



La soutenabilité de long terme des finances publiques : une évaluation économétrique

Thomas Brand

Département Economie-Finances

n° 2012 - 08, novembre 2012



PREMIER MINISTRE



Les documents de travail du Centre d'analyse stratégique (CAS) sont des études ou des travaux de recherche effectués au CAS. Ils n'engagent que leurs auteurs et ne reflètent pas nécessairement des positions du Centre d'analyse stratégique. L'objet de leur diffusion est de susciter le débat et d'appeler commentaires et critiques.

Table des matières

Résumé	6
Abstract	7
1 Introduction	8
2 Cinquante ans de finances publiques dans les pays du G7	12
2.1 Des dynamiques communes de finances publiques sur la période 1960-2006	12
2.2 Des institutions budgétaires stables et variées	14
3 Soutenabilité et cointégration	17
3.1 Définition de la soutenabilité budgétaire	17
3.1.1 Condition de transversalité et contrainte budgétaire intertemporelle	17
3.1.2 Pondération par le PIB	18
3.1.3 La cointégration comme test de soutenabilité	19
3.2 Estimation de la cointégration standard	21
3.2.1 Tests de racine unitaire sur les taux d'intérêt, nets des taux de croissance du PIB	21
3.2.2 Tests de racine unitaire : la <i>mémoire infinie</i> des recettes et dépenses publiques	21
3.2.3 Tests de cointégration usuels : des résultats peu conclusifs	23
3.3 Modèle à correction d'erreur et limites de la représentation standard appliquée aux finances publiques	25
3.3.1 Forme-type du modèle à correction d'erreur appliqué aux finances publiques	25
3.3.2 Estimation du modèle à correction d'erreur standard	26
3.3.3 Limites des tests usuels de soutenabilité	28
4 Modélisation, estimation et interprétation de la <i>mémoire longue</i> des finances publiques	30
4.1 Définition et estimation du paramètre fractionnaire	30
4.1.1 Définition et premières traces de mémoire longue dans les finances publiques	32
4.1.2 Méthodologie et estimation de la cointégration fractionnaire	37
4.2 Modèle à correction d'erreur fractionnaire	43
4.2.1 Représentation du modèle à correction d'erreur fractionnaire	43
4.2.2 Estimation du modèle à correction d'erreur fractionnaire	44
4.3 Le paramètre fractionnaire, reflet des institutions et de l'agrégation de comportements hétérogènes	46
5 Conclusion	53
Bibliographie	55

Annexes	60
A Description des séries	60
B La mise en place de règles budgétaires dans les pays du G7	61

Liste des tableaux

1 Tests de racine unitaire sur les taux d'intérêt nets des taux de croissance du PIB des pays du G7, 1970-2006	21
2 Tests de racine unitaire sur les recettes et dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006	22
3 Tests de racine unitaire sur les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006	24
4 Tests de stationnarité sur les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006	24
5 Estimations du paramètre d'intégration fractionnaire pour les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006	39
6 Tests de racine unitaire sur les résidus fractionnellement différenciés des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006	44

Liste des graphiques

1 Évolution des recettes et des dépenses publiques au sein des pays du G7, en % du PIB, 1960-2006	13
2 Corrélogrammes des résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006	31
3 Périodogrammes des résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006	33
4 Histogrammes, densité normale, et densité estimée par le noyau des résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006	34
5 Distribution des H estimés par la méthode <i>R/S</i> à partir des séries simulées pour différentes valeurs de H	40
6 Réponses impulsionnelles des séries résiduelles I(d)	42
7 Réponses impulsionnelles moyennes selon la distribution des différents paramètres autorégressifs	48
8 Répartition des paramètres autorégressifs des déséquilibres entre recettes et dépenses publiques des différentes unités budgétaires des pays du G7	50

9	Réponses impulsionnelles des séries résiduelles globales estimées avec ou sans effet d'hétérogénéité des coefficients autorégressifs internes pour les pays du G7, 1960-2006	52
---	--	----

Résumé

Ce document propose de mesurer la soutenabilité de long terme des finances publiques dans les pays du G7 entre 1960 et 2006. Plus précisément, on évalue la force du lien qui unit les recettes et les dépenses publiques, par une approche fractionnaire qui assure la prise en compte de déséquilibres budgétaires étalés dans le temps, sans être pour autant cumulatifs. Cela permet de se soustraire à la critique de Bohn (2007), selon lequel les tests économétriques sont mal adaptés pour tester la soutenabilité des finances publiques dans la mesure où la contrainte budgétaire intertemporelle publique impose de très faibles restrictions économétriques. L'objectif est moins de savoir si la contrainte budgétaire publique est satisfaite, ou non, que d'estimer la vitesse à laquelle les déséquilibres sont résorbés. Trois résultats sont mis en avant. Premièrement, l'estimation de la mémoire longue des résidus des relations de long terme entre recettes et dépenses publiques met en évidence deux cas polaires : pour l'Allemagne, les trois-quarts d'un choc sont absorbés en moins de cinq ans, alors qu'il faut plus de quinze ans pour l'Italie. Entre les deux figurent la France et le Royaume-Uni, plus proches du modèle allemand, et les États-Unis, le Canada et le Japon, plus proches du second. Deuxièmement, l'estimation d'un modèle à correction d'erreur fractionnaire pour chaque pays indique, d'après le signe des coefficients, que les forces de rappel s'exercent dans les dynamiques des recettes et des dépenses publiques des différents pays, à l'exception des dépenses italiennes, qui témoignent d'un effet *boule de neige*. La différence entre la France et l'Allemagne, en termes de valeur et de significativité des coefficients dans l'ensemble du modèle à correction d'erreur, réside uniquement dans la gestion de la force de rappel sur les dépenses publiques : significative au seuil de 1% en Allemagne, elle est non significative au seuil de 10% en France. Troisièmement, l'aggrégation de différents déséquilibres budgétaires plus ou moins persistants au sein d'un État peut être une cause majeure de la persistance globale des déséquilibres budgétaires. Ainsi, la réduction de la persistance des déséquilibres budgétaires en Allemagne, en France, aux États-Unis et au Royaume-Uni, à un horizon de cinq ans, passe moins par leur baisse globale que par une diminution de la part des budgets les moins soumis aux ajustements budgétaires. Cette diminution peut être réalisée au profit des budgets qui connaissent habituellement les ajustements les plus rapides, sans remettre en cause la baisse de la persistance globale des déficits. Pour les pays dont les déséquilibres budgétaires globaux sont les plus persistants (Canada, Japon et Italie), l'effet dominant, à un horizon de cinq ans, est en revanche la moyenne plus élevée des différents déséquilibres internes.

Classification JEL : C22 ; C43 ; E62

Mots clés : Politique budgétaire ; Soutenabilité ; Mémoire longue ; Cointégration fractionnaire.

Abstract

This paper aims to measure long term public finance sustainability in G7 countries between 1960 and 2006. More precisely, we evaluate the strength of the relationship between public revenue and expenditures with a fractional econometric method. This avoids Bohn (2007)'s criticism, according to whom econometric tests are ill adapted to test public finance sustainability because public budget constraint imposes very weak econometric restrictions. Indeed, it is less important in this paper to know if such a constraint is satisfied than to estimate the speed of the adjustment. Three results can be drawn. First, long memory estimates put in evidence two polar cases : Germany, with fast adjustment and Italy, much slower. In Germany, three quarters of a shock can be absorbed in five years, but in more than fifteen years in Italy. Second, fractional error correction model for each country indicates, according to the sign of the coefficient, that error correction terms play a role in all dynamics, except for italian public expenditures, where there is a *snowball* effect. Public finance in Germany and France, in terms of value and significancy of the whole coefficients in the model, only differ in the error correction term in expenditures dynamics : significative at 1% for Germany, it is not significative at 10% for France. Third, the aggregation of more or less persistant fiscal deficits inside a country can explain the major part of the persistance of global deficits. The reduction of the persistance of fiscal deficits in Germany, France, the United States and the United Kingdom, at a five year horizon, comes less from the decrease of the global persistance but from the reduction of the part of budgets less exposed to ajustment. For countries with more persistant fiscal deficits (Canada, Japan, Italy), dominant effect is, at a five year horizon, a higher global average of persistant deficits.

JEL Classification: C22; C43; E62

Keywords : Fiscal policy; Sustainability; Long memory; Fractional cointegration.

La soutenabilité de long terme des finances publiques : une évaluation économétrique

Thomas Brand *

1. Introduction

La crise bancaire et financière débutée en 2007 et celle des finances publiques qu'elle a entraînée laissent envisager des déséquilibres budgétaires qui pourraient largement dépasser la durée du cycle économique. La persistance des déficits publics n'est pas un phénomène nouveau. Comme le suggèrent Auerbach (2011), ou encore Romer (2011), la soutenabilité des finances publiques doit être pensée à long terme. Cela signifie que le sentier d'ajustement des recettes et des dépenses publiques doit être tel qu'à long terme il prévient l'augmentation explosive de la dette publique. Cette notion de long terme reste néanmoins floue et bon nombre d'économistes ont privilégié des outils qui testent l'existence ou non de la soutenabilité des finances publiques, sans traiter spécifiquement le rythme des ajustements. L'objectif est ici de préciser la force du lien qui unit les recettes et les dépenses publiques dans les grands pays développés, en estimant la vitesse à laquelle ces derniers ont résorbé leurs déséquilibres budgétaires par le passé.

Hamilton et Flavin (1986) sont les premiers à proposer des tests économétriques pour étudier la soutenabilité des finances publiques. Plus précisément, ils cherchent à savoir empiriquement si des déficits publics permanents sont compatibles avec le respect d'une contrainte budgétaire publique. Ils établissent tout d'abord un parallèle mathématique entre la situation d'un État avec une dette publique croissante et des déficits publics perpétuels et l'existence d'une hausse continue des prix dans une bulle spéculative auto-entretenu. En reprenant la méthodologie de Flood et Garber (1980), ils évaluent la stationnarité en différence première du stock de dette publique et des déficits primaires au moyen de tests de racine unitaire. Haug (1991) montre cependant que Hamilton et Flavin (1986) procèdent à une mauvaise spécification des tests. C'est pour cette raison notamment que d'autres auteurs, tels Trehan et Walsh (1988, 1991) ou Smith et Zin (1991) préfèrent la technique de cointégration et établissent formellement un lien entre soutenabilité et cointégration des recettes et dépenses publiques¹.

Nous utilisons cette méthode pour évaluer, dans une première étape, la soutenabilité des finances publiques dans les pays du G7 (Allemagne, Canada, États-Unis, France, Italie, Japon et Royaume-Uni), entre 1960 et 2006². Les pays du G7 sont, sur cette période, tous de grands

*. Économiste au Centre d'analyse stratégique et doctorant ENS de Cachan - CES (thomas.brand@strategie.gouv.fr).

1. La cointégration est initiée dans les travaux de Granger (1981, 1983), Granger et Weiss (1983) et Engle et Granger (1987). C'est une propriété que peuvent avoir des séries temporelles non stationnaires. Ainsi, deux variables sont cointégrées lorsque, prises isolément, elles sont non stationnaires, mais qu'il existe une combinaison linéaire stationnaire de ces deux variables. Voir Afonso (2005) pour une revue de la littérature sur les tests de soutenabilité des finances publiques.

2. L'année 2006 marque la fin d'un cycle de croissance. Inclure la période post 2007, avec les effets considérables

pays industrialisés avec un système politique stable et une économie de marché, stabilité qui caractérise plus encore leurs systèmes de finances publiques.

Toutefois, la littérature sur les tests de soutenabilité budgétaire, *via* ceux de cointégration entre recettes et dépenses, s'est montrée assez peu concluante et a été récemment critiquée par Bohn (2007). La portée très large de cette critique justifie les développements que nous proposons dans la suite de ce travail.

L'idée principale de Bohn (2007) est que le rejet de la cointégration peut être cohérent avec le respect de la contrainte budgétaire publique. Même si les démonstrations exposées dans les articles précédemment cités sont correctes mathématiquement, elles définissent des conditions suffisantes pour le respect de la contrainte budgétaire publique, mais pas nécessaires. La contrainte budgétaire publique impose ainsi de très faibles restrictions économétriques puisqu'elle peut être satisfaite quel que soit l'ordre d'intégration des résidus de la relation de long terme entre recettes et dépenses.

Cette critique n'est pas pour autant insurmontable et n'invite pas à rejeter tout type de test économétrique pour évaluer la contrainte budgétaire publique. Il faut en effet remarquer que la critique de Bohn (2007) se concentre sur l'utilisation des tests économétriques pour répondre à la question portant uniquement sur le respect, ou non, de la contrainte budgétaire publique. Or, les premiers tests appliqués par Hamilton et Flavin (1986) répondaient aussi à une question plus positive, sur la forme même de la contrainte budgétaire publique³. Ce sont les articles ultérieurs qui ont abandonné cette dimension et se sont intéressés avant tout au problème de l'existence de la soutenabilité budgétaire.

L'un des objectifs est alors de revenir à une démarche plus positive, en cherchant à caractériser la plus ou moins grande persistance des déséquilibres budgétaires, au moyen de tests économétriques plus récents qui n'ont été, à notre connaissance, que rarement appliqués au champ des finances publiques⁴. Nous utilisons l'approche fractionnaire qui, au lieu de se cantonner à des ordres d'intégration entiers, permet de considérer l'infinité de réels qui peuvent caractériser l'ordre d'intégration d'une série. L'estimation de la *mémoire longue* des finances publiques, à travers ce paramètre fractionnaire, assure ainsi la prise en compte de déséquilibres budgétaires étalés dans le temps, sans être pour autant cumulatifs⁵. L'idée est alors de maintenir la méthodologie générale des tests de cointégration, mais en estimant le degré d'intégration fractionnaire des résidus de la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques. Il importe moins dans ce cadre de savoir si la contrainte budgétaire publique est satisfaite ou non que d'estimer la vitesse à laquelle les déséquilibres sont résorbés. Cela permet en outre une comparaison plus

de la crise sur les finances publiques, biaiserait fortement l'échantillon alors qu'on ne connaît pas encore la durée du retour à l'équilibre. L'annexe A fournit une explication détaillée des agrégats utilisés.

3. La question première de Hamilton et Flavin (1986) est en effet de savoir si les États sont soumis à la même contrainte budgétaire que les ménages.

4. À l'exception de Cunado *et al.* (2004) sur lequel nous revenons par la suite.

5. Le concept de *mémoire longue* repose sur les travaux de l'hydrologue Hurst (1951), de Mandelbrot et Wallis (1968) et de Mandelbrot et van Ness (1968), à partir desquels Granger et Joyeux (1980) et Hosking (1981) forgent les processus ARFIMA (p, d, q), généralisation des processus ARIMA (p, d, q) de Box et Jenkins (1970, 1976). L'exposant de différenciation d n'est plus contraint d'être un entier mais peut être un réel. Ces processus permettent de tenir compte des comportements à la fois de court et de long terme de la série étudiée.

précise des différentes dynamiques budgétaires des pays du G7.

L'enjeu de la deuxième étape réside ainsi dans la formalisation et l'estimation, à la suite d'un choc sur l'équilibre entre recettes et dépenses publiques, de ses conséquences à long terme. Il est possible d'estimer un modèle à correction d'erreur fractionnaire. Il peut être interprété comme une fonction de réaction des autorités budgétaires, ce que Bohn (2007) suggère d'ailleurs de développer.

La troisième étape consiste à proposer une explication au phénomène de mémoire longue dans la soutenabilité des finances publiques. À l'origine de la mémoire longue, une littérature restreinte a mis en évidence le phénomène d'agrégation de comportements hétérogènes (Granger, 1980; Zaffaroni, 2004). Selon ces auteurs, même si la moyenne de processus autorégressifs plus ou moins persistants est égale à celle de processus autorégressifs de persistances identiques, la première aura davantage de mémoire longue. Autrement dit, des administrations publiques au sein desquelles un certain nombre de budgets s'ajustent rapidement après un choc vont connaître, dès lors que d'autres s'ajustent plus difficilement, un retour à l'équilibre plus long qu'un système où tous les budgets s'ajustent en même temps. Il est alors possible de calculer, à partir de l'estimation préalable de la mémoire longue des finances publiques, la distribution des coefficients autorégressifs des déséquilibres internes aux administrations publiques d'un pays. Enfin nous évaluons, pour chaque pays de notre échantillon, (i) la part de la persistance des déséquilibres budgétaires globaux imputable à une moyenne élevée des déséquilibres internes et (ii) la part imputable à l'hétérogénéité des déséquilibres internes.

Trois résultats peuvent être mis en avant.

Premièrement, l'estimation de la mémoire longue des résidus des relations de long terme entre recettes et dépenses publiques met en évidence deux cas polaires : l'Allemagne présente des déséquilibres qui se résorbent très rapidement, l'Italie des déséquilibres très persistants. Pour l'Allemagne, les trois-quarts d'un choc sont absorbés en moins de cinq ans, alors qu'il faut plus de quinze ans pour l'Italie. Entre les deux, figurent la France et le Royaume-Uni, plus proches du modèle allemand, et les États-Unis, le Canada et le Japon, plus proches du second. Ces résultats viennent confirmer l'analyse préliminaire de l'autocorrélation de ces séries ainsi que l'analyse spectrale qui indique déjà, pour le Japon, le Canada et surtout l'Italie, un pôle aux plus basses fréquences. Le rôle important des mouvements peu fréquents dans la décomposition de la variance de la série est en effet caractéristique de la mémoire longue.

Deuxièmement, l'estimation d'un modèle à correction d'erreur fractionnaire pour chaque pays indique, d'après le signe des coefficients, que les forces de rappel s'exercent dans les dynamiques des recettes et des dépenses publiques des différents pays, à l'exception de l'Italie. Dans ce dernier cas, on voit en effet qu'un excès de dépenses par rapport aux recettes dans l'équation de long terme entraîne l'année suivante une croissance des dépenses, témoignant d'un effet *boule de neige*. Il apparaît en outre que les pays où la soutenabilité est la plus forte (Allemagne, Royaume-Uni et France), ont tous au moins une force de rappel significative. Les autres pays (Canada, Japon) n'ont pas de force de rappel significative. De plus, parmi les pays du premier groupe, l'Allemagne, où soutenabilité est la plus forte, est aussi celui où les forces de rappel sont très significatives à la fois sur les recettes et sur les dépenses. La France et le Royaume-Uni,

qui ont presque le même paramètre fractionnaire, présentent deux types d'ajustement en cas de déséquilibre : soit par les recettes pour la France, soit par les dépenses pour le Royaume-Uni. Enfin, la différence entre la France et l'Allemagne, en termes de valeur et de significativité des coefficients dans l'ensemble du modèle à correction d'erreur, réside uniquement dans la gestion de la force de rappel sur les dépenses publiques : significative au seuil de 1% en Allemagne, elle est non significative au seuil de 10% en France.

