	27223,7569	0,16556291	6,875	19,4
1995	100,084	28290,3625	2,14876033	8,64583333	19,6
1996	100,244	28943,4884	1,57053113	6,0625	21,2
1997	95,272	30324,9039	1,62121638	4,95833333	23,6
1998	93,29	31189,9719	0,99594246	6,60416667	25,1
1999	88,966	33153,762	1,73484295	6,4375	26,5
2000	80,437	36044,8652	2,71943996	7,27083333	29,3
2001	81,462	36895,6067	2,52512014	5,8125	32,2
2002	79,604	38063,9028	2,25839441	4,20833333	35,4
2003	75,912	39651,7788	2,75856321	4,6875	36,7
2004	71,889	41818,9295	1,85725872	4	39,7
2005	70,64	44088,3231	2,21355203	4,41666667	42,3
2006	69,92	45947,8065	2,0020254	5,8125	45,8
2007	66,862	47969,1934	2,13838399	6,10416667	49,9
2008	67,886	49840,1094	2,37027067	4,72916667	54,2
2009	79,272	46725,7101	0,2994668	2,39583333	60,8
2010	81,218	48994,3078	1,77687154	2,60416667	67,6

Tableau A.2 : Données (suite)

2012	85,405	52635,6316	1,51567823	3	79,8
2013	86,129	54221,4604	0,9382919	3	86,3
2014	85,579	56293,493	1,90663591	3	92,8
2015	91,192	55750,1367	1,12524136	2,775	100
2016	91,733	56094,2059	1,42875955	2,7	108,7
2017	88,841	58575,0095	1,59688413	2,7	119
2018	88,832	60195,7989	2,26822567	2,7	124,8
2019	86,821	61465,9218	1,94926902	2,7	131,8
2020	117,842	58015,8188	0,71699963	2,7	161,3

ANNEXE B

r Eviews

Null Hypothesis: INFLATION__CONSUMER_PRICES__ANNUAL__ has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.802581	0.0669
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Différence première

Null Hypothesis: D(INFLATION__CONSUMER_PRICES__ANNUAL__) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.830052	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

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

Figure B.1 : Test de stationnarité des variables & Test Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour la variable D

Null Hypothesis: GENERAL_GOVERNMENT_GROSS_DEBT___OF_GDP_ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.088402	0.7111
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Différence première

Null Hypothesis: D(GENERAL_GOVERNMENT_GROSS_DEBT___OF_GDP_2) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.084027	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

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

Figure B.2 : Test de stationnarité des variables & Test Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour la variable M1

Null Hypothesis: NARROW_MONEY__M1_ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	7.114759	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

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

Différence première

Null Hypothesis: D(NARROW_MONEY__M1_2) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.810512	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.621023	
5% level	-2.943427	
10% level	-2.610263	

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

Figure B.3 : Test de stationnarité des variables & Test Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour la variable PIB/HAB

Null Hypothesis: GDP_PER_CAPITA__CURRENT_US\$_ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.976564	0.7524
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

*Mackinnon (1996) one-sided b-values.

Différence première

Null Hypothesis: D(GDP_PER_CAPITA__CURRENT_US\$_) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.485098	0.0009
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

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

Figure B.4 : Test de stationnarité des variables & Test Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour la variable TI

Null Hypothesis: INTEREST_RATE____ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.570383	0.4849
Test critical values:		
1% level	-3.670170	
5% level	-2.963972	
10% level	-2.621007	

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

Différence première

Null Hypothesis: D(INTEREST_RATE____) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.699811	0.0006
Test critical values:		
1% level	-3.646342	
5% level	-2.954021	
10% level	-2.615817	

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

Figure B.5 : Test de Pillips Perron pour la variable INFL

Null Hypothesis: INFLATION__CONSUMER_PRICES__ANNUAL__ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 39 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.721827	0.0074
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Figure B.6 : Test de Pillips Perron pour la variable D

Null Hypothesis: GENERAL_GOVERNMENT_GROSS_DEBT__OF_GDP_ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.243277	0.6461
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Figure B.7 : Test de Pillips Perron pour la variable D (Différence première)

Null Hypothesis: D(GENERAL_GOVERNMENT_GROSS_DEBT__OF_GDP_2) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.809674	0.0004
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

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

Figure B.8 : Test de Pillips Perron pour la variable M1

Null Hypothesis: INFLATION__CONSUMER_PRICES__ANNUAL__ has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 39 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-3.721827	0.0074
Test critical values:	1% level	-3.605593	
	5% level	-2.936942	
	10% level	-2.606857	

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

Figure B.9 : Test de Pillips Perron pour la variable M1 (Différence première)

Null Hypothesis: GDP_PER_CAPITA__CURRENT_US\$_ has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.007020	0.7417
Test critical values:	1% level	-3.605593	
	5% level	-2.936942	
	10% level	-2.606857	

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

Figure B.10 : Test de Pillips Perron pour la variable PIB/HAB

Null Hypothesis: D(GDP_PER_CAPITA__CURRENT_US\$_) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-4.438325	0.0010
Test critical values:	1% level	-3.610453	
	5% level	-2.938987	
	10% level	-2.607932	

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

Figure B.11 : Test de Phillips Perron pour la variable PIB/HAB (Différence première)

Null Hypothesis: INTEREST_RATE_____ has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 26 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.379703	0.5816
Test critical values:		
1% level	-3.621023	
5% level	-2.943427	
10% level	-2.610263	

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

Figure B.12 : Test de Phillips Perron pour la variable TI

Null Hypothesis: D(INTEREST_RATE_____) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.699811	0.0006
Test critical values:		
1% level	-3.646342	
5% level	-2.954021	
10% level	-2.615817	

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

Figure B.13 : Test de Phillips Perron pour la variable TI (Différence première)

Null Hypothesis: D(INTEREST_RATE_____) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.699811	0.0006
Test critical values:		
1% level	-3.646342	
5% level	-2.954021	
10% level	-2.615817	

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

Figure B.14 : Résultats de l'équation normalisée de long terme

Vector Error Correction Estimates
 Date: 05/18/22 Time: 10:25
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
INFLATION__CONSUM...	1.000000
GENERAL_GOVERNME...	0.044026 (0.01905) [2.31065]
GDP_PER_CAPITA__C...	9.77E-05 (3.9E-05) [2.52475]
NARROW_MONEY__M1...	-0.015907 (0.02427) [-0.65533]
INTEREST_RATE____(-1)	-0.182524 (0.09866) [-1.85007]
C	-7.393678

Figure B.15 : Résultats du test de cointégration

Date: 05/18/22 Time: 17:39
 Sample (adjusted): 1982 2017
 Included observations: 36 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: INFLATION__CONSUMER_PRICES__ANNUAL____ GENERAL_GOVERNMENT_GROSS____
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.724010	103.1579	69.81889	0.0000
At most 1 *	0.491271	56.81182	47.85613	0.0058
At most 2 *	0.428740	32.48157	29.79707	0.0240
At most 3	0.280367	12.32476	15.49471	0.1420
At most 4	0.013252	0.480272	3.841466	0.4883

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Figure B.16 : Histogramme du test de normalité de Jarque-Bera

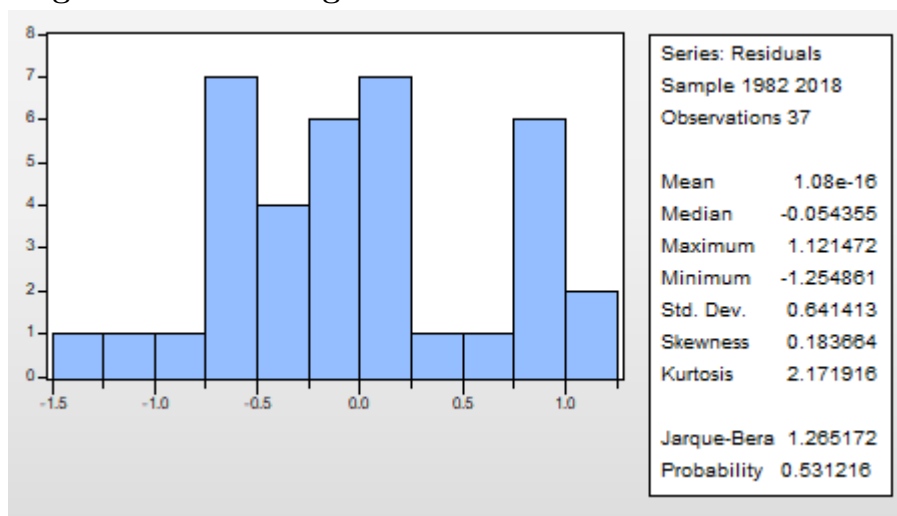


Figure B.17 : Résultats du test d'hétéroscédasticité de Breuch-Godfrey

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.418975	Prob. F(6,30)	0.8605
Obs*R-squared	2.860699	Prob. Chi-Square(6)	0.8261
Scaled explained SS	1.101991	Prob. Chi-Square(6)	0.9814

Figure B.18 : Résultats du test d'autocorrélation des erreurs

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.634030	Prob. F(2,28)	0.0895
Obs*R-squared	5.859019	Prob. Chi-Square(2)	0.0534

Figure B.19 : Test de spécification de Ramsey

Ramsey RESET Test

Equation: EQ01

Specification: D(INFLATION_CONSUMER_PRICES_ANNUAL___) (
 INFLATION_CONSUMER_PRICES_ANNUAL___(-1) +
 0.0440261964719*GENERAL_GOVERNMENT_GROSS_DEBT___O
 F_GDP_(-1) + 9.77314356493E-05*GDP_PER_CAPITA_CURRENT
 _US\$(-1) - 0.0159068689*NARROW_MONEY_M1_(-1) -
 0.182524465696*INTEREST_RATE___(-1) - 7.39367810908)
 D(INFLATION_CONSUMER_PRICES_ANNUAL___(-1))
 D(GENERAL_GOVERNMENT_GROSS_DEBT___OF_GDP_(-1))
 D(GDP_PER_CAPITA_CURRENT_US\$(-1)) D(NARROW_MONEY_
 M1(-1)) D(INTEREST_RATE___(-1)) C