Troisièmement, l'agrégation de différents déséquilibres budgétaires, plus ou moins persistants, au sein d'un État, peut être une cause majeure de la persistance globale des déséquilibres budgétaires. Ainsi, la réduction de la persistance des déséquilibres budgétaires en Allemagne, en France, aux États-Unis et au Royaume-Uni, à un horizon de cinq ans, passe moins par une baisse globale de la persistance des déséquilibres que par une diminution de la part des budgets les moins soumis aux ajustements budgétaires. Cette diminution peut être réalisée au profit des budgets qui connaissent habituellement les ajustements les plus rapides, sans remettre en cause la baisse de la persistance globale des déficits. Pour les pays dont les déséquilibres budgétaires globaux sont les plus persistants (Canada, Japon et Italie), l'effet dominant, à un horizon de cinq ans, est en revanche une persistance moyenne plus élevée des différents déséquilibres budgétaires internes.

La section 2 présente les principaux faits stylisés de la croissance des recettes et dépenses publiques au cours des cinquante dernières années, dans les pays du G7, ainsi que le rôle des différentes règles budgétaires mises en place durant la période. La section 3 analyse les justifications théoriques qui permettent de tester la soutenabilité des finances publiques à l'aune de la technique de cointégration, puis applique et interprète un modèle à correction d'erreur standard. La section 4 dépasse les insuffisances des approches présentées au préalable, en utilisant les techniques de mémoire longue pour fournir de nouvelles estimations et donner une interprétation de ce phénomène comme l'agrégation de déséquilibres hétérogènes.

2. Cinquante ans de finances publiques dans les pays du G7

Nous cherchons dans un premier temps à rendre compte des divergences plus ou moins longues entre recettes et dépenses publiques dans les grands pays industrialisés en retraçant leurs principales évolutions depuis le début des années 1960. On constate, en début de période, une croissance soutenue de la part des recettes et dépenses publiques dans le PIB jusqu'au début des années 1980. Ces vingt ans marquent la plus forte croissance des finances publiques dans les économies développées, depuis le commencement de ce phénomène à la fin du XIXe siècle, comme le soulignent Tanzi et Schuknecht (2000)⁶, sans créer pour autant de déséquilibres budgétaires avant la fin de la période. Viennent ensuite les divergences des années 1980 et surtout 1990 où recettes et dépenses publiques augmentent moins rapidement, voire reculent dans plusieurs pays, à des rythmes différents.

Parmi les arguments avancés pour expliquer ces évolutions et les déséquilibres budgétaires plus ou moins importants qui en résultent, plusieurs auteurs avancent la mise en place de règles budgétaires, qui fixent une limite numérique simple sur les agrégats budgétaires. Pourtant, l'efficacité de telles règles paraît limitée par l'action des gouvernants pour contourner les cibles et dépend *in fine* du cadre institutionnel qui les entoure. Si ce cadre institutionnel (plus que les règles budgétaires *stricto sensu*) est un élément essentiel dans la dynamique des finances publiques d'un pays, sa très grande stabilité vient légitimer l'analyse de la soutenabilité sur l'ensemble de la période.

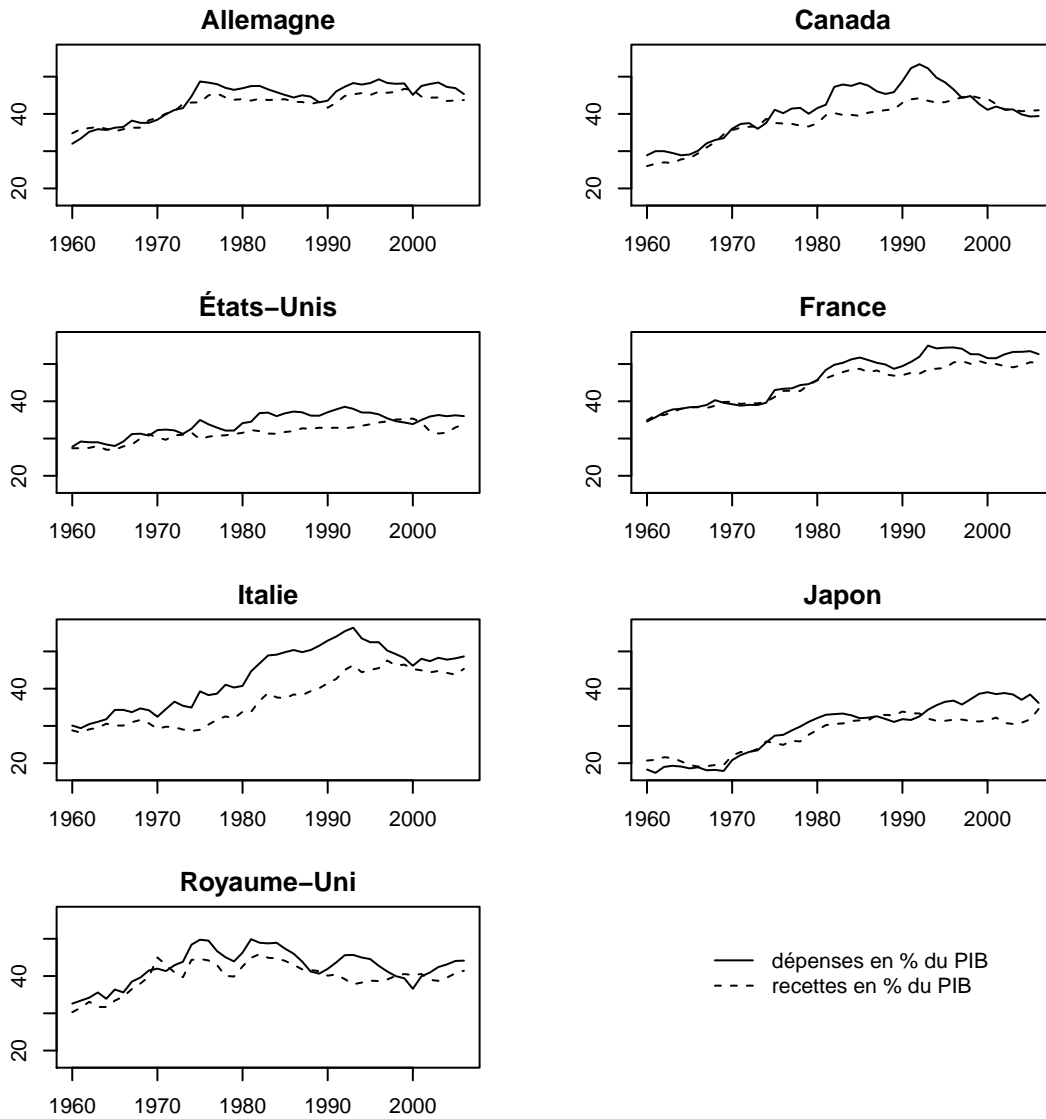
2.1. Des dynamiques communes de finances publiques sur la période 1960-2006

Un point de vue général de l'évolution des recettes et dépenses publiques en % du PIB dans les pays du G7 depuis 1960 dessine au moins trois sous-périodes, comme l'illustre le graphique 1 :

- Les années 1960 et 1970 de croissance soutenue et équilibrée. Tous les pays de l'échantillon connaissent une croissance importante des dépenses publiques, de 16 points de PIB en moyenne, depuis 1960 jusqu'au second choc pétrolier de 1979 (hormis les États-Unis, avec une croissance des dépenses d'environ 9 points de PIB). Le plus remarquable est que cette croissance a lieu en période de paix relative, sans crise profonde et avec des conditions démographiques plutôt favorables. Les recettes fiscales suivent dans l'ensemble une dynamique très similaire, jusqu'au premier choc pétrolier de 1973. La France est le seul pays dont la divergence entre recettes et dépenses est marquée seulement à partir de 1980.
- Les années 1980 de stabilisation et de divergences. À partir du début des années 1980, les dynamiques de finances publiques divergent plus sensiblement entre les pays qui maintiennent la croissance de la part des dépenses publiques jusque dans les années 1990 (Canada, Italie), ceux qui parviennent à la stabiliser (États-Unis, Japon) et ceux qui la diminuent pour l'augmenter à nouveau (Allemagne, France et Royaume-Uni).
- Les années 1992-2006 de *fiscal retrenchment* et de convergences. Pour tous les pays de l'échantillon (hormis le Japon), les années 1992-1993, et pour l'Allemagne l'année 1996, affichent un pic de dépenses publiques, à des degrés divers cependant : 48% du PIB en Allemagne, 53% au

6. L'entre-deux guerres marque *La fin du laissez-faire*, selon le titre de l'ouvrage de Keynes (1926), et le début de la justification d'une plus forte intervention publique.

Graphique 1 – Évolution des recettes et des dépenses publiques au sein des pays du G7, en % du PIB, 1960-2006



Source : OCDE. Voir annexe A.

Canada, 39% aux États-Unis, 55% en France, 56% en Italie et 46% au Royaume-Uni. S'ouvre alors la décennie du *fiscal retrenchment*, au moins jusqu'au début des années 2000, avec des baisses de dépenses publiques de 7 points de PIB en moyenne entre les points hauts et bas (hors Japon), avec des réductions budgétaires de moins de 5 points de PIB pour l'Allemagne, la France et les États-Unis, et de près de 10 points pour le Canada, l'Italie et le Royaume-Uni. Les recettes diminuant moins vite que les dépenses durant cette période, cela permet leur convergence, et même un excédent budgétaire pour l'Allemagne, le Canada, les États-Unis et le Royaume-Uni à la fin des années 1990. À partir de cette date, on assiste à une remontée des dépenses publiques, à des rythmes plus lents que par le passé cependant.

Bon nombre d'économistes ont cherché à expliquer les fondements de l'évolution des recettes et dépenses publiques. Le budget de l'État semble ainsi se renforcer dans les trois fonctions que lui assigne Musgrave (1959)⁷, avec notamment la montée en charge des systèmes de protection sociale, même si d'autres explications sont mises en avant comme la *loi de Wagner* (1877) ou l'*effet Baumol* (1967)⁸. Ces explications sont cependant soumises à controverses (Borcherding *et al.*, 2005) et rendent moins compte des divergences plus récentes entre les pays ou du lien entre la dynamique des dépenses et celle des recettes. Plus récemment, plusieurs auteurs émettent l'hypothèse d'un rôle déterminant des règles budgétaires, qu'il s'agit d'étudier.

2.2. Des institutions budgétaires stables et variées

La stabilité des systèmes politiques et économiques des pays étudiés, par rapport aux bouleversements de la Seconde Guerre mondiale, caractérise plus encore les systèmes de finances publiques. En effet, les institutions budgétaires, considérées avant tout comme un ensemble de contraintes formelles (lois et constitutions) sont rarement l'objet de profondes réformes⁹. Leur création est un acte majeur dans la vie politique d'un pays démocratique, dont les conséquences vont au-delà du strict champ des finances publiques. En France par exemple, l'ordonnance du 2 janvier 1959 organisant un processus budgétaire où le Parlement ne joue pas un rôle prépondérant répond directement à la volonté gaulliste d'un régime politique où l'exécutif est mis en avant. L'une des conséquences, comme le remarque Siné (2007), a été un *déclin du pilotage législatif de l'action budgétaire*, où près de 95% des crédits sont votés en une seule fois (la discussion des parlementaires portant sur les 5% de mesures nouvelles). Il parle à ce propos de *grande pétrification* des dépenses publiques.

Sans remettre en cause les règles *constitutives* qui définissent la manière dont le pouvoir financier est organisé et les liens qui unissent les institutions publiques qui le détiennent, les États se sont

7. Ce sont les fonctions d'allocation de biens publics, de redistribution vers les plus pauvres et de stabilisation de l'activité.

8. Selon la *loi de Wagner* (1877), l'industrialisation croissante génère des externalités toujours plus importantes que l'État doit prendre en charge. L'*effet Baumol* (1967) montre quant à lui que le coût de fourniture de biens et services publics augmente nécessairement car les gains de productivité du secteur public sont plus faibles que ceux du secteur privé.

9. Selon North (1991), les institutions correspondent aussi à des contraintes informelles du type normes de comportement, conventions ou codes de conduite. Leur évolution s'appréhende plus difficilement, même si l'on peut postuler, en première approche, que les institutions informelles ne subissent pas des modifications très différentes des institutions formelles.

dotés au cours de la période étudiée de règles *limitatives*, plus simples à mettre en place¹⁰. Une règle budgétaire est définie comme une contrainte permanente sur la politique budgétaire à travers une limite numérique simple sur les agrégats budgétaires (Kopits et Symansky, 1998). Elle assure, sinon une *cible globale* de finances publiques, du moins une limite globale à la dynamique des finances publiques, par opposition à la vision plus fragmentée des différents ministères. En 2009, 80 pays avaient mis en place une règle budgétaire nationale ou supranationale selon Kumar (2009), dont l'annexe B en fournit une vision détaillée pour les pays du G7.

La principale vertu des règles limitatives est de tempérer la discrétion budgétaire (Kopits, 2001), en limitant l'incohérence des politiques, selon le même raisonnement qui prévaut pour la politique monétaire (Kydlund et Prescott, 1977). Une littérature considérable a cherché à analyser l'efficacité de ce type de règles pour prévenir des déficits publics trop importants ou trop persistants. Plusieurs exemples historiques sont en faveur de leur mise en place, comme la diminution des déficits publics des pays européens qui préparaient leur entrée dans l'Union monétaire (von Hagen, 2006).

Pourtant, l'efficacité de ces nouvelles règles paraît limitée par l'action des gouvernants pour contourner les cibles, comme le soulignent plusieurs articles¹¹. L'efficacité des règles budgétaires dépend alors de la capacité d'appliquer des sanctions si ces règles ne sont pas respectées (Bohn et Inman, 1996) et de la manière dont les États perçoivent les coûts à les enfreindre (Debrun et Kumar, 2008).

Finalement, il apparaît que l'efficacité des règles budgétaires dépend du cadre institutionnel qui les entoure, comme le montre von Hagen (2006) à partir de l'exemple des pays européens et du Japon depuis 1980¹². Cette littérature rejoint les conclusions d'Alesina et Perotti (1994, 1996),

10. La distinction entre règle limitative et règle constitutive est directement reprise de l'analyse de Searle (1969).

11. L'article de von Hagen (1991) est parmi les premiers à évaluer empiriquement l'efficacité des règles budgétaires auxquelles sont soumis les États américains. Il conclut que si ces contraintes affectent les choix des dirigeants et les performances, elles induisent aussi une substitution des dettes soumises à contrainte par des dettes non contraintes. Bunch (1991) souligne que les États américains dotés de limites constitutionnelles sur leur dette utilisent des agences publiques pour contourner les restrictions d'emprunt. Kiewiet et Szakaty (1996) trouvent que les limites constitutionnelles sur la dette garantie par un État n'affectent pas significativement la totalité de la dette émise par les autorités centrales et locales. Dafflon et Rossi (1999) mettent en évidence des faits similaires à partir d'une analyse de la créativité comptable des gouvernements européens au cours de la phase de convergence pour devenir membre de l'Union monétaire. Une règle budgétaire plus stricte revient alors, comme le formalise Milesi-Ferretti (2003), à modifier les agrégats sans que la contrainte budgétaire intertemporelle publique soit plus soutenable. Milesi-Ferretti et Moriyama (2004) montrent que la course à l'accession des pays membres de la zone euro pour réduire la dette publique s'est accompagnée d'une forte diminution des actifs publics, surtout dans les pays avec un passif élevé. Les règles budgétaires ont ainsi un effet sur les agrégats qu'ils ciblent. Selon von Hagen et Wolff (2006), les États membres de l'Union européenne ont procédé à des ajustements particuliers pour éviter de subir la contrainte de Procédure de déficit excessif. Il apparaît ainsi une différence persistante entre la somme des déficits et la variation de la dette que les auteurs interprètent comme une utilisation stratégique par les gouvernements des ajustements stock-flux.

12. Ce résultat s'appuie sur un papier séminal de von Hagen (1992) qui modélise le biais de déficit comme le résultat d'un problème de pot commun. Il cherche la contrainte que les institutions budgétaires font peser sur les États pour régler le problème de surexploitation du pot commun et trouve que les caractéristiques institutionnelles d'un processus budgétaire, tel que le droit de veto du ministère des Finances, conduit à de meilleures performances en matière de discipline budgétaire. Ces résultats sont confirmés et étendus par von Hagen et Harden (1995); Hallerberg et von Hagen (1997); Hallerberg *et al.* (2007) et Gleich (2003) pour les pays d'Europe centrale et de

qui montrent l'importance des procédures de préparation et d'adoption des lois de finances et, plus généralement, de la nature du régime politique d'un pays pour comprendre la dynamique de ses finances publiques¹³.

Si l'efficacité des règles budgétaires dépend *in fine* du cadre institutionnel qui les entoure, la grande stabilité de ce dernier autorise à considérer la période étudiée comme globalement homogène pour chaque pays. On peut dès lors chercher à caractériser les différents déséquilibres budgétaires de chaque pays pour l'ensemble de la période.

l'est.

13. Par exemple, un système majoritaire permet en moyenne des finances publiques moins déficitaires qu'un système proportionnel, même si le risque de variation est plus important lors d'un changement de majorité. De plus, si les acteurs impliqués dans les différentes étapes du processus d'adoption du budget ont tous un pouvoir de veto, les délais d'ajustements budgétaires seront élevés en moyenne, car ces derniers se livreront à une guerre d'usure pour reporter le fardeau de l'ajustement sur un autre groupe (Alesina et Drazen, 1991). La reconnaissance de l'importance du processus de décision dans la dynamique des recettes et dépenses publiques est sans doute à l'origine des propositions de créations de comités budgétaires indépendants (Wyplosz, 2005; Debrun *et al.*, 2009). Ces derniers pourraient être dotés soit d'un pouvoir décisionnel à la manière des banques centrales en matière monétaire, soit, sous une forme plus consensuelle, être les garants d'une plus grande transparence, fournissant leurs propres projections et évaluations des politiques mises en place.

3. Soutenabilité et cointégration

Nous montrons dans cette section en quoi la cointégration permet de tester la soutenabilité budgétaire (3.1) avant d'en faire une estimation à partir de nos propres données (3.2) et de proposer sur cette base un modèle à correction d'erreur (3.3). On voit notamment que des forces de rappel s'exercent dans l'ensemble des pays si l'on considère leur signe, excepté pour les dépenses italiennes où les déséquilibres budgétaires entraînent l'année suivante une croissance des dépenses publiques, témoignant d'un effet *boule de neige*.

Les tests usuels de soutenabilité présentés sont cependant soumis à une critique importante (Bohn, 2007), selon laquelle la contrainte budgétaire publique impose de très faibles restrictions économétriques. On peut selon l'auteur avoir un rejet de la cointégration et en même temps des finances publiques soutenables. Nous apportons certaines réponses dans la section 4.