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.500178	29	0.1444
F-statistic	2.250534	(1, 29)	0.1444
Likelihood ratio	2.765404	1	0.0963

F-test summary:	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	1.066610	1	1.066610
Restricted SSR	14.81076	30	0.493692
Unrestricted SSR	13.74415	29	0.473936

Figure B.20 : Test de causalité au sens de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/19/22 Time: 08:19

Sample: 1980 2020

Included observations: 36

Dependent variable: INFL

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D	0.719335	2	0.6979
M1	11.20393	2	0.0037
PIB/HAB	3.409455	2	0.1818
TI	33.96423	2	0.0000
All	53.00434	8	0.0000

Dependent variable: D

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
INFL	0.523168	2	0.7698
M1	1.530057	2	0.4653
PIB/HAB	7.482490	2	0.0237
TI	4.061574	2	0.1312

Figure B.21 : Test de causalité au sens de Granger

All	11.93679	8	0.1540
Dependent variable: M1			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
INFL	2.781588	2	0.2489
D	4.088767	2	0.1295
PIB/HAB	0.945749	2	0.6232
TI	1.322057	2	0.5163
All	6.045238	8	0.6422
Dependent variable: PIB/HAB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
INFL	0.321287	2	0.8516
D	4.826887	2	0.0895
M1	2.180917	2	0.3394
TI	5.258316	2	0.0721
All	16.32812	8	0.0379
Dependent variable: TI			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
INFL	2.123456	2	0.3459
D	0.835694	2	0.6585
M1	0.822773	2	0.6627
PIB/HAB	3.759855	2	0.1526
All	11.56973	8	0.1715

Figure B.22 : Résultats du test de cointégration de Granger

Date: 06/15/22 Time: 14:22

Sample: 1 42

Included observations: 36

Series: NARROW_MONEY__M1_INTEREST_RATE____ INFLATION_CONSUM...

Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	3	4	5
Max-Eig	2	1	1	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-571.3565	-571.3565	-568.1683	-568.1683	-563.4156
1	-547.5750	-546.3627	-544.9953	-544.0293	-539.8399
2	-535.4334	-534.1313	-532.8302	-525.4150	-521.2338
3	-527.7992	-523.9426	-522.7518	-514.5771	-511.3182
4	-526.6078	-517.7680	-516.8295	-504.6796	-502.9279
5	-526.6040	-516.5894	-516.5894	-499.8164	-499.8164

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	33.13092	33.13092	33.23157	33.23157	33.24531
1	32.36528	32.35348	32.49974	32.50163	32.49110
2	32.24630	32.28507	32.37945	32.07861	32.01299*
3	32.37774	32.33015	32.37510	32.08762	32.01768
4	32.86710	32.59822	32.60164	32.14887	32.10710
5	33.42245	33.14385	33.14385	32.48980	32.48980

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	34.23059	34.23059	34.55117	34.55117	34.78484
1	33.90481*	33.93700	34.25920	34.30508	34.47050
2	34.22570	34.35245	34.57879	34.36591	34.43226
3	34.79700	34.88137	35.01430	34.85877	34.87681
4	35.72623	35.63330	35.68070	35.40388	35.40610
5	36.72144	36.66279	36.66279	36.22866	36.22866

Figure B.23 : Résultats du test de cointégration de Granger

Date: 06/15/22 Time: 14:30

Sample (adjusted): 4 38

Included observations: 35 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: NARROW_MONEY__M1_INTEREST_RATE____INFLATION__CONSUMER_PRICES__A.

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.809396	115.8984	69.81889	0.0000
At most 1 *	0.528804	57.88399	47.85613	0.0043
At most 2 *	0.380180	31.54715	29.79707	0.0311
At most 3	0.344318	14.80572	15.49471	0.0633
At most 4	0.000940	0.032926	3.841465	0.8560

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.809396	58.01442	33.87687	0.0000
At most 1	0.528804	26.33684	27.58434	0.0715
At most 2	0.380180	16.74143	21.13162	0.1845
At most 3 *	0.344318	14.77280	14.26460	0.0415
At most 4	0.000940	0.032926	3.841465	0.8560

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Figure B.24 : Résultats du test de cointégration de Granger

Date: 06/15/22 Time: 14:30

Sample (adjusted): 4 38

Included observations: 35 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: NARROW_MONEY__M1_INTEREST_RATE____INFLATION__CONSUMER_PRICES__A.