3.1. Définition de la soutenabilité budgétaire

La contrainte budgétaire publique en flux peut s'écrire, sous l'hypothèse que les titres émis par l'État ont tous une maturité d'une période

$$G_t^0 + (1 + r_t)B_{t-1} = R_t + B_t. \quad (1)$$

où G_t^0 désigne les dépenses publiques hormis les charges d'intérêts, R_t les recettes fiscales, B_t la dette publique et r_t le taux d'intérêt. À ce niveau de généralité, les variables de l'équation peuvent être nominales, réelles, ou pondérées par le PIB. Le taux d'intérêt sera respectivement le taux d'intérêt nominal, le taux d'intérêt réel, ou le taux d'intérêt moins le taux de croissance du PIB. Nous discuterons ensuite des choix que nous ferons et des hypothèses qu'ils nécessiteront.

On peut réécrire l'équation (1) pour les périodes suivantes. En résolvant le système par récurrence, on obtient la contrainte budgétaire intertemporelle

$$B_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s} - G_{t+s}^0}{\prod_{j=1}^s (1 + r_{t+j})} + \lim_{s \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^s \frac{B_{t+s}}{(1 + r_{t+j})}. \quad (2)$$

L'équation (2) ne semble pas être l'objet de controverse dans la mesure où elle ne fait que donner une identité comptable de la dette¹⁴. En revanche, ce qui est digne d'intérêt pour l'économiste, et qui peut être réfuté empiriquement, est le comportement de l'équation (2) au voisinage de l'infini. Comme nous le verrons, lorsque la limite dans la partie droite de l'équation (2) est nulle, la valeur présente du stock de dette publique est identique à la valeur actualisée des excédents primaires futurs, ce qui caractérise la soutenabilité des finances publiques.

3.1.1. Condition de transversalité et contrainte budgétaire intertemporelle

Afin d'évaluer la validité empirique d'une telle condition, il est nécessaire de faire plusieurs hypothèses. La première vise à considérer le taux d'intérêt réel comme un processus stochastique

¹⁴. Certains auteurs expriment cette équation en moyenne, ce qui est incorrect comme le soulignent Hakkio et Rush (1991), dans la mesure où l'équation (2) est une identité comptable. Ainsi, l'équation (2) doit-elle tenir pour toutes les réalisations de G_t^0 et de R_t , et non pas seulement pour leurs moyennes.

stationnaire, de moyenne inconditionnelle r (avec $r > 0$). Il est donc incorrect d'analyser la contrainte budgétaire intertemporelle en termes nominaux dès lors que la stationnarité des taux d'intérêt nominaux est soumise à question. On définit alors, selon Wilcox (1989), qui le premier relâche l'hypothèse de taux d'intérêt constant de Hamilton et Flavin (1986)

$$G_t = G_t^0 + (r_t - r)B_{t-1}. \quad (3)$$

Cette hypothèse simplificatrice est nécessaire pour obtenir l'équation

$$B_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s} - G_{t+s}}{(1+r)^s} + \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+r)^s}. \quad (4)$$

Une politique budgétaire soutenable doit s'assurer que la valeur actualisée du stock de dette publique (le second terme dans la partie droite de l'équation) tend vers zéro, en contraignant la dette à ne pas croître plus vite que le taux d'intérêt réel. La *condition de transversalité* est satisfaite dès lors que

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+r)^s} = 0. \quad (5)$$

En d'autres termes, l'absence d'un jeu de Ponzi, qui consiste à emprunter pour payer notamment les charges d'intérêt de l'ancienne dette arrivée à maturité, est nécessaire pour respecter la contrainte budgétaire intertemporelle. L'intuition fondamentale de Hamilton et Flavin (1986) est alors de comparer la possibilité de financer les charges d'intérêts par l'émission d'une nouvelle dette au phénomène de bulle spéculative qui éloigne les cours des actifs de leurs fondamentaux.

Pour satisfaire la condition de transversalité en (5), l'État doit obtenir des excédents, dont la somme des valeurs actualisées doit correspondre au stock de dette en t , et ainsi respecter la *contrainte budgétaire intertemporelle* :

$$B_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s} - G_{t+s}}{(1+r)^s}. \quad (6)$$

3.1.2. Pondération par le PIB

Il est aussi possible d'exprimer les conditions présentées auparavant à partir de variables définies par rapport au PIB, sur la base de McCallum (1984).

Si y définit le taux de croissance réel du PIB, et si on néglige les revenus tirés du seignuriage, la contrainte budgétaire intertemporelle s'écrit

$$\frac{B_t}{Y_t} = \frac{(1+r_t) B_{t-1}}{(1+y_t) Y_{t-1}} + \frac{G_t^0}{Y_t} - \frac{R_t}{Y_t}. \quad (7)$$

En faisant l'hypothèse que le taux d'intérêt réel est stationnaire, donc de moyenne r , et en considérant le taux de croissance réel de l'économie constant, la contrainte budgétaire s'écrit

$$b_t = \sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1+r}{1+y} \right)^{-s} (\rho_{t+s} - g_{t+s}) + \lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+r}{1+y} \right)^{-s}, \quad (8)$$

avec $b_t = B_t/Y_t$, $g_t = G_t/Y_t$ et $\rho_t = R_t/Y_t$. L'équation (5) peut alors se réécrire sous la forme

$$\lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+r}{1+y} \right)^{-s} = 0 \quad (9)$$

et (6) devient

$$b_t = \sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1+r}{1+y} \right)^{-s} (\rho_{t+s} - g_{t+s}). \quad (10)$$

Une condition suffisante pour vérifier l'équation (9) est que le taux de croissance asymptotique de la dette soit inférieur à la différence entre le taux d'intérêt asymptotique et le taux de croissance de l'économie. Dans ce cas, la soutenabilité de la dette publique est compatible avec des déficits publics permanents. En revanche, si le taux d'intérêt est supérieur au taux de croissance de l'économie, l'État doit obligatoirement dégager des excédents budgétaires pour assurer la soutenabilité. En effet, dans ce cas, le maintien de déficits publics impliquerait une croissance de la dette qui deviendrait un multiple infini du PIB¹⁵.

3.1.3. La cointégration comme test de soutenabilité

La soutenabilité des finances publiques peut être évaluée par des tests de cointégration. Considérons avant tout les deux séries de recettes et de dépenses publiques. Faisons l'hypothèse qu'elles sont toutes les deux non stationnaires et qu'elles doivent être différenciées au même ordre pour induire la stationnarité. En général, la plupart des combinaisons linéaires de R et G , telle que $R_t - aG_t = v_t$, seront, elles aussi, non stationnaires. Pourtant, il peut exister un nombre b tel que $R_t - bG_t = u_t$ est stationnaire. Dans ce cas, R et G sont dites cointégrées, avec un vecteur de cointégration $(1, -b)$. Donc si R et G sont cointégrées, leurs évolutions ne peuvent pas diverger trop longtemps l'une de l'autre parce que leur différence, $R_t - bG_t = u_t$, est stationnaire. Si elles ne sont pas cointégrées, elles s'éloigneront l'une de l'autre sans qu'il existe une force de rappel pour les réunir sur un même sentier.

La technique de cointégration va alors être utilisée pour tester la soutenabilité budgétaire, à partir notamment de Hakkio et Rush (1991), qui servent de référence à nombre d'articles postérieurs. On fait l'hypothèse d'un taux d'intérêt réel stationnaire, de moyenne r . En utilisant la variable définie précédemment $G_t = G_t^0 + (r_t - r)B_{t-1}$, ainsi que $GG_t = G_t^0 + r_t B_{t-1}$, la contrainte budgétaire intertemporelle peut s'écrire aussi

$$GG_t - R_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{(\Delta R_{t+s} - \Delta G_{t+s})}{(1+r)^s} + \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+r)^s}. \quad (11)$$

On rappelle que R et G ne sont pas stationnaires, mais que ΔR_t et ΔG_t le sont. Une condition suffisante pour que la condition de transversalité (5) soit satisfaite est que le membre de droite de l'équation (11) soit stationnaire en différence première¹⁶. Si le membre de droite est stationnaire, le membre de gauche doit être également stationnaire. Si GG_t et R_t sont toutes deux

15. Voir McCallum (1984) pour une discussion plus précise de ces questions.

16. Cette condition n'est cependant pas nécessaire comme nous le verrons en étudiant la critique de Bohn (2007) par la suite.

non-stationnaires, elles doivent être nécessairement cointégrées. Autrement dit, si l'on teste la régression

$$R_t = a + bGG_t + u_t, \quad (12)$$

on accepte l'hypothèse de cointégration si la série des résidus u_t est stationnaire¹⁷. Une relation de cointégration entre GG et R est cohérente avec la possibilité de maintenir un déficit constant tout en garantissant la soutenabilité à condition d'inclure les charges de la dette.

En outre, il n'est pas nécessaire que $\hat{b} = 1$ pour assurer le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle. En effet, en remplaçant R_t par $\hat{a} + \hat{b}GG_t$ dans l'équation (1) et en faisant l'hypothèse que $r_t = r$ pour simplifier, on obtient

$$G_t^0 + (1 + r)B_{t-1} = \hat{a} + \hat{b}GG_t + B_t, \quad (13)$$

ou encore,

$$G_t^0 + (1 + r)B_{t-1} = \hat{a} + \hat{b}(G_t^0 + rB_{t-1}) + B_t, \quad (14)$$

et donc

$$B_{t+j} = S_{t+j} + (1 + (1 - \hat{b})r)B_{t+j-1}, \quad (15)$$

avec $S_{t+j} = (1 - \hat{b})G_{t+j}^0 - \hat{a}$.

D'où par récurrence

$$B_{t+j} = \sum_{k=0}^j \left(1 + (1 - \hat{b})r\right)^{j-k} S_{t+k} + \left(1 + (1 - \hat{b})r\right)^j B_{t-1}. \quad (16)$$

À partir de l'équation (16), on réécrit la limite de l'équation (5)

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^j \frac{\left(1 + (1 - \hat{b})r\right)^{j-k}}{(1 + r)^j} S_{t+k} + \frac{\left(1 + (1 - \hat{b})r\right)^j}{(1 + r)^j} B_{t-1}. \quad (17)$$

Cette limite sera égale à 0, et la condition de transversalité respectée, dès lors que $0 < \hat{b} < 1$ ¹⁸. Ce résultat vient légitimer le type de régression proposé dans l'équation (12). Il est donc maintenant possible de mettre en oeuvre des tests de cointégration pour évaluer la soutenabilité des finances publiques des pays du G7.

17. Remarquons à la suite de Hakkio et Rush (1991) que si GG est non stationnaire, alors que R l'est, il n'existe pas de relation de long terme entre GG et R . Intuitivement, cela implique que l'État viole sa contrainte budgétaire intertemporelle parce que GG tend à croître plus vite que ne le fait R . Dans ce cas, l'estimateur \hat{b} de b converge vers 0 et l'équation (5) n'est plus respectée.

18. Hakkio et Rush (1991) remarquent cependant que dans le cas où $\hat{b} < 1$, la valeur non escomptée de la dette peut diverger, incitant davantage les États à faire défaut.

Tableau 1 – Tests de racine unitaire sur les taux d'intérêt nets des taux de croissance du PIB des pays du G7, 1970-2006

	ADF	PP
Allemagne	-3.36**	-3.39**
Canada	-2.09	-2.22
États-Unis	-2.42	-2.7*
France	-1.71	-1.85
Italie	-1.78	-2.13
Japon	-2.88*	-1.93
Royaume-Uni	-2.17	-3.28*

*Note : ADF est le test augmenté de Dickey et Fuller (1981) et PP celui de Phillips et Perron (1988). On rejette la racine unitaire au seuil de * : 10%, ** : 5%, *** : 1%.*

3.2. Estimation de la cointégration standard

3.2.1. Tests de racine unitaire sur les taux d'intérêt, nets des taux de croissance du PIB

La première étape consiste à tester la présence de racine unitaire dans les séries des taux d'intérêt sur les obligations d'État à 10 ans, nets des taux de croissance du PIB¹⁹.

Le tableau 1 indique que l'hypothèse nulle de racine unitaire est fortement rejetée dans le cas allemand, et dans une moindre mesure pour les États-Unis, le Japon et le Royaume-Uni. Pour les autres pays de l'échantillon, la stationnarité des taux d'intérêt réels, nets des taux de croissance du PIB, est une hypothèse plus forte.

3.2.2. Tests de racine unitaire : la mémoire infinie des recettes et dépenses publiques

L'étape suivante consiste à tester si les séries des recettes et dépenses publiques, exprimées en part du PIB, contiennent ou non une racine unitaire. Un aperçu graphique de l'évolution des recettes et dépenses publiques dans les sept pays étudiés (graphique 1) nous incite plutôt à privilégier le rejet de la stationnarité de la série brute. Nous proposons d'en rendre compte statistiquement au moyen des tests de Dickey et Fuller (1981) et Phillips et Perron (1988) sur les séries en logarithme, que nous utiliserons toujours sous cette forme par la suite. Les valeurs obtenues sont répertoriées dans le tableau 2.

L'application des tests de Dickey-Fuller fait ressortir la présence d'une racine unitaire dans toutes les séries en niveau. Les séries de recettes et dépenses publiques sont donc non stationnaires.

19. Le test de Dickey et Fuller (1981) que nous utilisons ici tient compte d'une structure autorégressive supérieure ou égale à 1. Le test de Phillips et Perron (1988) présente, quant à lui, l'avantage d'être particulièrement robuste aux changements de variance au cours du temps. Pour les deux tests, l'hypothèse nulle est la non stationnarité.

Tableau 2 – Tests de racine unitaire sur les recettes et dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006

		Dickey-Fuller		Phillips-Perron	
		Niveau	Variation	Niveau	Variation
Allemagne	Dépenses	-3,14 (2)	-4,91* (1)	-2,99 (2)	-4,85* (1)
	Recettes	-2,35 (2)	-5,61* (1)	-2,25 (2)	-5,66* (1)
Canada	Dépenses	-1,73 (2)	-4,74* (1)	-1,93 (2)	-4,77* (1)
	Recettes	-3,54 (2)	-3,83* (1)	-3,02 (2)	-3,85* (1)
États-Unis	Dépenses	-2,05 (2)	-5,63* (1)	-2,06 (2)	-5,89* (1)
	Recettes	-2,37 (3)	-5,47* (1)	-2,53 (3)	-5,39* (1)
France	Dépenses	-1,60 (2)	-4,38* (1)	-1,90 (2)	-4,38* (1)
	Recettes	-2,31 (2)	-4,95* (1)	-2,19 (2)	-4,97* (1)
Italie	Dépenses	-1,64(2)	-2,12 (1)	-1,64 (2)	-6,20* (1)
	Recettes	2,29 (1)	-6,05* (2)	2,20 (1)	-6,05* (2)
Japon	Dépenses	2,50 (1)	-6,00* (3)	2,08 (1)	-6,05* (3)
	Recettes	2,09 (1)	-4,57* (1)	1,71 (1)	-4,61* (1)
Royaume-Uni	Dépenses	-2,45 (2)	-5,30* (1)	-2,43 (2)	-5,34* (1)
	Recettes	-2,63 (2)	-4,00* (1)	-2,75 (2)	-5,05* (1)

*Note : (1) : modèle sans constante, ni tendance; (2) : modèle avec constante, sans tendance; (3) : modèle avec constante et tendance; * : série stationnaire au seuil de 1%. Les distributions asymptotiques des statistiques de tests de Phillips-Perron et de Dickey-Fuller sont identiques.*

De manière à tester l'ordre d'intégration des séries, les tests de Dickey-Fuller ont aussi été mis en oeuvre sur les séries en différence première, pour évaluer le taux de croissance de chaque variable. On constate que toutes les séries sont stationnaires en différence première (hormis les dépenses publiques italiennes, mais seulement selon le test Dickey-Fuller).

Les résultats des tests de Phillips-Perron confirment la présence d'une racine unitaire en niveau et la stationnarité des séries en différence première. En outre, le choix du modèle de régression est presque toujours identique au modèle sélectionné lors de l'application du test de Dickey-Fuller.

On en conclut que toutes les séries de recettes et de dépenses publiques sont $I(1)$, autrement dit un choc sur les recettes et les dépenses publiques d'un pays a des conséquences que l'on peut considérer comme pérennes et seule la série des taux de croissance est stationnaire. L'approche en termes de cointégration se trouve pleinement justifiée sur un plan empirique.

3.2.3. Tests de cointégration usuels : des résultats peu conclusifs

Il s'agit maintenant d'appliquer les tests de cointégration, selon une méthode en deux étapes, telle que le suggèrent Engle et Granger (1987). La première étape consiste à estimer les résidus de l'équation

$$rev_t = \alpha + \beta exp_t + z_t, \quad (18)$$

pour les séries de recettes (rev) et dépenses (exp) exprimées en part de PIB et en logarithmes, et z_t le terme d'erreur²⁰.

La seconde étape nécessite d'appliquer les tests Dickey-Fuller et Phillips-Perron sur les résidus estimés \hat{z}_t des relations statiques établies précédemment. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.

Il faut comparer ces valeurs à celles tabulées par Engle et Yoo (1987), pour un test Dickey-Fuller, et à Dittman (2000) pour un test Phillips-Perron. Les résultats de ces deux tests sont globalement similaires et indiquent quatre séries résiduelles stationnaires (Allemagne, États-Unis, France et Royaume-Uni). Les recettes et les dépenses publiques de ces quatre pays sont donc cointégrées selon ces tests.

Pour compléter ces premiers résultats, nous appliquons aussi le test KPSS de Kwiatkowski *et al.* (1992) qui a la particularité d'avoir la stationnarité comme hypothèse nulle. L'application de ce test nécessite le choix du nombre de retards l à prendre en considération dans le calcul de la variance de long terme. Nous utilisons deux valeurs du paramètre de troncature, court (l_c) ou long (l_l), où T est le nombre d'observations

$$l_c = \text{int} \left(3(T)^{1/2}/13 \right) \quad l_l = \text{int} \left(10(T)^{1/2}/14 \right). \quad (19)$$

Les résultats présentés dans le tableau 4 doivent être comparés aux valeurs tabulées par Shin (1994). Il apparaît que la stationnarité des séries résiduelles est rejetée dans les cas canadien et

²⁰. Comme le précise Granger (1986), il peut être nécessaire d'inclure une constante dans la régression linéaire pour obtenir une moyenne nulle de la série des résidus.

Tableau 3 – Tests de racine unitaire sur les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006

	ADF	PP
Allemagne	-4.24***	-4.07***
Canada	-1.82	-1.72
États-Unis	-3.56**	-2.84*
France	-3.36**	-3.34**
Italie	-0.94	-1.13
Japon	-2.24	-2.08
Royaume-Uni	-3.43**	-3.1**

Note : ADF est le test augmenté de Dickey et Fuller (1981) et PP celui de Phillips et Perron (1988). On rejette la non-stationnarité au seuil de * : 10%, ** : 5%, *** : 1%.

Tableau 4 – Tests de stationnarité sur les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006

	KPSS	
	$l_c = 1$	$l_l = 4$
Allemagne	0.156	0.133
Canada	0.757***	0.378*
États-Unis	0.431*	0.282
France	0.134	0.095
Italie	0.804***	0.356*
Japon	0.229	0.115
Royaume-Uni	0.128	0.088

Note : KPSS est le test de Kwiatkowski et al. (1992). On rejette la stationnarité au seuil de * : 10%, ** : 5%, *** : 1%.

italien, et dans une moindre mesure pour le cas américain. Le test ne permet pas en revanche de rejeter la stationnarité des séries allemande, française, japonaise et britannique.

Si l'on compare les résultats de ces différents tests, il ressort une image contrastée de la soutenabilité des finances publiques des différents pays considérés. Certes, l'Allemagne affiche clairement sa soutenabilité (rejet de racine unitaire au seuil de 1% pour ADF et PP et non-rejet de la stationnarité), ainsi que la France et le Royaume-Uni, quoique dans une moindre mesure que l'Allemagne pour le rejet de la racine unitaire. À l'opposé, le Canada et l'Italie affichent une dynamique insoutenable sur la période (non rejet de la racine unitaire et rejet de la stationnarité). Les résultats sont moins conclusifs pour les États-Unis et le Japon. En effet, dans le cas américain, on rejette certes la racine unitaire, mais on rejette aussi, au seuil de 10%, la stationnarité. Dans le cas japonais, on rejette à la fois la racine unitaire et la stationnarité.

Finalement, les résultats des tests de racine unitaire et de stationnarité autorisent, en première approximation, à estimer des modèles à correction d'erreur d'après le théorème de Granger (1981) pour la plupart des pays de notre échantillon, même si les cas canadiens et italiens auront surtout valeur de comparaison avec les autres. Il sera ensuite nécessaire de procéder à d'autres types d'estimation de manière à distinguer et hiérarchiser plus précisément la soutenabilité des finances publiques des différents pays de l'échantillon (section 4).

3.3. Modèle à correction d'erreur et limites de la représentation standard appliquée aux finances publiques

3.3.1. *Forme-type du modèle à correction d'erreur appliqué aux finances publiques*

Soient rev_t et exp_t non stationnaires, rendues stationnaires en appliquant la différence Δ . Le modèle à correction d'erreur s'écrit alors

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \rho_1 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} \mu_2 & \mu_3 \\ \rho_2 & \rho_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

où $z_t = rev_t - \beta exp_t - \alpha$ est le résidu de la relation de cointégration entre rev_t et exp_t ²¹.

La différence par rapport à un VAR usuel réside dans la présence de la variable z_{t-1} , combinaison linéaire stationnaire de variables non stationnaires. Le modèle à correction d'erreur standard présente l'avantage de rendre explicite une dynamique des recettes et dépenses publiques où le déséquilibre par rapport à la relation de long terme est résorbé proportionnellement à son ampleur. On peut estimer alors des forces de rappel vers l'équilibre de long terme, ici μ_1 et ρ_1 , qui désignent la proportion de l'écart en $t-1$ qui sera résorbée en t , autrement dit la vitesse de convergence des recettes et dépenses publiques des différents pays pour garantir la soutenabilité budgétaire.

Le modèle à correction d'erreur permet ainsi d'intégrer les fluctuations de court terme (les variables en différence première) autour de l'équilibre de long terme donné par la relation de

²¹. Pour simplifier la présentation, on considère ici un seul retard, même si l'estimation qui suit en autorise davantage.

cointégration. Une condition nécessaire pour assurer la soutenabilité de long terme des finances publiques porte sur le signe de ρ_1 et μ_1 :

- ρ_1 doit être positif. En effet, lorsque les dépenses sont supérieures aux recettes par rapport à l'équation de long terme ($z_t < 0$), il faut que les dépenses diminuent. À l'inverse quand les dépenses sont inférieures aux recettes ($z_t > 0$), les dépenses peuvent augmenter.
- μ_1 doit être négatif. En effet, lorsque les dépenses sont supérieures aux recettes par rapport à la relation de long terme ($z_t < 0$), il faut que les recettes augmentent. À l'inverse quand les dépenses sont inférieures aux recettes ($z_t > 0$), les recettes peuvent diminuer.

Les coefficients ρ_2 et μ_3 fournissent des informations supplémentaires sur le caractère soutenable ou non des sentiers de croissance des recettes et dépenses publiques. Quand les dépenses augmentent en $t - 1$, les recettes de l'année suivante doivent augmenter pour que la contrainte budgétaire intertemporelle publique soit satisfaite, et donc μ_3 doit être positif. Quand les recettes diminuent, les dépenses doivent diminuer l'année suivante, et ρ_2 doit aussi être positif. Cependant, on peut très bien imaginer une consolidation budgétaire pluriannuelle, qui passe la première année par une diminution des dépenses et l'année suivante par l'augmentation des recettes, ou encore une augmentation des recettes puis une diminution des dépenses. Le signe des coefficients ρ_2 et μ_3 sont donc plus difficilement interprétables.

Enfin, les coefficients ρ_3 et μ_2 traduisent respectivement la dépendance du taux de croissance des dépenses et des recettes par rapport à ceux des années précédentes. Il est difficile de prédire leur signe, même si l'hypothèse *incrémentale*, qui insiste sur le caractère fortement inertiel des recettes comme des dépenses publiques, laisserait penser qu'ils sont positifs²².

3.3.2. Estimation du modèle à correction d'erreur standard

Le nombre de variables retardées est choisi en minimisant plusieurs critères d'information usuels. Il est pour chaque pays de 1, sauf pour le Canada et le Royaume-Uni où l'on estime deux retards²³. Comme les séries présentes dans les modèles à correction d'erreur sont globalement stationnaires (section 3.2), les tests de significativité usuels fonctionnent.

22. L'incrémentalisme budgétaire développé à l'origine par Wildavsky (1964) recouvre des réalités très différentes (Berry, 1990). Il est compris ici plutôt comme la stabilité dans ses règles de croissance. Les dépenses d'investissement public par exemple créent directement de nouvelles dépenses de fonctionnement les années suivantes.

23. Pour ces deux pays, les modèles à correction d'erreur présentés dans l'encadré ne font figurer qu'un seul retard mais les estimations sont bien fondées sur deux retards. De plus, aucune constante n'apparaît alors que l'estimation en tient compte aussi.

Estimations des modèles à correction d'erreur ^a des finances publiques des pays du G7, 1960-2006	
Allemagne :	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.29^{**} \\ 0.504^{**} \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.182 & 0.192^* \\ -0.053 & 0.421^{**} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
Canada :	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.091 \\ 0.1 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.421^{***} & -0.203^* \\ 1.025^{***} & 0.248 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
États-Unis :	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.298^{***} \\ 0.186^* \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.264^* & -0.194 \\ 0.153 & 0.297^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
France :	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.207^* \\ 0.351^* \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.016 & 0.236^* \\ -0.142 & 0.509^{***} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
Italie :	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.142^{**} \\ -0.088 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.012 & -0.008 \\ 0.235 & -0.161 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
Japon :	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.159^* \\ 0.036 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.434^{**} & -0.215 \\ 0.226 & 0.04 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
Royaume-Uni :	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.201 \\ 0.31^{**} \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.304^* & -0.021 \\ -0.039 & 0.254 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
^a . Le coefficient est significatif au seuil de * : 10%, ** : 5%, *** : 1%.	

Les résultats des estimations des modèles à correction d'erreur sont dans l'ensemble largement conformes au modèle présenté précédemment. Les résidus retardés jouent le rôle de forces de rappel dans l'ensemble des pays si l'on considère leur signe, excepté pour les dépenses italiennes. Dans le cas italien, où l'on ne peut pas à proprement parler de modèle à correction d'erreur puisqu'il n'y a pas de relation de cointégration entre recettes et dépenses publiques, on voit qu'un excès de dépenses par rapport aux recettes dans l'équation de long terme ($z_t < 0$), entraîne l'année suivante une croissance des dépenses²⁴, témoignant d'un effet *boule de neige*. La significativité des coefficients devant les forces de rappel permet de classer les pays dans leur manière d'assurer la soutenabilité de leurs finances publiques : d'un côté les pays comme l'Allemagne, la France et les États-Unis dans une moindre mesure, qui mobilisent à la fois recettes et dépenses publiques pour retourner à l'équilibre ; de l'autre les pays comme le Japon et l'Italie qui utilisent surtout les recettes. Le Royaume-Uni a une dynamique d'ajustement qui passe surtout par les dépenses. Le Canada quant à lui n'affiche aucun coefficient significatif devant les forces de rappel.

De plus, le signe des coefficients croisés (l'influence des recettes en $t - 1$ sur les dépenses en t et des dépenses en $t - 1$ sur les recettes en t) peut être positif ou négatif. Une augmentation des dépenses entraîne une augmentation des recettes en Allemagne et en France, mais une diminution

24. Le ρ_1 italien est négatif.

au Canada. Même si les deux premiers affichent une stationnarité des résidus moins contestable que le Canada, et donc une soutenabilité *a priori* plus forte, il est vraisemblable que le Canada assure aussi une forme de soutenabilité en réduisant d'abord ses dépenses puis en augmentant ses recettes, stratégie adoptée au cours des années 1990 (graphique 1).

Enfin, le taux de croissance des dépenses publiques en $t - 1$ influence de manière significative celui des dépenses en t (ρ_3 significatif) avant tout pour le cas français, mais aussi allemand et américain. Ces résultats peuvent se révéler en faveur de l'hypothèse incrémentale : une augmentation des dépenses publiques en $t - 1$ appelle une nouvelle croissance des dépenses en t . En outre, le taux de croissance des recettes publiques de l'année précédente influence fortement celui des recettes en t (μ_2 significatif) pour le Canada et le Japon, et dans une moindre mesure le Royaume-Uni et les États-Unis.

Même si les résultats des estimations des modèles à correction d'erreur se révèlent riches, une telle étude permet difficilement à ce stade de se prononcer sur la soutenabilité budgétaire des différents pays, et se trouve confrontée à plusieurs limites.

3.3.3. *Limites des tests usuels de soutenabilité*

Les tests de soutenabilité que nous venons de développer ont cependant été remis en cause par Bohn (2007). La portée très large de cette critique motive les développements que nous proposons dans toute la suite de ce travail.

L'idée principale de Bohn (2007) est que le rejet de la cointégration, autrement dit le fait que les résidus de la régression entre recettes et dépenses ne sont pas stationnaires en différence première, peut être cohérent avec le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle publique. Pour l'auteur, les démonstrations dans les articles précédemment utilisés sont certes mathématiquement correctes, mais elles restreignent la classe des alternatives satisfaisant la contrainte budgétaire publique et évacuent la question de l'intégration à des ordres supérieurs des séries de résidus.

L'intuition fondamentale de Bohn (2007) est la suivante. Supposons que la dette publique est un processus intégré d'ordre m : il peut donc être un polynôme au plus d'ordre m à l'horizon s . La condition de transversalité, exprimée dans l'équation (5), a quant à elle un facteur d'escompte exponentiel en s . Or, la croissance exponentielle domine la croissance du polynôme, quel que soit l'ordre de ce dernier. Donc le facteur d'escompte dans la condition de transversalité dominera asymptotiquement la croissance de la dette dès que la dette est stationnaire en différence, quel que soit l'ordre d'intégration. En l'absence de limite sur la dette publique, un ordre élevé d'intégration de la série de dette ou de résidus suffit donc à satisfaire la contrainte budgétaire publique et le rejet de $m = 1$ (la non stationnarité en différence première) n'est pas une preuve d'insoutenabilité. Bohn (2007) critique ainsi Quintos (1995) qui définit une *soutenabilité faible* lorsqu'il doit différencier deux fois la série de dette publique pour obtenir une série stationnaire. Il montre qu'en suivant la logique de Quintos (1995), on pourrait définir une soutenabilité *absurdemment faible* pour un ordre d'intégration m encore supérieur. La contrainte budgétaire publique impose finalement de très faibles restrictions économétriques.

Une telle critique est-elle indépassable et faut-il dans ce cas rejeter les tests économétriques pour

évaluer la contrainte budgétaire publique ? Pour répondre à cette question, il faut d'emblée se rendre compte que Bohn (2007) critique avant tout l'utilisation des tests économétriques pour répondre à la question portant uniquement sur le respect, ou non, de la contrainte budgétaire intertemporelle publique. Or, les premiers tests économétriques appliqués par Hamilton et Flavin (1986) répondaient aussi à une question plus positive, sur la forme même de la contrainte budgétaire publique. Ce sont les articles ultérieurs qui ont abandonné cette dimension et se sont intéressés avant tout au problème de l'existence de la soutenabilité budgétaire.

L'un des objectifs de ce papier est alors de revenir à une démarche plus positive, au moyen de tests économétriques plus récents qui n'ont été, à notre connaissance, que rarement appliqués au champ des finances publiques. Nous utilisons l'approche fractionnaire qui, au lieu de se cantonner à des ordres d'intégration entiers, permet de considérer l'infinité de réels qui peuvent caractériser l'ordre d'intégration. L'estimation de la *mémoire longue* des finances publiques à travers un paramètre fractionnaire assure la prise en compte de déséquilibres budgétaires étalés dans le temps, sans être pour autant cumulatifs. Il importe moins dans ce cadre de savoir si la contrainte budgétaire publique est satisfaite, ou non, que d'estimer la vitesse à laquelle les déséquilibres sont résorbés. Cela permet en outre une comparaison plus précise des différentes dynamiques budgétaires des pays du G7. L'enjeu de la section 4 réside dans la formalisation et l'estimation, à la suite d'un choc sur l'équilibre entre recettes et dépenses publiques, de ses conséquences à long terme. Il est alors possible d'estimer un modèle à correction d'erreur fractionnaire. Il peut être interprété comme une fonction de réaction des autorités budgétaires, qui est plus propre à l'analyse économique et que Bohn (2007) suggère d'ailleurs de développer.

4. Modélisation, estimation et interprétation de la *mémoire longue* des finances publiques

Face aux limites des tests usuels de soutenabilité des finances publiques (section 3), nous décidons d'adopter une démarche plus positive que normative en cherchant à caractériser des déséquilibres budgétaires souvent étalés dans le temps, sans être pour autant cumulatifs. Comment dès lors rendre compte empiriquement de la soutenabilité de long terme des finances publiques ?

La réponse que nous proposons tient dans le concept de *mémoire longue*. Ce qualificatif renvoie à la particularité d'une série qui, lorsqu'elle subit un choc, ne revient pas directement au niveau d'équilibre, mais ne conserve pas non plus indéfiniment cette déviation au cours de ses réalisations futures. Dans le cadre d'une relation de cointégration entre recettes et dépenses publiques, la *mémoire longue* permet ainsi directement de mesurer la force du lien qui unit les deux séries. Sa définition et son estimation sur notre échantillon de pays sont l'objet de la section 4.1. On en déduit un modèle à correction d'erreur fractionnaire, qui sera comparé au modèle à correction d'erreur standard dans la section 4.2. La section 4.3 en fournit une interprétation comme l'agrégation de séries hétérogènes.

4.1. Définition et estimation du paramètre fractionnaire

S'il existe plusieurs définitions de la mémoire longue, la plus utilisée caractérise un processus stationnaire X_t comme un processus à mémoire longue si

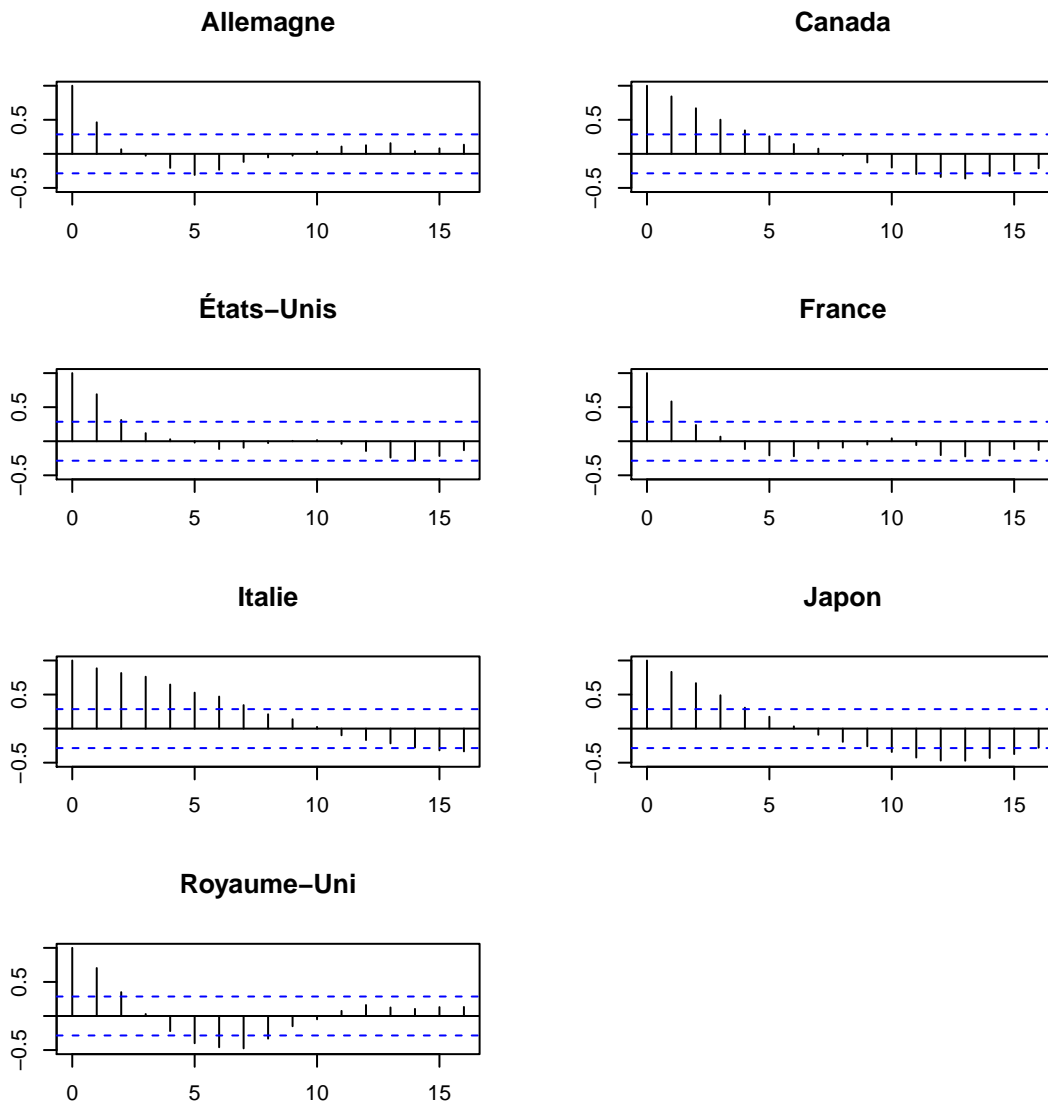
$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=-n}^n |\rho_j| \quad \text{n'est pas finie,} \quad (20)$$

où ρ_j est la fonction d'autocorrélation entre X_t et X_{t+j} (Baillie, 1996). En d'autres termes, chaque corrélation prise isolément peut être faible, mais leur somme peut être élevée. Cette définition est asymptotique. Ce qui importe ici est la façon dont les autocorrélations convergent vers zéro lorsque le retard augmente. Plus un processus sera persistant, plus la convergence sera lente et donc plus la somme des corrélations sera élevée. À l'inverse, pour un processus à mémoire courte, la somme des autocorrélations sera très faible puisque les processus sont typiquement caractérisés par une ou deux autocorrélations significatives.