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.809396	115.8984	69.81889	0.0000
At most 1 *	0.528804	57.88399	47.85613	0.0043
At most 2 *	0.380180	31.54715	29.79707	0.0311
At most 3	0.344318	14.80572	15.49471	0.0633
At most 4	0.000940	0.032926	3.841465	0.8560

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.809396	58.01442	33.87687	0.0000
At most 1	0.528804	26.33684	27.58434	0.0715
At most 2	0.380180	16.74143	21.13162	0.1845
At most 3 *	0.344318	14.77280	14.26460	0.0415
At most 4	0.000940	0.032926	3.841465	0.8560

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Figure B.25 : Résultats du test de cointégration de Granger

Date: 06/15/22 Time: 14:30

Sample (adjusted): 4 38

Included observations: 35 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: NARROW_MONEY__M1_INTEREST_RATE____INFLATION__CONSUMER_PRICES__A.

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.809396	115.8984	69.81889	0.0000
At most 1 *	0.528804	57.88399	47.85613	0.0043
At most 2 *	0.380180	31.54715	29.79707	0.0311
At most 3	0.344318	14.80572	15.49471	0.0633
At most 4	0.000940	0.032926	3.841465	0.8560

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.809396	58.01442	33.87687	0.0000
At most 1	0.528804	26.33684	27.58434	0.0715
At most 2	0.380180	16.74143	21.13162	0.1845
At most 3 *	0.344318	14.77280	14.26460	0.0415
At most 4	0.000940	0.032926	3.841465	0.8560

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Figure B.26 : Résultats de l'estimation VAR

Vector Autoregression Estimates

Vector Autoregression Estimates					
Date: 08/26/22 Time: 16:04					
Sample (adjusted): 1984 2020					
Included observations: 37 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
	GPD	D01	I	INFL	M1
GPD(-1)	0.202612 (0.34620) [0.58524]	0.002897 (0.00173) [1.67116]	-3.12E-05 (0.00049) [-0.06313]	-0.000326 (0.00019) [-1.73251]	-0.000295 (0.00112) [-0.26442]
GPD(-2)	0.623526 (0.49609) [1.25689]	-0.002808 (0.00248) [-1.13044]	-0.000580 (0.00071) [-0.81946]	-7.22E-05 (0.00027) [-0.26809]	0.000172 (0.00160) [0.10718]
GPD(-3)	-0.746531 (0.50680) [-1.47302]	0.002263 (0.00254) [0.89172]	-0.000197 (0.00072) [-0.27307]	-8.29E-05 (0.00028) [-0.30141]	0.000715 (0.00164) [0.43707]
GPD(-4)	0.695876 (0.31992) [2.17517]	-0.001659 (0.00160) [-1.03536]	0.000314 (0.00046) [0.68850]	0.000281 (0.00017) [1.62118]	-0.000697 (0.00103) [-0.67458]
D01(-1)	-157.5233 (111.922) [-1.40744]	1.541594 (0.56047) [2.75052]	0.030285 (0.15959) [0.18977]	-0.100729 (0.06074) [-1.65828]	-0.094050 (0.36127) [-0.26033]
D01(-2)	372.8817 (196.974) [1.89305]	-1.179733 (0.98639) [-1.19601]	-0.148196 (0.28086) [-0.52765]	0.112937 (0.10690) [1.05645]	-0.065517 (0.63581) [-0.10305]
D01(-3)	-439.8102 (185.904) [-2.36580]	1.074249 (0.93095) [1.15393]	-0.048696 (0.26508) [-0.18371]	-0.212834 (0.10089) [-2.10948]	0.120672 (0.60007) [0.20109]
D01(-4)	213.9956 (96.0275) [2.22848]	-0.647435 (0.48088) [-1.34636]	0.048065 (0.13692) [0.35104]	0.137677 (0.05212) [2.64172]	-0.110532 (0.30997) [-0.35660]
I(-1)	-216.6578 (165.554) [-1.30868]	1.009659 (0.82905) [1.21786]	0.673054 (0.23606) [2.85120]	0.352126 (0.08985) [3.91904]	-0.137299 (0.53439) [-0.25693]
I(-2)	88.14246 (252.755) [0.34873]	-0.716457 (1.26572) [-0.56605]	-0.403925 (0.36040) [-1.12078]	-0.048905 (0.13718) [-0.35652]	-0.542359 (0.81586) [-0.66477]
I(-3)	-1062.491 (251.761) [-4.22023]	3.614451 (1.26075) [2.86691]	-0.201450 (0.35898) [-0.56117]	-0.347730 (0.13664) [-2.54492]	0.901476 (0.81266) [1.10929]
I(-4)	54.26630 (222.484) [0.24391]	0.458675 (1.11414) [0.41169]	-0.286378 (0.31723) [-0.90273]	-0.101642 (0.12075) [-0.84178]	-0.004323 (0.71815) [-0.00602]
INFL(-1)	-14.22257 (400.719) [-0.03549]	-0.319145 (2.00668) [-0.15904]	-0.404313 (0.57138) [-0.70761]	-0.199304 (0.21748) [-0.91643]	0.390029 (1.29347) [0.30154]
INFL(-2)	631.8438 (300.576) [2.10211]	-1.976971 (1.50520) [-1.31343]	0.038143 (0.42858) [0.08900]	0.343923 (0.16313) [2.10829]	-1.005791 (0.97022) [-1.03666]
INFL(-3)	540.6519 (228.085) [2.37040]	-1.981823 (1.14218) [-1.73512]	0.320087 (0.32522) [0.98422]	-0.062200 (0.12379) [-0.50248]	-0.480318 (0.73623) [-0.65240]
INFL(-4)	-163.7194	-0.216367	-0.286159	0.035176	0.006249