Pour appliquer le concept de mémoire longue au cas bivarié et rendre compte de la dynamique conjointe de deux variables, il faut étudier le comportement de la série des résidus de la régression (18) des recettes sur les dépenses publiques. Le graphique 2 montre clairement que les séries de résidus utilisés précédemment présentent de fortes autocorrélations, qui persistent même au-delà de 10 retards (annuels) pour l'Italie, le Japon et le Canada. La statistique de Ljung et Box (1978) indique d'ailleurs qu'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus pour tous les pays au seuil de 1%, quel que soit le retard spécifié. Ces corrélogrammes viennent ainsi corroborer ce que les séries brutes de recettes et dépenses publiques dans le graphique 1 suggèrent : la persistance de l'écart entre les deux séries est visible, particulièrement pour l'Italie, le Japon et le Canada.

Il demeure cependant difficile pour le moment de classer les pays en fonction du degré de persistance des déséquilibres. L'enjeu réside alors dans la manière d'identifier formellement un tel

Graphique 2 – Corrélogrammes des résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006



processus afin de caractériser la force du lien qui unit recettes et dépenses.

4.1.1. Définition et premières traces de mémoire longue dans les finances publiques

Les origines de la mémoire longue L'article séminal de l'hydrologue anglais Hurst (1951) ouvre la réflexion sur la possibilité pour des séries temporelles d'exhiber une structure de dépendance de long terme²⁵. Cette caractéristique qui semble assez spécifique est étudiée dans le domaine économique par Granger (1966) qui déjà la considère comme *la forme spectrale typique d'une variable économique*²⁶. Autrement dit, une grande partie de la variance de séries économiques (stationnaires) est imputable à des cycles dont la fréquence est proche de zéro. Les périodogrammes des différentes séries de résidus des pays du G7, présentés dans le graphique 3, révèlent en première approche une forme spectrale qui présente un pôle aux basses fréquences, particulièrement marqué pour l'Italie, le Japon et le Canada, témoignant là encore de la possibilité de mémoire longue.

Ainsi, Granger (1966) se réfère à l'analyse spectrale pour appréhender le phénomène de mémoire longue, comme le feront par la suite bon nombre de travaux sur la mémoire longue, dans la lignée de la méthode d'estimation de Geweke et Porter-Hudak (1983). Cependant, même si le domaine spectral connaît des développements très riches, nous privilégions ici le domaine temporel qui semble mieux convenir pour de petits échantillons, comme le préconisent Shumway et Stoffer (2006)²⁷.

Une autre manière de repérer la mémoire longue consiste à étudier la distribution des séries par rapport à une loi normale (Mandelbrot, 1972), comme l'illustre le graphique 4 pour les séries de résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques. On définit la kurtosis, ou coefficient d'aplatissement, comme une mesure de la pointicité de la courbe par rapport à la normale. Elle se calcule

$$K = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})^4}{\left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})^2\right)^2}, \quad (21)$$

où \bar{X} est la moyenne de la série X_t . Pour une loi normale, le coefficient d'aplatissement vaut 3. Un excès de kurtosis, au-dessus de 3, renvoie à une courbe plus pointue et des queues plus épaisses que la normale. En-dessous de 3, la courbe est plus ronde et les queues courtes.

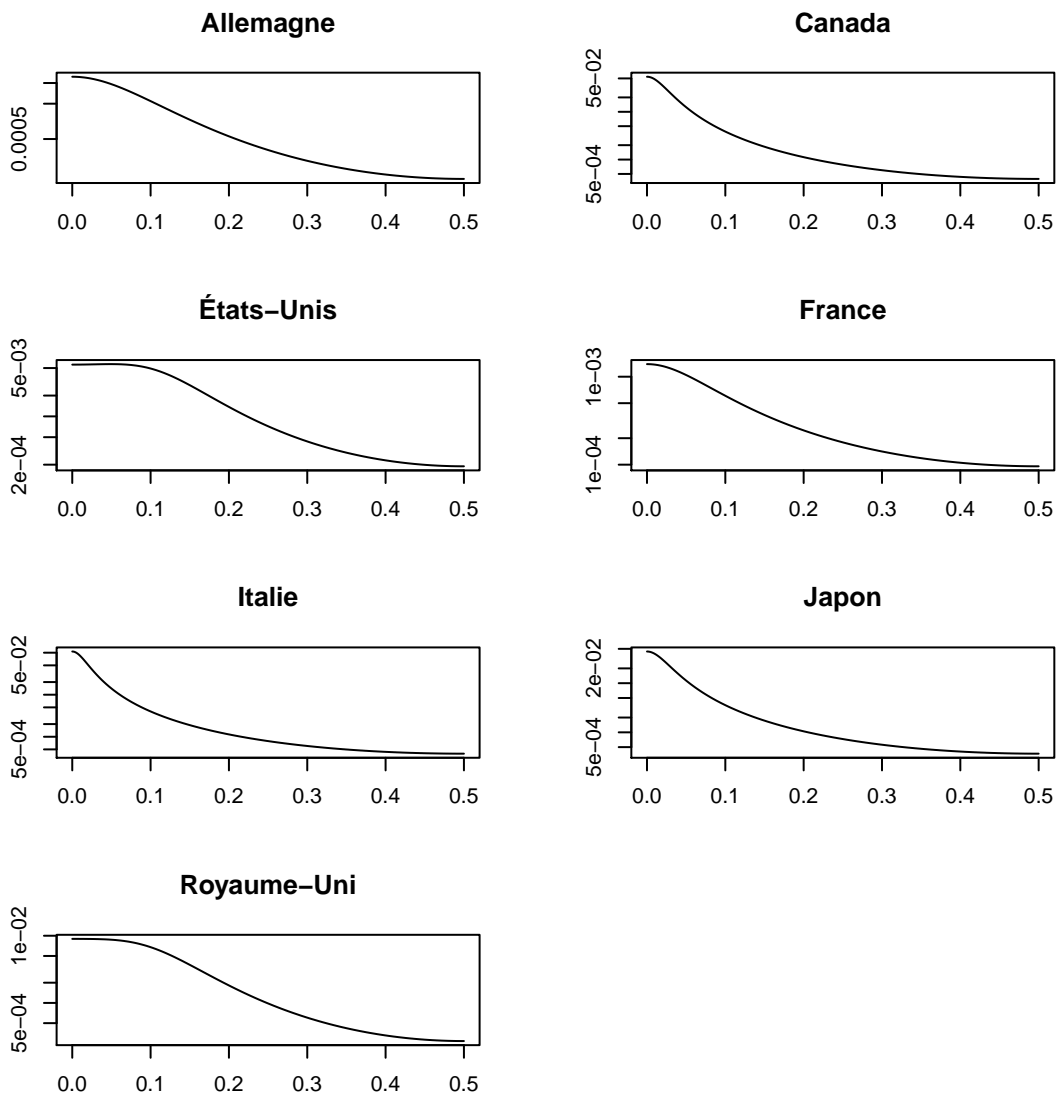
Le graphique 4 indique une représentation plus importante des petites déviations par rapport à la normale pour l'Allemagne, les États-Unis et le Royaume-Uni. La France est proche de la

25. Il considère le cas d'un fleuve, le Nil, dont le débit varie d'une année sur l'autre et cherche quelle doit être la capacité d'un réservoir dont on veut qu'il égalise les débits d'année en année pendant un certain nombre d'années. Il met alors en évidence la mémoire longue des crues du Nil. Plusieurs économistes, dont Lo (1991), soulignent que l'emprunt de techniques statistiques utilisées en hydrologie et en géophysique n'est pas le fruit du hasard, dans la mesure où les sources ultimes d'incertitude en économie sont les phénomènes naturels comme la pluie ou les tremblements de terre. Remarquons que les déterminismes historiques plus ou moins forts au sein d'une société et la plasticité relative de ses institutions permettraient aussi d'expliquer les mêmes phénomènes économiques.

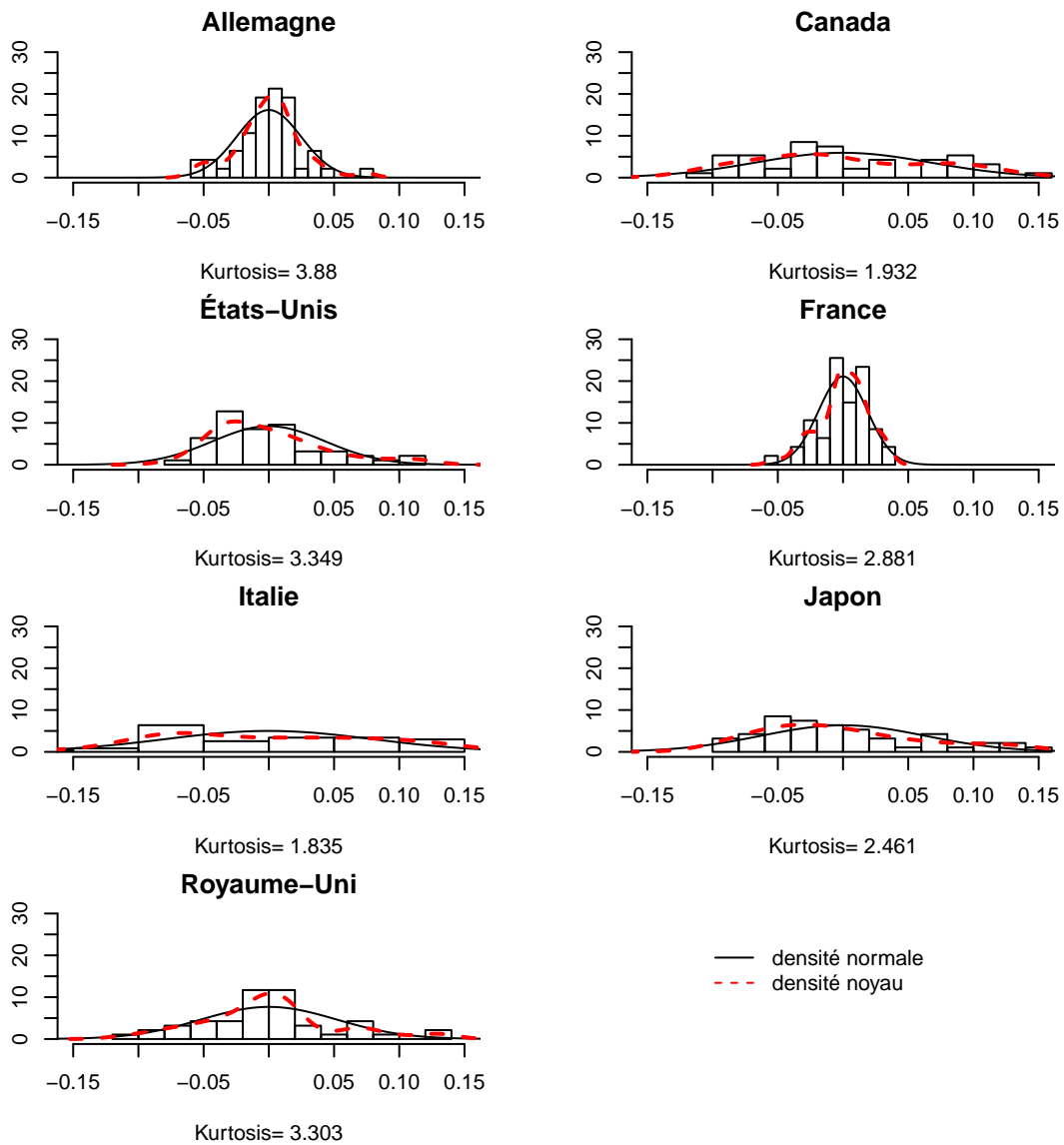
26. Selon Granger (1966), *The long-term fluctuations in economic variables, if decomposed into frequency components, are such that the amplitudes of the components decrease smoothly with decreasing period.*

27. Les essais que nous avons effectués dans le domaine spectral révèlent en effet une très forte sensibilité à la bande de fréquence retenue pour calculer la mémoire longue.

Graphique 3 – Périodogrammes des résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006



Graphique 4 – Histogrammes, densité normale, et densité estimée par le noyau des résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006



normale. En revanche, dans le cas japonais, canadien et surtout italien, la densité estimée est plus faible que la normale pour les faibles déséquilibres, indiquant une proportion plus grande de déviations importantes par rapport à la relation de long terme. Il existe en outre dans ces trois derniers cas une asymétrie avec une surreprésentation par rapport à la normale des déficits budgétaires parmi les déviations importantes. Il est cependant difficile de pousser l'interprétation plus avant en terme de persistance des déséquilibres budgétaires.

Les résultats obtenus par Hurst (1951) sont ensuite formalisés par Mandelbrot et ses coauteurs (Mignon, 1998) : d'une part le mouvement brownien fractionnaire (Mandelbrot et van Ness, 1968), d'autre part le bruit gaussien fractionnaire (Mandelbrot et Wallis, 1969a,b,c). Ces processus permettent de modéliser la dynamique de long terme des séries à travers un unique paramètre appelé exposant de Hurst. Malgré leurs apports théoriques incontestables, ces processus sont cependant difficilement utilisables en pratique. Sur cette base sont alors forgés les processus ARFIMA (p, d, q) , qui constituent à partir des travaux de Granger et Joyeux (1980), Granger (1980, 1981) et Hosking (1981), une généralisation des processus ARIMA (p, d, q) définis par Box et Jenkins (1970, 1976). L'exposant de différenciation d , lié à l'exposant de Hurst à travers une identité dans leur comportement asymptotique, n'est plus contraint d'être un entier mais peut être un réel.

La définition du paramètre fractionnaire, d Hosking (1981) s'appuie sur la définition de Mandelbrot et van Ness (1968), selon laquelle le mouvement brownien fractionnaire de paramètre H est la $(1/2 - H)$ ème dérivée fractionnaire du mouvement brownien²⁸. L'enjeu est de rendre la variation du mouvement dépendante du temps.

L'analogie en temps discret du mouvement brownien est la marche aléatoire, ou processus ARIMA $(0, 1, 0)$, qu'on appelle X_t ici. La différence première de X_t est le processus de bruit blanc ε_t . Ainsi

$$(1 - L)X_t = \varepsilon_t \tag{22}$$

où L est l'opérateur retard, avec $L^p X_t = X_{t-p}$. Par analogie avec la définition précédente du mouvement brownien fractionnaire par rapport au mouvement brownien, il définit la différence fractionnaire du bruit blanc en temps discret :

$$X_t = (1 - L)^{1/2-H} \varepsilon_t \quad \text{ou} \quad (1 - L)^d X_t = \varepsilon_t \tag{23}$$

où $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$ pour tout $t \neq s$ et où le paramètre $d = H - 1/2$ n'est pas forcément un entier²⁹.

L'équation $(1 - L)^d X_t = \varepsilon_t$ a une représentation autorégressive d'ordre infini, ou $AR(\infty)$, selon

28. Noté $B(t)$, le mouvement brownien ordinaire a pour expression $B(t) = \int_{-\infty}^t W(s)ds$ avec $W(s)$ un bruit blanc gaussien. Un mouvement brownien a donc des incréments gaussiens indépendants. Depuis Louis Bachelier (1900) le mouvement brownien se caractérise par sa moyenne quadratique, qui est proportionnelle au temps. Plus précisément, l'écart-type de $B(t + T) - B(t)$, pour $T > 0$, est proportionnel à $T^{1/2}$, il suit la loi de $T^{1/2}$.

29. On pose une variance unitaire pour simplifier ici l'exposé.

la terminologie de Box et Jenkins (1970), de la forme :

$$X_t = \sum_{k=1}^{\infty} \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (24)$$

où

$$\pi_k = \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} \quad k \geq 1. \quad (25)$$

En effet, selon le développement de Taylor

$$(1-L)^d = 1 - dL - \frac{d(1-d)}{2!}L^2 - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!}L^3 - \dots \quad (26)$$

et

$$\Gamma(k-d) = -d(1-d)(2-d)\dots(k-1-d)\Gamma(-d), \quad (27)$$

où $\Gamma(\cdot)$ est la fonction gamma.

On appelle X_t un processus ARFIMA(0, d , 0) où $d \in R$. La valeur de X_t ne dépend plus seulement de celle en $t-1$, comme dans le cas de la marche aléatoire, mais de l'ensemble des valeurs passées, pondérées selon l'équation (26). C'est ainsi qu'est établie la première connexion entre la différenciation fractionnaire et l'analyse des séries temporelles.

La raison pour laquelle on choisit cette famille de processus à des fins modélisatrices est que l'effet du paramètre d sur les observations distantes décline hyperboliquement à mesure que les retards augmentent, alors que les effets des paramètres Φ et Θ décroissent de manière exponentielle.

En effet, si l'on utilise l'approximation de Stirling pour connaître le comportement de π_k au voisinage de l'infini

$$\frac{\Gamma(k+a)}{\Gamma(k+b)} \sim k^{a-b}, \quad (28)$$

on en déduit que

$$\pi_k \sim \frac{k^{-d-1}}{\Gamma(-d)}. \quad (29)$$

En rappelant que ε_t est de variance unitaire pour la clarté de l'exposé, la fonction d'autocovariance de X_t s'écrit selon Granger (1980), pour $0 < d < 0.5$

$$\gamma_k = E(X_t X_{t-k}) = \frac{\Gamma(1-2d)\Gamma(k+d)}{\Gamma(d)\Gamma(1-d)\Gamma(k+1-d)} \quad (30)$$

et la fonction d'autocorrélation de X_t

$$\rho_k = \gamma_k / \gamma_0 = \frac{\Gamma(k+d)\Gamma(1-d)}{\Gamma(d)\Gamma(k+1-d)}. \quad (31)$$

D'où

$$\rho_k \sim \frac{\Gamma(1-d)}{\Gamma(d)} k^{2d-1}. \quad (32)$$

Donc d peut être choisi pour décrire les corrélations dans la structure d'une série temporelle avec d'importants retards.

Typologie des mémoires selon les valeurs de d Un tel modèle de mémoire longue laisse la possibilité d'obtenir une série intégrée d'ordre 1, si $d = 1$. La distinction entre $d = 1$ et $d < 1$ est cruciale pour satisfaire la propriété de retour à la moyenne. Bien que les effets d'un choc sont permanents pour une série $I(1)$, ils diminuent dès que $d < 1$. Il faut noter cependant que pour $0.5 < d < 1$, le processus X_t n'est pas stationnaire en covariance, parce que sa variance n'est pas finie, d'après l'équation (32). Pour $d = 0$, le processus est un bruit blanc standard, avec des corrélations nulles.