Figure B.27 : Résultats de l'estimation VAR (suite)

Vector Autoregression Estimates					
	(209.428)	(1.04876)	(0.29862)	(0.11366)	(0.67601)
	[-0.78175]	[-0.20631]	[-0.95828]	[0.30948]	[0.00924]
M1(-1)	161.4680	-0.590312	0.097629	0.101834	0.664489
	(192.874)	(0.96586)	(0.27502)	(0.10468)	(0.62258)
	[0.83717]	[-0.61118]	[0.35500]	[0.97283]	[1.06732]
M1(-2)	463.3399	-3.368072	-0.257790	0.313178	-1.755591
	(315.845)	(1.58166)	(0.45036)	(0.17142)	(1.01951)
	[1.46698]	[-2.12945]	[-0.57241]	[1.82700]	[-1.72199]
M1(-3)	-1198.004	6.101398	0.432222	-0.439159	3.396718
	(372.932)	(1.86754)	(0.53175)	(0.20240)	(1.20378)
	[-3.21239]	[3.26709]	[0.81282]	[-2.16977]	[2.82171]
M1(-4)	564.9706	-1.864189	-0.180092	0.039998	-1.020795
	(326.355)	(1.63429)	(0.46534)	(0.17712)	(1.05344)
	[1.73115]	[-1.14067]	[-0.38701]	[0.22582]	[-0.96901]
C	16763.73	-32.37775	33.18082	14.65425	14.33923
	(7943.85)	(39.7805)	(11.3269)	(4.31131)	(25.6418)
	[2.11028]	[-0.81391]	[2.92937]	[3.39903]	[0.55921]
R-squared	0.998080	0.938414	0.933358	0.939331	0.997699
Adj. R-squared	0.995680	0.861431	0.850054	0.863494	0.994824
Sum sq. resids	13106144	328.6652	26.64639	3.860389	136.5559
S.E. equation	905.0602	4.532281	1.290504	0.491197	2.921428
F-statistic	415.8419	12.18989	11.20435	12.38622	346.9419
Log likelihood	-288.8877	-92.90698	-46.42784	-10.68795	-76.65832
Akaike AIC	16.75069	6.157134	3.644748	1.712862	5.278828
Schwarz SC	17.66499	7.071439	4.559053	2.627167	6.193133
Mean dependent	39136.17	82.38235	6.058671	2.354201	49.88962
S.D. dependent	13769.64	12.17541	3.332670	1.329473	40.60574
Determinant resid covariance (dof adj.)		7735118.			
Determinant resid covariance		116965.6			
Log likelihood		-478.3919			
Akaike information criterion		31.53470			
Schwarz criterion		36.10622			
Number of coefficients		105			

Figure B.28 : Résultats du test de cointégration de Johansen

Johansen Cointegration Test

Date: 08/26/22 Time: 16:38 Sample (adjusted): 1985 2020 Included observations: 36 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: GPD D01 I INFL M1 Lags interval (in first differences): 1 to 4					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	
None *	0.677528	115.5810	69.81889	0.0000	
At most 1 *	0.614940	74.83846	47.85613	0.0000	
At most 2 *	0.497228	40.48167	29.79707	0.0020	
At most 3 *	0.348192	15.72741	15.49471	0.0461	
At most 4	0.008827	0.319198	3.841465	0.5721	
Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	
None *	0.677528	40.74259	33.87687	0.0065	
At most 1 *	0.614940	34.35679	27.58434	0.0058	
At most 2 *	0.497228	24.75426	21.13162	0.0148	
At most 3 *	0.348192	15.40821	14.26460	0.0328	
At most 4	0.008827	0.319198	3.841465	0.5721	
Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=l):					
GPD	D01	I	INFL	M1	
0.001019	0.126724	3.315507	-0.739556	-0.060536	
-0.000675	-0.277390	0.455459	-4.707772	0.166194	
-0.000321	-0.208824	-0.573362	-0.001029	0.188269	
0.000415	0.092331	1.858731	-1.048140	-0.273431	
0.000381	-0.169730	0.624488	-1.356865	-0.079008	
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):					
D(GPD)	-580.5243	-189.5759	135.4332	28.05903	20.49367
D(D01)	2.024162	1.132627	0.576065	-0.155916	-0.207144
D(I)	-0.135477	0.273670	0.303866	-0.104503	0.047831
D(INFL)	-0.136897	0.224765	-0.021734	0.139272	0.002539
D(M1)	0.538598	0.693259	-0.061476	-0.707367	-0.129875
1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -468.0302					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
GPD	D01	I	INFL	M1	
1.000000	124.3214	3252.650	-725.5349	-59.38851	
	(59.2629)	(438.272)	(895.669)	(48.9310)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(GPD)	-0.591743				
	(0.15059)				
D(D01)	0.002063				
	(0.00085)				