Le cas le plus intéressant est quand le processus est défini comme stationnaire (au sens faible) pour $0 < d < 1/2$. Le coefficient π_k décroît de manière hyperbolique, de même que la fonction d'autocorrélation, à mesure que les retards augmentent. La dépendance est d'autant plus forte que d est proche de $1/2$ dans l'intervalle défini. On est face à un processus persistant, ou *effet Joseph*, selon Mandelbrot et Wallis (1968)³⁰. La persistance indique que si la série a été à la hausse la période précédente, il y a une forte probabilité pour qu'elle soit également à la hausse la période suivante.

4.1.2. Méthodologie et estimation de la cointégration fractionnaire

La cointégration fractionnaire permet dès lors de transposer l'étude de la mémoire longue à celle de la cointégration pour étudier la force du lien qui unit les recettes et les dépenses publiques.

Nous choisissons de développer une estimation semi-paramétrique comme le suggèrent Marinucci et Robinson (2001), dans la lignée de la procédure de Engle et Granger (1987) utilisée dans la section 3³¹. Les récentes applications de la cointégration fractionnaire privilégient en effet la méthode en deux étapes, tels Marinucci et Robinson (2001), puis Gil-Alana (2003) et Caporale et Gil-Alana (2004, 2005), dans la mesure où les estimateurs issus de la régression linéaire lors de la première étape sont super-convergens, à condition que $d < 0.5$, ce que nous vérifions *a posteriori* pour la plupart des pays³².

La première étape consiste à tester l'ordre d'intégration des séries observables de recettes et dépenses publiques, qui peuvent éventuellement exhiber de la mémoire longue et non de la mémoire infinie. Dans notre cas, cela présente un intérêt moindre dans la mesure où l'on a montré dans la section 3.2 que les tests témoignaient de la présence de racine unitaire au seuil de 1%, et étaient donc beaucoup plus univoques pour ces séries que pour les séries résiduelles.

Notre démarche s'effectue ainsi en deux étapes dans le domaine temporel, d'abord par une régression linéaire simple puis par une estimation du paramètre fractionnaire sur les séries résiduelles.

30. Cette appellation renvoie à un passage de la Bible où Joseph interprète un rêve de Pharaon : il voit sept vaches maigres suivre sept vaches grasses et Joseph en conclut qu'il s'agit d'une succession prévue de sept années de sécheresse après sept années de bonnes récoltes.

31. Dueker et Startz (1998) sont, quant à eux, les premiers à présenter une méthodologie qui permet de tester directement la cointégration fractionnaire en s'appuyant sur l'estimation de cas univariés de Sowell (1989) et Sowell (1992). La méthodologie de Dueker et Startz (1998) consiste à estimer conjointement l'ordre d'intégration des séries parentes. L'estimation par maximum de vraisemblance qu'ils développent se prête mal cependant à l'étude de petits échantillons.

32. Stock (1987) démontre que l'estimateur est super convergent pour un modèle standard. Dans le cas fractionnaire en revanche, la vitesse de convergence est de T^{1-d} . Il reste donc convergent tant que $d < 0.5$.

Un article de Cunado *et al.* (2004) a déjà utilisé la méthode de la cointégration fractionnaire sur des séries de recettes et dépenses publiques, qui diffère cependant du présent article. En effet, les auteurs imposent le vecteur de cointégration, de manière à traiter les séries de résidus observés et non pas estimés³³. De plus, la démarche de Cunado *et al.* (2004) est principalement économétrique, puisqu'ils privilégient la comparaison des méthodes sur la même série de résidus des recettes et dépenses publiques américaines pour la période 1947-1992 et aboutissent à des résultats économiques assez peu tranchés. Le présent article utilise au contraire une même méthode d'estimation du paramètre d'intégration fractionnaire, plus parcimonieuse qu'auparavant, pour caractériser les différentes dynamiques de finances publiques entre les pays du G7.

L'analyse R/S La statistique R/S (*Rescaled Range* ou *Range over Standard Deviation*), initiée par Hurst (1951) puis utilisée notamment par Mandelbrot (1972), permet de mesurer la mémoire longue. Elle est la plus appropriée dans notre étude, compte-tenu de la petite taille de notre échantillon. Cette statistique se définit comme l'étendue R_T des sommes partielles des écarts d'une série temporelle à sa moyenne, divisée par son écart-type s_T .

Cette statistique appliquée à la série X_t , est ainsi donnée par :

$$R_T/s_T = \frac{\left(\max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X})\right)}{\left(\frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (X_j - \bar{X})^2\right)^{1/2}} \quad (33)$$

où \bar{X} est la moyenne arithmétique de X_j , $j = 1, \dots, T$.

La statistique R_T/s_T est asymptotiquement proportionnelle à T^H (Hurst, 1951), où la constante H , $0 < H < 1$, est appelée exposant de Hurst :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} T^{-H} (R_T/s_T) = c \quad (34)$$

avec c une constante³⁴. L'exposant de Hurst est alors donné par :

$$\log(E(R_T/s_T)) \approx c' + H(\log(T)) \quad (35)$$

d'où

$$H \approx \frac{\log(R_T/s_T)}{\log T} \quad (36)$$

pour un T grand. Nos séries ne comportent cependant qu'une cinquantaine de points, et ne permettent donc pas de négliger c' .

Mandelbrot et Wallis (1969b) suggèrent d'estimer l'exposant de Hurst au moyen d'une procédure graphique, le *pox diagram* représentant $\log(R/S)$ en ordonnées et $\log(n)$ en abscisses. La méthode

33. Ils font ainsi apparaître directement des déficits publics, ce qui est plus facilement interprétable mais éloigne de la méthode de Engle et Granger (1987) que nous choisissons de développer. En outre, il est montré dans la section 3 que b pouvait être inférieur à 1 sans préjudice sur la soutenabilité.

34. On retrouve ainsi la définition asymptotique de la mémoire longue.

Tableau 5 – Estimations du paramètre d’intégration fractionnaire pour les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006

	R/S	Écart-type
Allemagne	$d=0.1221$	0.035
Canada	$d=0.3336$	0.031
États-Unis	$d=0.3722$	0.04
France	$d=0.2926$	0.022
Italie	$d=0.5348$	0.018
Japon	$d=0.3969$	0.015
Royaume-Uni	$d=0.2719$	0.02

consiste à diviser la série totale de longueur n en sous séries de taille k . En prenant diverses valeurs successives pour le retard et différents points de départ, et en effectuant, pour chaque retard, la moyenne des statistiques R/S obtenues aux différents départs, on obtient une courbe dont la pente fournit la valeur estimée de l’exposant de Hurst. La régression linéaire ignore ici le deux premiers points, qui présentent peu d’information.

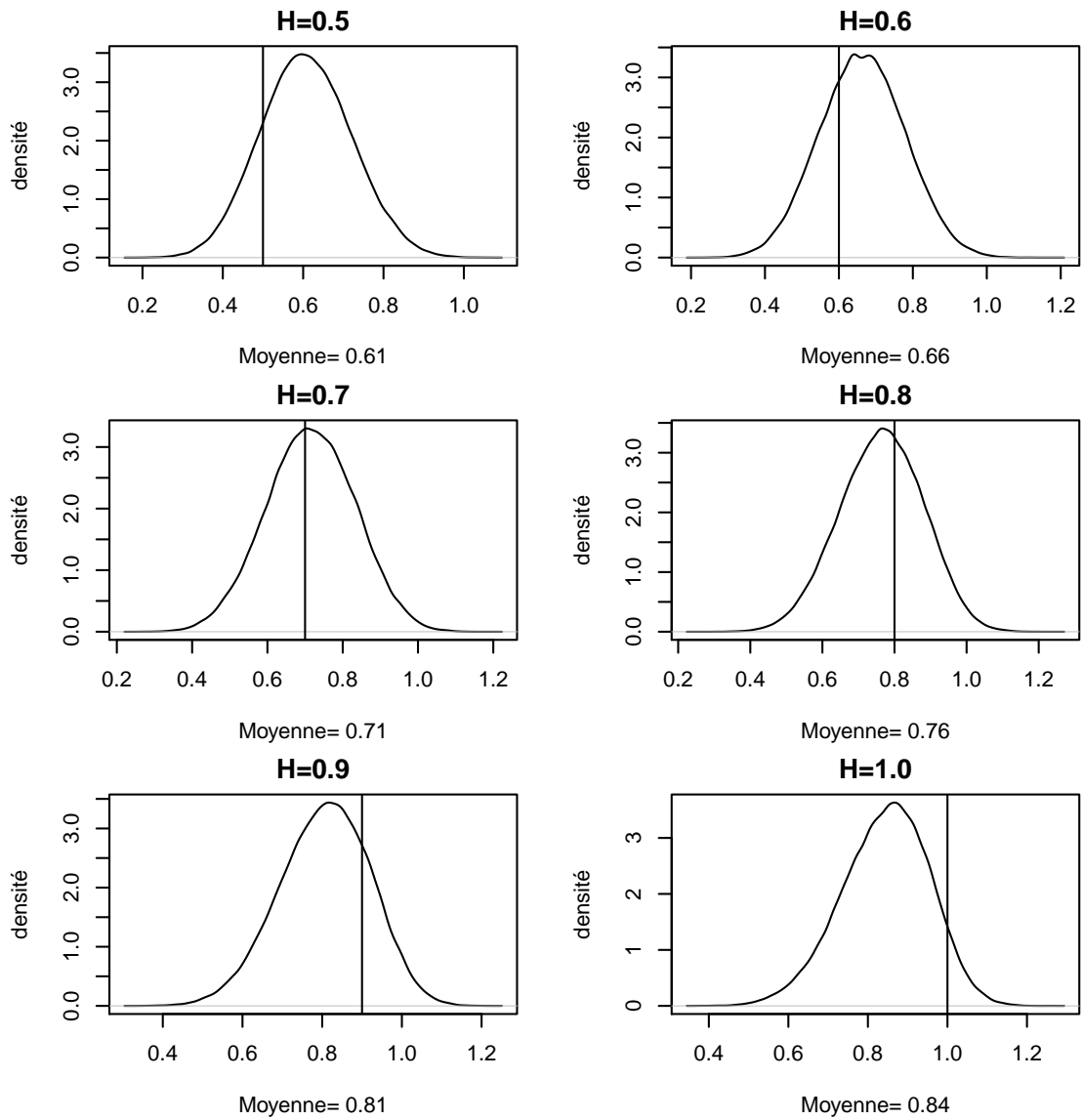
Pour vérifier la qualité de notre méthodologie d’estimation du paramètre fractionnaire, nous simulons un bruit gaussien fractionnaire sur une série de 50 points pour différents H , et estimons ensuite le H par la méthode R/S précédemment explicitée. Nous effectuons 100 000 réplifications pour chaque valeur de H .

Le graphique 5 présente les distributions des H estimés par la méthode R/S à partir des séries simulées pour différentes valeurs de H . La méthode paraît robuste pour les valeurs de H comprises entre 0,6 et 0,8. À mesure que l’on s’éloigne de cet intervalle, les biais deviennent plus importants : le H est sous-estimé quand il se rapproche de 1, et sur-estimé quand il tend vers 0,5.

Estimation du paramètre d’intégration fractionnaire sur les résidus La hiérarchie des différents pays de l’échantillon selon leurs paramètres fractionnaires vient confirmer et préciser les résultats de la section 3 (tableau 5). L’Allemagne et l’Italie sont les deux cas polaires de notre échantillon en matière de soutenabilité budgétaire : le premier présente des déséquilibres qui se résorbent très rapidement, le second des déséquilibres très persistants. Entre les deux figurent la France et le Royaume-Uni, plus proches du modèle allemand en termes de soutenabilité budgétaire, et le Canada, les États-Unis et le Japon, plus proches du second.

Le cas italien se révèle intéressant car il ne présente pas une série de résidus stationnaire en covariance, mais exhibe un retour à la moyenne (avec $d < 1$). On a vu précédemment que Bohn (2007) critique Quintos (1995), qui parle de *soutenabilité faible* lorsqu’il doit différencier deux fois la série de dette publique pour obtenir une série stationnaire. Selon Bohn (2007), on pourrait définir une soutenabilité *absurdement faible* pour un ordre d’intégration encore supérieur. Ici, le cas où $d = 1/2$, valeur au-delà de laquelle la série n’est pas stationnaire mais exhibe un retour

Graphique 5 – Distribution des H estimés par la méthode R/S à partir des séries simulées pour différentes valeurs de H



vers la moyenne, peut s'interpréter économiquement comme une limite à partir de laquelle le type de soutenabilité serait plus faible.

Un pays comme le Japon qui se rapproche de la limite, indique qu'il peut laisser diverger assez fortement ses recettes de ses dépenses, tout en assurant à long terme la stationnarité³⁵. Une telle dynamique laisse envisager, après une divergence prolongée, un retour brutal vers le sentier d'équilibre. Le problème se déplace dans ce cas puisqu'il ne s'agit plus de modéliser la cible de long terme mais le comportement d'ajustement vers la cible³⁶.

Réponse impulsionnelle L'une des meilleures manières d'interpréter les coefficients de mémoire longue reste de définir la réponse impulsionnelle qui explicite la vitesse de retour à l'équilibre des finances publiques d'un pays à la suite d'un choc.

La réponse impulsionnelle correspond aux coefficients devant la moyenne mobile, dans une représentation $MA(\infty)$ (Campbell et Mankiw, 1987). Elle mesure les effets sur une variable z_t d'un choc produit sur ε_{t-j} avec $j \geq 1$.

L'équation $(1 - L)^d X_t = \varepsilon_t$ a une représentation moyenne mobile d'ordre infini, ou $MA(\infty)$, selon la terminologie de Box et Jenkins (1970), de la forme :

$$X_t = \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k \varepsilon_{t-k}, \quad (37)$$

où

$$\psi_k = \frac{\Gamma(k+d)}{\Gamma(d)\Gamma(k+1)} \quad k \geq 1, k \neq 0. \quad (38)$$

En utilisant (38), on déduit la forme par récurrence

$$\psi_{k+1}(d) = \frac{(k+d)\psi_k(d)}{(k+1)} \quad (39)$$

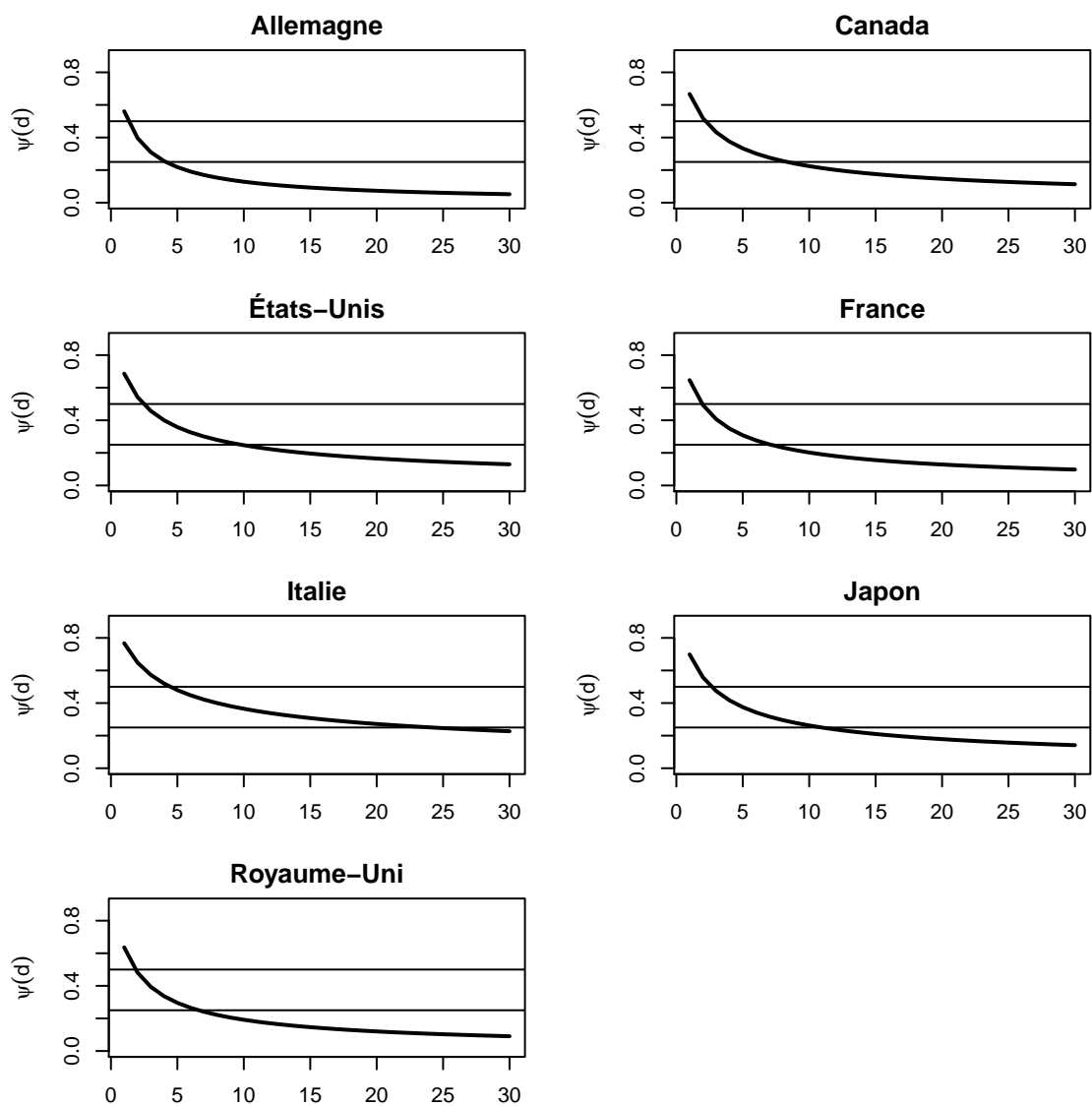
pour $k = 0, 1, \dots$, avec $\psi_0(d) = 1$.

Les réponses impulsionnelles de mémoire longue sont présentées dans le graphique 6. On peut vérifier que la diminution est hyperbolique pour le système fractionnaire. Les deux droites horizontales d'ordonnées 0.25 et 0.5 dans le graphique 6 permettent d'évaluer la durée des conséquences d'un choc sur les déséquilibres budgétaires. Pour l'Allemagne par exemple, les trois-quarts du choc sont absorbés en moins de 5 ans, alors qu'il faut plus de 10 ans pour le Japon.

35. Il est possible cependant que la concentration des valeurs des paramètres estimés au milieu de l'intervalle $[0;0.5]$ soit due aux biais de la méthodologie d'estimation évoqués précédemment, et que les vraies valeurs soient par conséquent plus dispersées.

36. Cette question est traitée dans Brand (2012).

Graphique 6 – Réponses impulsionnelles des séries résiduelles I(d)



4.2. Modèle à correction d'erreur fractionnaire

Il est intéressant dès lors de représenter le modèle à correction d'erreur fractionnaire dans la mesure où les résultats pourront être interprétés de manière plus fiable que le modèle standard où les séries résiduelles étaient considérées comme $I(0)$. Il faut au préalable expliquer la nouvelle forme de ce modèle.

4.2.1. Représentation du modèle à correction d'erreur fractionnaire

Granger (1986) montre qu'un système fractionnairement cointégré peut être représenté sous forme d'un modèle à correction d'erreur. Si X_t , un vecteur à k dimensions, est $I(D)$, et z_t est un ensemble de vecteurs de cointégration tel que $z_t = \alpha' X_t$ est $I(D - b)$, alors la représentation appropriée du modèle à correction d'erreur est

$$\Psi(L)(1 - L)^D X_t = -\gamma \left(1 - (1 - L)^b\right) (1 - L)^{D-b} z_{t-1} + c(L)\varepsilon_t, \quad (40)$$

où $\Psi(L)$ est une matrice polynomiale en L , $\Psi(0)$ étant la matrice identité, $c(L)$ est un polynôme fini en L et ε_t est un bruit blanc. Dans la section 3.3, il était considéré que $D = b = 1$. Il ne s'agit pas ici de remettre en question l'ordre d'intégration des séries parentes de recettes et dépenses publiques, donc $D = 1$, mais de calculer d , avec $d = D - b$, où b n'est plus forcément égal à 1.

On peut retrouver ce résultat à partir de notre problème à deux variables. En différenciant la régression de cointégration (18), on obtient

$$\Delta rev_t + \beta \Delta exp_t = z_t - z_{t-1}. \quad (41)$$

Si z_t est $I(0)$, alors il existe un $\rho < 1$ tel que

$$z_t - \rho z_{t-1} = \varepsilon_t. \quad (42)$$

D'où

$$\Delta rev_t + \beta \Delta exp_t = (\rho - 1)z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (43)$$

et l'on retrouve bien le modèle à correction d'erreur standard.

Si z_t est $I(d)$, alors il existe un $d < 1$ tel que

$$(1 - L)^d z_t = \varepsilon_t. \quad (44)$$

D'où

$$\Delta rev_t + \beta \Delta exp_t = \Delta z_t + (1 - L)^d z_t - \varepsilon_t \quad (45)$$

$$= ((1 - L)^d - (1 - L))z_t + \varepsilon_t. \quad (46)$$

et l'on retrouve l'équation (40). La fonction retard $((1 - L)^d - (1 - L))$, développée en puissances de L par la série binomiale de l'équation (26), ne contient aucun terme en L^0 et donc seulement des valeurs retardées du résidu z_t .

Tableau 6 – Tests de racine unitaire sur les résidus fractionnairement différenciés des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006

	ADF	PP
Allemagne	-4.49***	-4.45***
Canada	-2.83*	-3.22**
États-Unis	-4.51***	-3.81***
France	-3.96***	-4.31***
Italie	-2.92*	-4.51***
Japon	-2.42	-2.54
Royaume-Uni	-3.58***	-3.63***

*Note : ADF est le test augmenté de Dickey et Fuller (1981) et PP celui de Phillips et Perron (1988). On rejette la non-stationnarité au seuil de * : 10%, ** : 5%, *** : 1%.*

Avant d'estimer le modèle à correction d'erreur fractionnaire, il est intéressant d'étudier les nouvelles propriétés des séries résiduelles fractionnairement différenciées. Ces dernières se distinguent des séries résiduelles brutes surtout dans le cas italien, canadien et japonais, en s'éloignant moins de l'équilibre lors d'épisodes de forte déviation. Les autocorrélations dans les séries de résidus fractionnairement différenciées exhibent en outre beaucoup moins de mémoire longue. D'ailleurs pour l'Allemagne, la France et les États-Unis, la statistique de Ljung-Box pour 10 retards indique qu'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation au seuil de 5%. Enfin, le tableau 6 indique que la plupart des séries fractionnairement différenciées sont stationnaires, à l'exception du Japon.

Les éléments convergent pour attester la pertinence du paramètre fractionnaire pour évaluer la stationnarité des séries de résidus malgré les difficultés inhérentes à la petite taille de notre échantillon.

4.2.2. Estimation du modèle à correction d'erreur fractionnaire

La première étape pour estimer le modèle à correction d'erreur fractionnaire consiste à soustraire la série résiduelle fractionnairement différenciée (selon le d du tableau 5) à la série résiduelle différenciée une fois, selon l'équation (46). Il est ensuite possible d'estimer, de la même façon que dans la section 3.3, le modèle à correction d'erreur fractionnaire.

Estimations des modèles à correction d'erreur fractionnaire des finances publiques des pays du G7, 1960-2006	
<i>Allemagne :</i>	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.295^{**} \\ 0.583^{***} \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.081 & 0.383^{***} \\ 0.436^* & 0.07 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
<i>Canada :</i>	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.167 \\ 0.174 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.347^{**} & -0.142 \\ 1.102^{***} & 0.182 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
<i>États-Unis :</i>	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.468^{***} \\ 0.308^* \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.047 & -0.006 \\ 0.293 & 0.177 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
<i>France :</i>	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.307^* \\ 0.423 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.187 & 0.383^{***} \\ 0.157 & 0.273 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
<i>Italie :</i>	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.363^* \\ -0.356 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.065 & 0.114 \\ 0.153 & -0.086 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
<i>Japon :</i>	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.217 \\ 0.043 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.341^* & -0.133 \\ 0.247 & 0.022 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$
<i>Royaume-Uni :</i>	$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.227 \\ 0.5^{**} \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.147 & 0.106 \\ 0.255 & 0.025 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$

Les signes des coefficients des forces du modèle à correction d'erreur standard ne doivent pas changer *a priori* pour un modèle à correction d'erreur fractionnaire. Les résultats viennent corroborer nos hypothèses puisqu'aucun signe ne change entre les deux estimations. Le changement porte donc uniquement sur leur ampleur. Tous les coefficients devant les termes relatifs aux forces de rappel sont plus élevés pour les estimations des modèles à correction d'erreur fractionnaires. Ils restent très significatifs dans les cas allemands et américains, dans l'équation des recettes française et italienne, des dépenses britanniques, mais ne sont plus significatifs pour les recettes japonaises et les dépenses françaises.

Les rôles des recettes retardées sur les dépenses et des dépenses retardées sur les recettes sont modifiés. Si les dépenses retardées demeurent pertinentes pour expliquer les recettes allemandes et françaises, elles ne le sont plus pour le Canada. En outre, les recettes retardées canadiennes restent pertinentes pour expliquer l'évolution des dépenses et le deviennent pour l'Allemagne.

La dynamique incrémentale n'est plus significative pour les dépenses allemandes, américaines et françaises, ni pour les recettes britanniques et américaines. Elle demeure significative cependant pour le Canada et le Japon.

Sur la base de ces estimations plus robustes, il est possible de mettre en avant plusieurs résultats. Tout d'abord, les pays qui ont la soutenabilité la plus forte (Allemagne, Royaume-Uni et France), ont tous au moins une force de rappel significative. Les autres pays n'ont pas de force de rappel significative (Canada, Japon), voire augmente encore les dépenses après un déséquilibre

budgétaire, comme l'Italie. De plus, parmi les pays du premier groupe, l'Allemagne, dont la soutenabilité est la plus forte, est aussi celle dont les forces de rappel sont très significatives à la fois sur les recettes et sur les dépenses. La France et le Royaume-Uni, qui ont presque le même paramètre fractionnaire, présentent deux types d'ajustement en cas de déséquilibre : soit par les recettes pour la France, soit par les dépenses pour le Royaume-Uni. Enfin, la différence entre la France et l'Allemagne, en termes de valeur et de significativité des coefficients dans l'ensemble du modèle à correction d'erreur, réside uniquement dans la gestion de la force de rappel sur les dépenses publiques : non significative au seuil de 10% en France, elle est significative au seuil de 1% en Allemagne.

4.3. Le paramètre fractionnaire, reflet des institutions et de l'agrégation de comportements hétérogènes

L'analyse de la persistance des déséquilibres budgétaires n'est pas en soi un phénomène nouveau. Sa caractérisation statistique l'est en revanche. Plusieurs économistes, à la frontière avec la science politique, ont mis en évidence de fortes rigidités dans l'évolution des finances publiques d'un pays. En partant du constat que la variation des recettes et des dépenses est souvent faible d'une année sur l'autre, Wildavsky (1964) développe ainsi le concept d'*incrémentalisme budgétaire*. Face à une décision budgétaire complexe, l'État se limite selon l'auteur à des choix peu innovants par rapport à la situation qui prévaut, de manière à limiter l'incertitude. Dans cette lignée, March et Olsen (1984) expliquent que la décision politique, et *a fortiori* la décision de politique budgétaire, peut suivre un modèle de martingale, à mémoire infinie, qu'ils opposent à un processus historique aléatoire indépendant, sans mémoire. Les auteurs soulignent que *la définition des processus incrémentaux les font apparaître de même nature que les martingales* et concluent que *cette propriété de martingale dépend au premier chef de facteurs institutionnels*. L'objectif de ce papier n'est certes pas de tester cette théorie. Toutefois, ce rappel permet de souligner l'importance de la forme des institutions budgétaires d'un pays pour comprendre la dynamique de ses finances publiques.

La plus ou moins grande persistance des déséquilibres budgétaires des pays reflète vraisemblablement des caractéristiques macro-institutionnelles qui leur sont propres. L'organisation des institutions budgétaires sont en effet des actes politiques majeurs dans un pays démocratique, qui sont rarement soumis à de profondes réformes, comme le rappelle la section 2. Cette stabilité des institutions budgétaires permet de justifier l'idée que le paramètre d d'intégration fractionnaire reflète la nature du compromis institutionnel qui résout la tension entre des déséquilibres budgétaires amples et persistants et la soutenabilité. Il est possible alors de préciser l'interprétation de la persistance des déséquilibres budgétaires globaux en les considérant comme l'agrégation de déséquilibres internes eux-mêmes plus ou moins persistants.

Le résultat de l'agrégation de déséquilibres hétérogènes Dès le début des analyses sur la mémoire longue, Granger (1980) avance, comme explication possible à ce phénomène, l'agrégation de comportements hétérogènes. L'idée est de montrer que la mémoire longue n'est pas forcément la conséquence d'une dynamique moyenne des déséquilibres internes plus grande, mais qu'elle peut être le fruit d'une hétérogénéité dans la dynamique des différents déséquilibres

internes, à moyenne donnée.

Malgré l'intérêt d'un tel lien, la littérature économique s'en est très peu emparé, hormis Zaffaroni (2004)³⁷. Or, il semble ici particulièrement pertinent d'interpréter les différences de soutenabilité entre pays à partir des déséquilibres budgétaires internes à l'administration publique du pays considéré. Appliquée aux déséquilibres entre recettes et dépenses publiques, cette hétérogénéité peut se résumer par la dynamique autorégressive

$$z_{it} = \alpha_i z_{it-1} + x_t + \varepsilon_{it}, \quad (47)$$

où z_{it} est l'erreur d'équilibre dans la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques, pour un budget i avec $i \in [1, n]$, x_t est un choc extérieur i.i.d $(0, \sigma_u^2)$ et ε_{it} un choc idiosyncratique i.i.d $(0, \sigma_{\varepsilon,i}^2)$. Les vitesses de retour à l'équilibre de long terme sont hétérogènes et les α_i sont i.i.d avec une fonction de densité $f(\alpha)$ ³⁸.

On réécrit (47)

$$z_{it} = \left(\sum_{k=0}^{\infty} \alpha_i^k L^k \right) x_t + \frac{\varepsilon_{it}}{(1 - \alpha_i L)}, \quad (48)$$

et on déduit l'agrégation, qui correspond à la moyenne des sous-ensembles i ,

$$z_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_{it} \quad (49)$$

$$= \left(\sum_{k=0}^{\infty} \hat{\mu}_k L^k \right) x_t + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\varepsilon_{it}}{(1 - \alpha_i L)}, \quad (50)$$

avec

$$\hat{\mu}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \alpha_i^k. \quad (51)$$

La dynamique des $\hat{\mu}_k$ représente la réponse impulsionnelle d'un choc x_t sur l'agrégat z_t ³⁹. Pour un n suffisamment grand, $\hat{\mu}_k$ converge vers les moments de α_i , c'est-à-dire

$$\mu_k = \int_0^1 \alpha^k f(\alpha) d\alpha. \quad (52)$$

Pour illustrer ce résultat, on peut, à la manière de Granger (1980), paramétrer la fonction $f(\alpha)$ comme une distribution Beta(a, b)

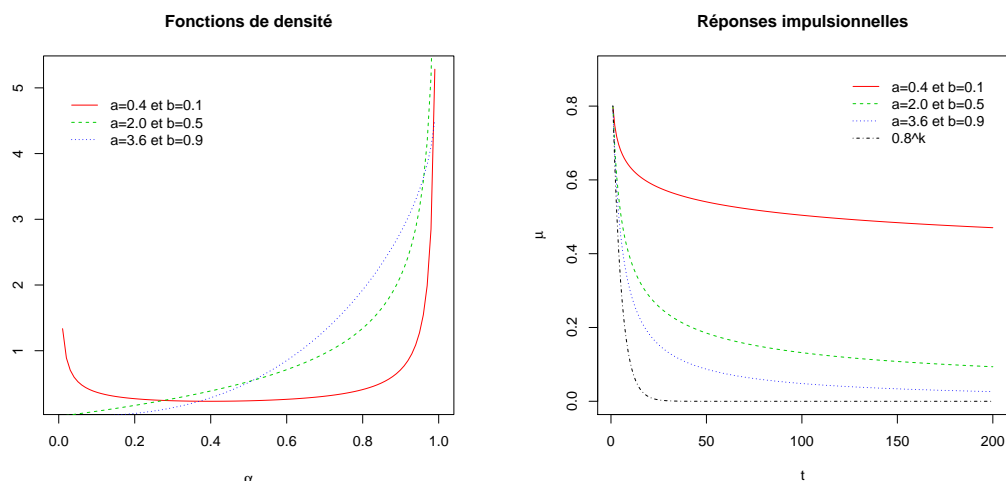
$$f(\alpha; a, b) = \frac{1}{B(a, b)} \alpha^{a-1} (1 - \alpha)^{b-1} \quad (53)$$

37. Altissimo *et al.* (2009) utilisent ce résultat pour expliquer que la rapidité d'ajustement de séries de prix de biens ou services à la suite d'un choc est cohérent avec une réponse plus lente du niveau des prix agrégés. Voir aussi Imbs *et al.* (2005) et Carvalho (2006).

38. Par hypothèse $|\alpha_i| < 1$ pour prévenir tout comportement explosif.

39. La composante idiosyncratique peut être négligée dès lors que la série agrégée est stationnaire, dans la mesure où les effets s'annuleront avec l'agrégation.

Graphique 7 – Réponses impulsionnelles moyennes selon la distribution des différents paramètres autorégressifs



avec $a, b > 0$ et la fonction Beta définie comme

$$B(a, b) = \frac{\Gamma(a + b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)}. \quad (54)$$

Dans notre cas, les z_{it} correspondent aux différences par rapport à la relation de long terme entre recettes et dépenses pour les sous-ensembles i , qui peuvent correspondre aux services des différents ministères, ou aux différentes collectivités territoriales, dont les écarts d'équilibre en t dépendent par hypothèse de ceux en $t - 1$. Pour fixer les idées, on considère ces écarts comme des AR(1), avec une moyenne de la distribution Beta des coefficients autorégressifs égale à 0.8, et donc $a = 4b$ ⁴⁰. On fait alors varier b et on observe la fonction de densité correspondante. On calcule en parallèle les fonctions de réponse impulsionnelle de $k = 1$ à 200 pour les différentes valeurs de a et de b choisies.

La première figure du graphique 7 permet de voir que plus b est petit, plus la masse des coefficients autorégressifs est concentrée près de l'unité, donc plus il y a de processus très persistants, à moyenne donnée. La seconde figure du graphique 7 atteste bien que plus b est petit, plus le retour à l'équilibre après un choc est long. Cette seconde figure illustre en outre un résultat que Zaffaroni (2004) démontre formellement : les rythmes de décroissance des réponses impulsionnelles sont plus faibles pour la moyenne de dynamiques hétérogènes, avec $\mu_k \sim ck^{-b}$ quand $k \rightarrow \infty$ ($c > 0$), que si tous les coefficients autorégressifs étaient les mêmes (ici égaux à 0.8), avec $\mu_k \sim \mu^k$ quand $k \rightarrow \infty$ ⁴¹.

40. La moyenne μ d'une fonction Beta étant définie comme $\mu = a/(a + b)$, a est fixé à $(\mu/(1 - \mu))b$, pour garder la même moyenne quel que soit b .

41. Le taux de décroissance de μ_k , autrement dit la persistance du choc agrégé, dépend seulement du comporte-

L'intuition du lien entre persistance des déséquilibres et masse des coefficients autorégressifs proche de l'unité (pour une moyenne des coefficients donnée) peut en outre être démontrée formellement. Selon Zaffaroni (2004), en posant $U_t = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \alpha_i^k L^k \right) x_t$, lorsque $1/2 < b < 1$, la limite de la variance de U_t est finie et

$$\lim_{k \rightarrow \infty} cov(U_t, U_{t+k}) \sim c' k^{1-2b} \quad (55)$$

avec $c' > 0$. On rappelle aussi que la limite de la fonction d'autocovariance d'un processus à mémoire longue, donnée par l'équation (32), s'écrit

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \gamma_k = c'' k^{2d-1}, \quad (56)$$

avec $c'' > 0$. On en déduit une relation simple entre le paramètre de mémoire longue d et le paramètre b de la fonction de densité $f(\alpha)$

$$d = 1 - b. \quad (57)$$

Nous calculons alors la fonction de répartition des paramètres autorégressifs des déséquilibres entre recettes et dépenses publiques des différentes unités budgétaires des pays du G7 dans le graphique 8⁴². Il apparaît effectivement que les pays dont la masse des coefficients est plus concentrée près de l'unité exhibent une mémoire plus longue : l'Allemagne par exemple a 6% des coefficients autorégressifs des déséquilibres internes supérieurs à 0,95, contre 47% pour l'Italie. Entre les deux, on retrouve le Canada et le Japon proches du tiers et les États-Unis, le Royaume-Uni et la France inférieurs à un cinquième.