Figure B.29 : Résultats du test de cointégration de Johansen (suite)

Johansen Cointegration Test				
D(I)	-0.000138			
	(0.00021)			
D(INFL)	-0.000140			
	(0.00010)			
D(M1)	0.000549			
	(0.00056)			
2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -450.8518				
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
GPD	D01	I	INFL	M1
1.000000	0.000000	4955.553	-4064.868	21.64234
		(650.536)	(1088.53)	(72.9651)
0.000000	1.000000	-13.69758	26.86048	-0.651785
		(2.80422)	(4.69225)	(0.31453)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(GPD)	-0.463813	-20.97982		
	(0.16965)	(42.3227)		
D(D01)	0.001299	-0.057670		
	(0.00094)	(0.23554)		
D(I)	-0.000323	-0.093082		
	(0.00024)	(0.05944)		
D(INFL)	-0.000291	-0.079696		
	(0.00010)	(0.02551)		
D(M1)	8.12E-05	-0.124050		
	(0.00064)	(0.15877)		
3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -438.4747				
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
GPD	D01	I	INFL	M1
1.000000	0.000000	0.000000	7501.878	180.4752
			(1264.87)	(202.869)
0.000000	1.000000	0.000000	-5.111013	-1.090813
			(3.14718)	(0.50477)
0.000000	0.000000	1.000000	-2.334098	-0.032051
			(0.27666)	(0.04437)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(GPD)	-0.507260	-49.26157	-2088.729	
	(0.16932)	(49.5186)	(454.900)	
D(D01)	0.001114	-0.177966	6.896695	
	(0.00096)	(0.27974)	(2.56983)	
D(I)	-0.000420	-0.156536	-0.498755	
	(0.00022)	(0.06549)	(0.60162)	
D(INFL)	-0.000284	-0.075157	-0.339049	
	(0.00011)	(0.03084)	(0.28331)	
D(M1)	0.000101	-0.111212	2.136725	
	(0.00066)	(0.19233)	(1.76680)	
4 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -430.7706				
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
GPD	D01	I	INFL	M1
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	2356.465
				(927.782)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-2.573310
				(0.64309)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-0.709078
				(0.29043)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-0.290059
				(0.13027)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(GPD)	-0.495613	-46.67085	-2036.575	1292.261

Figure B.30 : Résultats du test de cointégration de Johansen (suite)

Johansen Cointegration Test

	(0.17794)	(50.9603)	(517.787)	(652.695)
D(D01)	0.001049	-0.192362	6.606890	-6.666300
	(0.00101)	(0.28790)	(2.92524)	(3.68740)
D(I)	-0.000464	-0.166185	-0.692999	-1.078963
	(0.00023)	(0.06666)	(0.67729)	(0.85376)
D(INFL)	-0.000226	-0.062298	-0.080180	-1.102855
	(9.9E-05)	(0.02845)	(0.28906)	(0.36438)
D(M1)	-0.000193	-0.176524	0.821921	-2.920545
	(0.00064)	(0.18469)	(1.87657)	(2.36550)

Figure B.31 : Estimation du modèle : équation à long terme et court terme

Vector Error Correction Estimates

Vector Error Correction Estimates					
Date: 09/06/22 Time: 21:29					
Sample (adjusted): 1982 2020					
Included observations: 39 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
Cointegrating Eq:	CointEq1				
INFL(-1)	1.000000				
D01(-1)	0.066987 (0.02057) [3.25659]				
GPD(-1)	0.000194 (5.7E-05) [3.42051]				
I(-1)	0.094291 (0.13326) [0.70758]				
M1(-1)	-0.039725 (0.01806) [-2.19978]				
C	-14.32071				
Error Correction:	D(INFL)	D(D01)	D(GPD)	D(I)	D(M1)
CointEq1	-0.616928 (0.09170) [-6.72737]	1.150852 (0.77107) [1.49254]	-200.2062 (165.415) [-1.21033]	-0.682629 (0.15540) [-4.39276]	0.367890 (0.49126) [0.74887]
D(INFL(-1))	-0.113623 (0.11821) [-0.96119]	-0.932402 (0.99394) [-0.93809]	-4.887158 (213.226) [-0.02292]	0.029546 (0.20032) [0.14750]	-0.258464 (0.63326) [-0.40815]
D(D01(-1))	-0.059878 (0.04764) [-1.25689]	0.509383 (0.40057) [1.27166]	-33.72894 (85.9319) [-0.39251]	-0.013288 (0.08073) [-0.16460]	-0.245400 (0.25521) [-0.96157]
D(GPD(-1))	-0.000248 (0.00018) [-1.38981]	0.001125 (0.00150) [0.74862]	-0.094417 (0.32250) [-0.29277]	0.000307 (0.00030) [1.01483]	-0.000828 (0.00096) [-0.86432]
D(I(-1))	0.428456 (0.08378) [5.11377]	0.221374 (0.70448) [0.31424]	43.08242 (151.130) [0.28507]	0.054944 (0.14198) [0.38699]	0.081174 (0.44884) [0.18085]
D(M1(-1))	0.109159 (0.04514) [2.41840]	0.330176 (0.37952) [0.86998]	-22.21721 (81.4173) [-0.27288]	0.119375 (0.07649) [1.56071]	1.187485 (0.24180) [4.91102]
C	-0.177515 (0.33726) [-0.52634]	-1.304164 (2.83578) [-0.45990]	1345.485 (608.349) [2.21170]	-1.155578 (0.57151) [-2.02196]	1.405456 (1.80673) [0.77790]
R-squared	0.744549	0.150341	0.065705	0.465249	0.460049
Adj. R-squared	0.696652	-0.008970	-0.109475	0.364983	0.358808
Sum sq. resids	17.71054	1252.103	57623633	50.85674	508.2530
S.E. equation	0.743945	6.255256	1341.916	1.260664	3.985336
F-statistic	15.54481	0.943697	0.375073	4.640158	4.544108
Log likelihood	-39.94527	-122.9845	-332.3533	-60.51490	-105.4032
Akaike AIC	2.407450	6.665870	17.40273	3.462302	5.764269
Schwarz SC	2.706038	6.964458	17.70132	3.760890	6.062857
Mean dependent	-0.301400	1.840128	1108.319	-0.425427	3.976179
S.D. dependent	1.350736	6.227390	1273.992	1.582001	4.977039

Figure B.32 : Estimation du modèle : équation à long terme et court terme (suite)

Vector Error Correction Estimates

Determinant resid covariance (dof adj.)	59015657
Determinant resid covariance	21947957
Log likelihood	-606.3246
Akaike information criterion	33.14485
Schwarz criterion	34.85107
Number of coefficients	40

Figure B.33 : Estimation du modèle et la significativité des équations à court terme et à long terme

System: UNTITLED Estimation Method: Least Squares Date: 08/31/22 Time: 03:04 Sample: 1982 2020 Included observations: 39 Total system (balanced) observations 195				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.616928	0.091704	-6.727371	0.0000
C(2)	-0.113623	0.118210	-0.961194	0.3379
C(3)	-0.000248	0.000179	-1.389815	0.1665
C(4)	-0.059878	0.047640	-1.256891	0.2106
C(5)	0.109159	0.045137	2.418401	0.0167
C(6)	0.428456	0.083785	5.113767	0.0000
C(7)	-0.177515	0.337263	-0.526341	0.5994
C(8)	-200.2062	165.4146	-1.210330	0.2279
C(9)	-4.887158	213.2260	-0.022920	0.9817
C(10)	-0.094417	0.322499	-0.292766	0.7701
C(11)	-33.72894	85.93186	-0.392508	0.6952
C(12)	-22.21721	81.41726	-0.272881	0.7853
C(13)	43.08242	151.1298	0.285069	0.7760
C(14)	1345.485	608.3491	2.211699	0.0284
C(15)	1.150852	0.771070	1.492540	0.1375
C(16)	-0.932402	0.993940	-0.938087	0.3496
C(17)	0.001125	0.001503	0.748625	0.4552
C(18)	0.509383	0.400566	1.271659	0.2053
C(19)	0.330176	0.379521	0.869979	0.3856
C(20)	0.221374	0.704482	0.314237	0.7538
C(21)	-1.304164	2.835781	-0.459896	0.6462
C(22)	0.367890	0.491262	0.748867	0.4550
C(23)	-0.258464	0.633257	-0.408150	0.6837
C(24)	-0.000828	0.000958	-0.864316	0.3887
C(25)	-0.245400	0.255208	-0.961571	0.3377
C(26)	1.187485	0.241800	4.911024	0.0000
C(27)	0.081174	0.448838	0.180853	0.8567
C(28)	1.405456	1.806727	0.777902	0.4378
C(29)	-0.682629	0.155399	-4.392757	0.0000
C(30)	0.029546	0.200315	0.147498	0.8829
C(31)	0.000307	0.000303	1.014829	0.3117
C(32)	-0.013288	0.080729	-0.164595	0.8695
C(33)	0.119375	0.076487	1.560708	0.1206
C(34)	0.054944	0.141979	0.386986	0.6993
C(35)	-1.155578	0.571514	-2.021960	0.0448
Determinant residual covariance	21947957			
Equation: D(INFL) = C(1)*(INFL(-1) + 0.000194057138453*GPD(-1) + 0.066986853617*D01(-1) - 0.0397248532462*M1(-1) + 0.0942906416557*I(-1) - 14.3207099745) + C(2)*D(INFL(-1)) + C(3)*D(GPD(-1)) + C(4)*D(D01(-1)) + C(5)*D(M1(-1)) + C(6)*D(I(-1)) + C(7)				
Observations: 39				
R-squared	0.744549	Mean dependent var	-0.301400	
Adjusted R-squared	0.696652	S.D. dependent var	1.350736	
S.E. of regression	0.743945	Sum squared resid	17.71054	
Durbin-Watson stat	2.583086			
Equation: D(GPD) = C(8)*(INFL(-1) + 0.000194057138453*GPD(-1) + 0.066986853617*D01(-1) - 0.0397248532462*M1(-1) + 0.0942906416557*I(-1) - 14.3207099745) + C(9)*D(INFL(-1)) + C(10)*D(GPD(-1)) + C(11)*D(D01(-1)) + C(12)*D(M1(-1)) + C(13)*D(I(-1)) + C(14)				
Observations: 39				
R-squared	0.065705	Mean dependent var	1108.319	
Adjusted R-squared	-0.109475	S.D. dependent var	1273.992	
S.E. of regression	1341.916	Sum squared resid	57623632	
Durbin-Watson stat	1.667565			

Figure B.34 : Test de causalité de GRANGER

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 09/01/22 Time: 18:18			
Sample: 1980 2020			
Included observations: 36			
Dependent variable: D(INFL)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(GPD)	6.358462	4	0.1739
D(D01)	5.166985	4	0.2706
D(I)	29.49287	4	0.0000
D(M1)	15.51041	4	0.0038
All	79.02205	16	0.0000
Dependent variable: D(GPD)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(INFL)	9.596061	4	0.0478
D(D01)	13.04051	4	0.0111
D(I)	29.91621	4	0.0000
D(M1)	27.88123	4	0.0000
All	52.20323	16	0.0000
Dependent variable: D(D01)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(INFL)	2.414989	4	0.6599
D(GPD)	3.279771	4	0.5121
D(I)	10.91374	4	0.0276
D(M1)	20.11215	4	0.0005
All	33.18687	16	0.0070
Dependent variable: D(I)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(INFL)	2.504750	4	0.6438
D(GPD)	2.744823	4	0.6014
D(D01)	3.709961	4	0.4467
D(M1)	3.146709	4	0.5336
All	16.96643	16	0.3878
Dependent variable: D(M1)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(INFL)	2.416013	4	0.6597
D(GPD)	1.103809	4	0.8937
D(D01)	1.042877	4	0.9032
D(I)	2.268944	4	0.6864
All	7.564396	16	0.9608

Figure B.35 : Test d'autocorrélation du Multiplicateur de Lagrange

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 09/01/22 Time: 18:55
Sample: 1980 2020
Included observations: 36

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	16.68456	25	0.8929	0.559081	(25, 20.1)	0.9158
2	20.48756	25	0.7208	0.733423	(25, 20.1)	0.7708
3	43.16656	25	0.0134	2.347952	(25, 20.1)	0.0275
4	20.25643	25	0.7332	0.722217	(25, 20.1)	0.7816
5	29.53084	25	0.2423	1.242946	(25, 20.1)	0.3123

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	16.68456	25	0.8929	0.559081	(25, 20.1)	0.9158
2	271.9911	50	0.0000	1395.190	(50, 3.4)	0.0000
3	NA	75	NA	NA	(75, NA)	NA
4	NA	100	NA	NA	(100, NA)	NA
5	NA	125	NA	NA	(125, NA)	NA

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Figure B.36 : Test d'hétéroscédasticité du modèle

VEC Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
Date: 09/01/22 Time: 18:55
Sample: 1980 2020
Included observations: 36

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.250689	0.377069	1	0.5392
2	-0.302938	0.550628	1	0.4581
3	-0.370469	0.823482	1	0.3642
4	0.255436	0.391485	1	0.5315
5	0.065400	0.025663	1	0.8727
Joint		2.168327	5	0.8254

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.794313	0.063461	1	0.8011
2	2.691172	0.143062	1	0.7053
3	3.104289	0.016314	1	0.8984
4	2.065078	1.311120	1	0.2522
5	2.900501	0.014850	1	0.9030
Joint		1.548807	5	0.9074

Component	Jarque-B...	df	Prob.
1	0.440530	2	0.8023
2	0.693690	2	0.7069
3	0.839796	2	0.6571
4	1.702605	2	0.4269
5	0.040513	2	0.9799
Joint	3.717134	10	0.9592