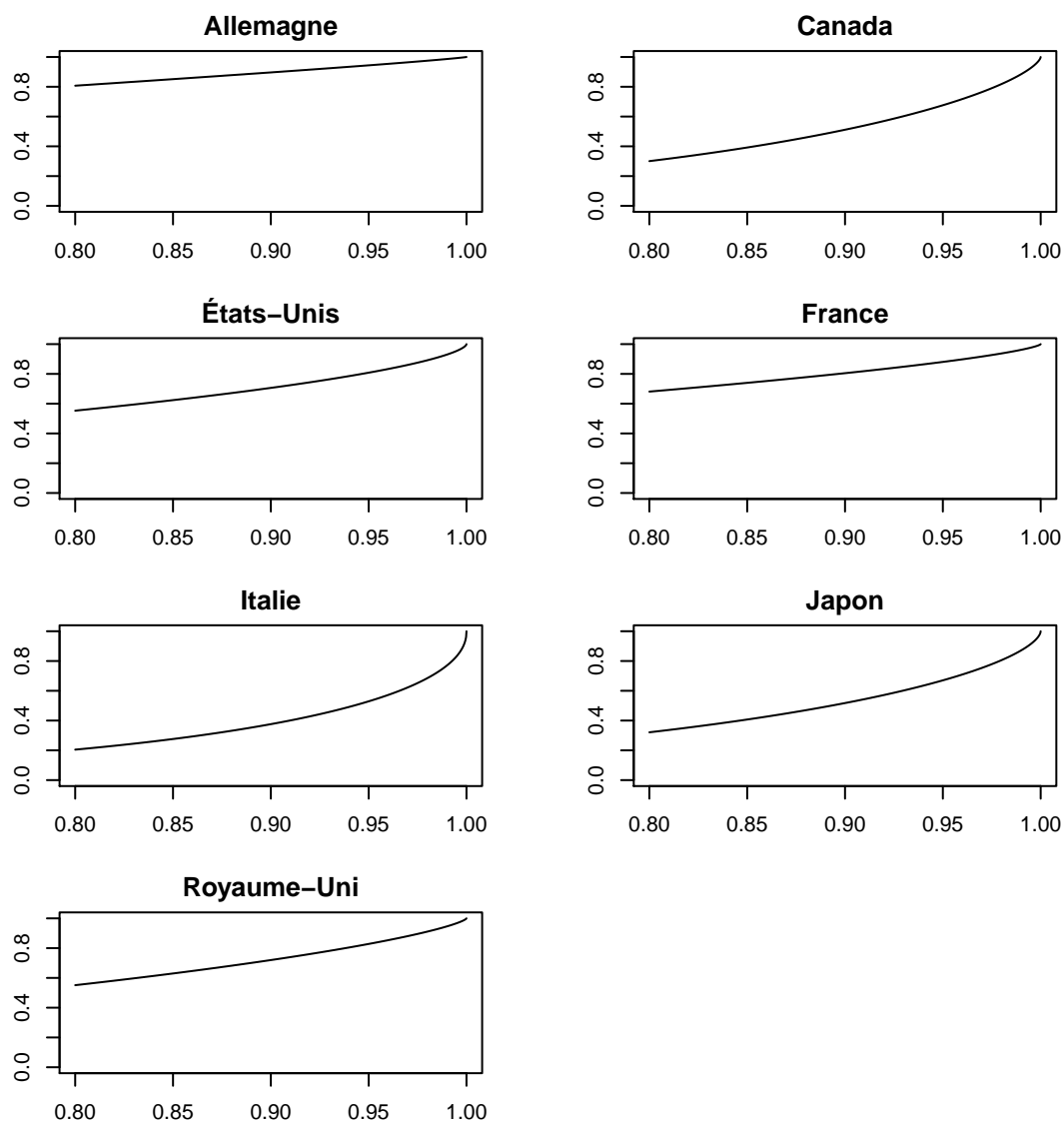
La limite de tels résultats est qu'ils ne permettent pas de saisir la part imputable à une plus grande moyenne des coefficients autorégressifs et celle imputable à une plus forte hétérogénéité des comportements pour certains pays. Le graphique 9 permet de répondre à cette question. L'idée est de calculer les effets propres à chacun de ces deux déterminants. Trois réponses impulsionnelles sont ainsi représentées :

- la première correspond aux moments de $f(\alpha)$, fonction de distribution Beta, où b est déduit de la mémoire longue précédemment estimée et a tel que la moyenne de la distribution soit égale au coefficient autorégressif de z_t ;
- la deuxième est une réponse impulsionnelle d'un AR(1), μ^k , où μ correspond au coefficient autorégressif de la série globale de résidus. La moyenne de la distribution est donc identique à la première, mais il n'y a pas d'hétérogénéité ;
- la troisième correspond, comme la première, aux moments de $f(\alpha)$, où b est cette fois égal à 1 (autrement dit il n'y a pas de mémoire longue), mais où a est fixé pour conserver la même moyenne.

ment proche de l'unité de $f(\alpha)$, autrement dit de b . Les résultats obtenus à partir de la distribution Beta peuvent alors être généralisés à d'autres distributions de type $(1 - \alpha)^b$.

42. Nous nous limitons à la partie des coefficients autorégressifs proche de l'unité dans la mesure où les résultats ne sont valides que dans ce voisinage. On fait par ailleurs l'hypothèse que la moyenne des paramètres autorégressifs est égale au coefficient autorégressif de la série globale des résidus de la régression des recettes sur les dépenses, estimée comme un AR(1).

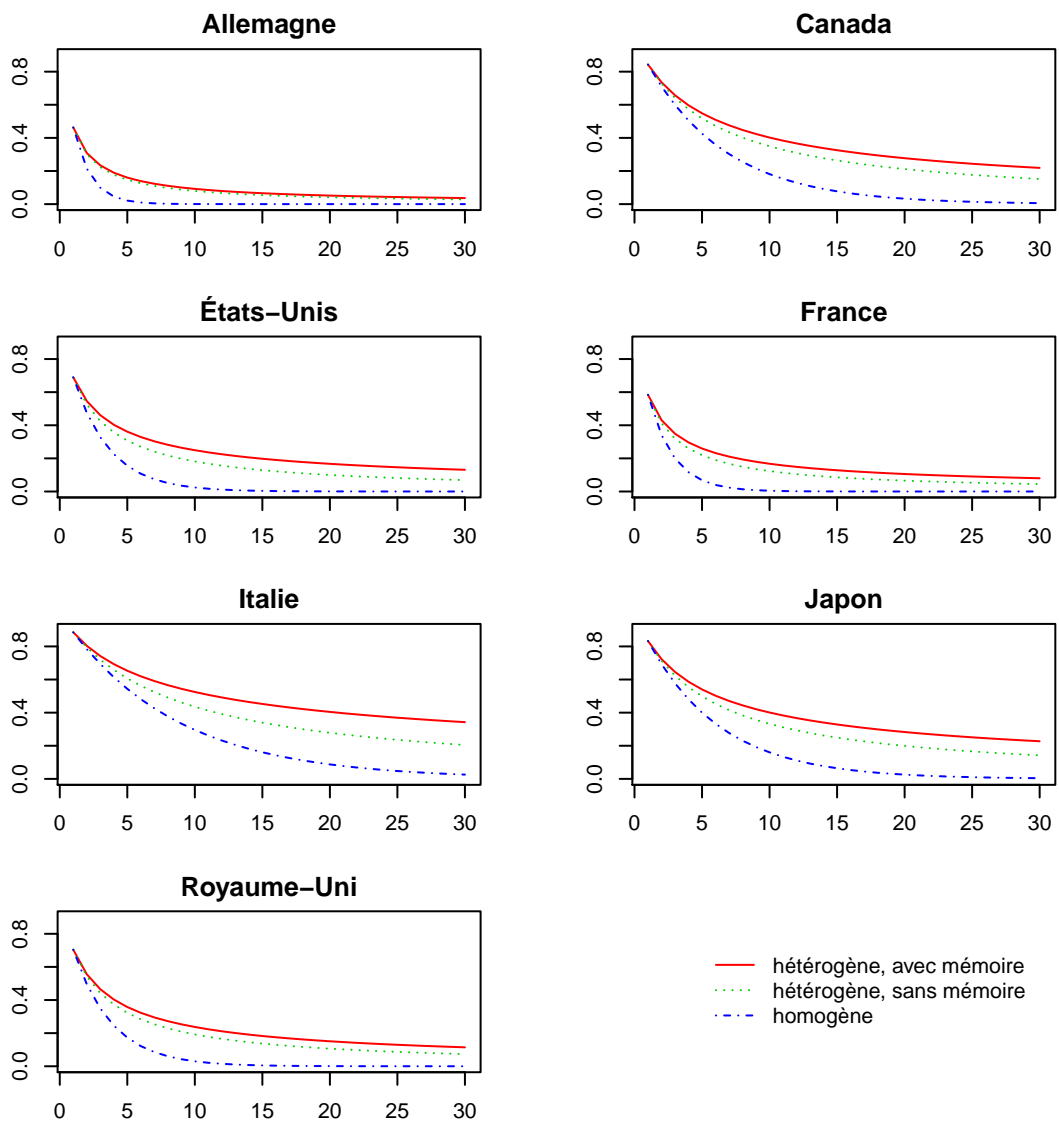
Graphique 8 – Répartition des paramètres autorégressifs des déséquilibres entre recettes et dépenses publiques des différentes unités budgétaires des pays du G7



Pour résumer, les trois réponses impulsionnelles pour chaque pays sont issues de l'agrégation de coefficients autorégressifs dont la moyenne est la même. Ainsi, seule l'hétérogénéité permet de comprendre les différences entre les courbes. L'effet global de l'hétérogénéité est appréhendé par la différence entre la courbe avec hétérogénéité et mémoire et la courbe avec homogénéité. Au sein de cet effet hétérogène, on isole la composante propre à la mémoire longue, qui fixe la masse des coefficients proches de l'unité, selon l'équation (57).

Le résultat majeur, à la lecture du graphique 9, est que l'hétérogénéité des coefficients autorégressifs peut être fortement responsable de la persistance des déséquilibres budgétaires globaux. La réduction de la persistance des déséquilibres budgétaires en Allemagne, en France, aux États-Unis et au Royaume-Uni, à un horizon de cinq ans, passe ainsi moins par une baisse globale de la persistance des déséquilibres que par une diminution de la part des budgets les moins soumis aux ajustements budgétaires. Cette diminution peut être réalisée au profit des budgets qui connaissent habituellement les ajustements les plus rapides, sans remettre en cause la baisse de la persistance globale des déficits. Pour les pays dont les déséquilibres budgétaires globaux sont les plus persistants (Canada, Japon et Italie), l'effet dominant, à un horizon de cinq ans, est en revanche une persistance moyenne plus élevée des différents déséquilibres budgétaires internes.

Graphique 9 – Réponses impulsionnelles des séries résiduelles globales estimées avec ou sans effet d'hétérogénéité des coefficients autorégressifs internes pour les pays du G7, 1960-2006



5. Conclusion

Ce document propose de mesurer la soutenabilité de long terme des finances publiques dans les pays du G7 entre 1960 et 2006. Plus précisément, on évalue la force du lien qui unit les recettes et les dépenses publiques par une approche fractionnaire qui permet de considérer l'infinité de réels qui peuvent caractériser l'ordre d'intégration d'une série. L'estimation de la *mémoire longue* des finances publiques à travers ce paramètre fractionnaire assure ainsi la prise en compte de déséquilibres budgétaires étalés dans le temps, sans être pour autant cumulatifs. Cela permet de se soustraire à la critique de Bohn (2007), selon lequel les tests économétriques sont mal adaptés pour tester la soutenabilité des finances publiques dans la mesure où la contrainte budgétaire publique impose de très faibles restrictions économétriques. En effet, il importe moins ici de savoir si la contrainte budgétaire publique est satisfaite, ou non, que d'estimer la vitesse à laquelle les déséquilibres sont résorbés. L'estimation d'un modèle à correction d'erreur fractionnaire permet en outre une comparaison plus précise des différentes dynamiques budgétaires des pays du G7. Ces modèles peuvent être interprétés comme des fonctions de réaction des autorités budgétaires, que Bohn (2007) suggère d'ailleurs de développer.

Trois résultats ont été mis en avant.

Premièrement, l'estimation de la mémoire longue des résidus des relations de long terme entre recettes et dépenses publiques met en évidence deux cas polaires : l'Allemagne présente des déséquilibres qui se résorbent très rapidement, l'Italie des déséquilibres très persistants. Pour l'Allemagne, les trois-quarts d'un choc sont absorbés en moins de cinq ans, alors qu'il faut plus de quinze ans pour l'Italie. Entre les deux, figurent la France et le Royaume-Uni, plus proches du modèle allemand en ce domaine, et les États-Unis, le Canada et le Japon, plus proches du second. Ces résultats viennent confirmer l'analyse préliminaire de l'autocorrélation de ces séries ainsi que l'analyse spectrale qui indique déjà, pour le Japon, le Canada et surtout l'Italie, un pôle aux plus basses fréquences. Le rôle important des mouvements peu fréquents dans la décomposition de la variance de la série est en effet caractéristique de la mémoire longue.

Deuxièmement, l'estimation d'un modèle à correction d'erreur fractionnaire pour chaque pays indique, d'après le signe des coefficients, que les forces de rappel s'exercent dans les dynamiques des recettes et des dépenses publiques des différents pays, à l'exception des dépenses italiennes. Dans ce dernier cas, on voit en effet qu'un excès de dépenses par rapport aux recettes dans l'équation de long terme entraîne l'année suivante une croissance des dépenses, témoignant d'un effet *boule de neige*. Il apparaît en outre que les pays où la soutenabilité est la plus forte (Allemagne, Royaume-Uni et France), ont tous au moins une force de rappel significative. Les autres pays (Canada, Japon) n'ont pas de force de rappel significative. De plus, parmi les pays du premier groupe, l'Allemagne, où la soutenabilité est la plus forte, est aussi celui où les forces de rappel sont très significatives à la fois sur les recettes et sur les dépenses. La France et le Royaume-Uni, qui ont presque le même paramètre fractionnaire, présentent deux types d'ajustement en cas de déséquilibre : soit par les recettes pour la France, soit par les dépenses pour le Royaume-Uni. Enfin, la différence entre la France et l'Allemagne, en termes de valeur et de significativité des coefficients dans l'ensemble du modèle à correction d'erreur, réside uniquement dans la gestion de la force de rappel sur les dépenses publiques : significative au seuil de 1% en Allemagne, elle est non significative au seuil de 10% en France.

Troisièmement, l'aggrégation de différents déséquilibres budgétaires plus ou moins persistants au sein d'un État peut être une cause majeure de la persistance des déséquilibres budgétaires globaux. Ainsi, la réduction de la persistance des déséquilibres budgétaires en Allemagne, en France, aux États-Unis et au Royaume-Uni, à un horizon de cinq ans, passe moins par une baisse globale de la persistance des déséquilibres, que par une diminution de la part des budgets les moins soumis aux ajustements budgétaires. Cette diminution peut être réalisée au profit des budgets qui connaissent habituellement les ajustements les plus rapides, sans remettre en cause la baisse de la persistance globale des déficits. Pour les pays dont les déséquilibres budgétaires globaux sont les plus persistants (Canada, Japon et Italie), l'effet dominant, à un horizon de cinq ans, est en revanche la moyenne plus élevée des différents déséquilibres budgétaires internes.

Bibliographie

- AFONSO, A. (2005). Fiscal sustainability : The unpleasant european case. *FinanzArchiv*, 61(1):19–44.
- ALESINA, A. et DRAZEN, A. (1991). Why are stabilizations delayed? *American Economic Review*, 81(5):1170–1188.
- ALESINA, A. et PEROTTI, R. (1994). The political economy of budget deficits. *NBER Working Paper*.
- ALESINA, A. et PEROTTI, R. (1996). Fiscal discipline and the budget process. *American Economic Review*, 86(2):401–407.
- ALTISSIMO, F., MOJON, B. et ZAFFARONI, P. (2009). Can aggregation explain persistence of inflation? *Journal of Monetary Economics*, 56(2):231–241.
- AUERBACH, A. (2011). Long-term fiscal sustainability in major economies. *BIS Working Paper*.
- BACHELIER, L. (1900). *Théorie de la spéculation*. Thèse de doctorat, Ecole Normale Supérieure.
- BAILLIE, R. T. (1996). Long memory processes and fractional integration in econometrics. *Journal of Econometrics*, 73(1):5–59.
- BAUMOL, W. (1967). Macroeconomics of unbalanced growth : The anatomy of the urban crisis. *American Economic Review*, 57(3):415–426.
- BERRY, W. (1990). The confusing case of budgetary incrementalism : Too many meanings for a single concept. *Journal of Politics*, 52(1):167–196.
- BOHN, H. (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, 54(7):1837–1847.
- BOHN, H. et INMAN, R. (1996). Balanced-budget rules and public deficits : Evidence from the US states. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 45:13–76.
- BORCHERDING, T., FERRIS, J. et GARZONI, A. (2005). Growth in the real size of government since 1970. *Handbook of Public Finance*, pages 77–108.
- BOX, G. et JENKINS, G. (1970). *Time series analysis, Forecasting and Control*. Holden-Day.
- BOX, G. et JENKINS, G. (1976). *Time series analysis, Forecasting and Control*. Holden-Day, 2ème édition.
- BRAND, T. (2012). Multiplicateurs budgétaires et efficacité du policy-mix en récession : une analyse appliquée à la zone euro. *Document de travail du Centre d'analyse stratégique*, (9).
- BUNCH, B. (1991). The effect of constitutional debt limits on state governments' use of public authorities. *Public Choice*, 68(1):57–69.
- CAMPBELL, J. Y. et MANKIW, G. N. (1987). Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, 102(4):857–880.
- CAPORALE, G. et GIL-ALANA, L. A. (2004). Fractional cointegration and tests of present value models. *Review of Financial Economics*, 13(3):245–258.
- CAPORALE, G. et GIL-ALANA, L. A. (2005). Fractional cointegration and aggregate money demand functions. *Manchester School*, 73(6):737–753.

- CARVALHO, C. (2006). Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks. *The BE Journal of Macroeconomics*, 2(1).
- CUNADO, J., GIL-ALANA, L. A. et de GRACIA, F. P. (2004). Is the US fiscal deficit sustainable? A fractionally approach. *Journal of Economics and Business*, 56:501–526.
- DAFFLON, B. et ROSSI, S. (1999). Public accounting fudges towards EMU : A first empirical survey and some public choice considerations. *Public Choice*, 101(1):59–84.
- DEBRUN, X., HAUNER, D. et KUMAR, M. (2009). Independent fiscal agencies. *Journal of Economic Surveys*, 23(1):44–81.
- DEBRUN, X. et KUMAR, M. (2008). Fiscal rules, fiscal councils and all that : Commitment devices, signaling tools, or smokescreens? *Proceedings of the 9th Banca d'Italia Workshop on Public Finances*.
- DICKEY, D. A. et FULLER, W. (1981). The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(2):1057–1072.
- DITTMAN, I. (2000). Residual-based tests for fractional cointegration : A Monte Carlo study. *Journal of Time Series Analysis*, 21(6):615–647.
- DUEKER, M. et STARTZ, R. (1998). Maximum-likelihood estimation of fractional cointegration with an application to US and Canadian bond rates. *Review of Economics and Statistics*, 80(3):420–426.
- ENGLE, R. et YOO, B. (1987). Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, 39:45–62.
- ENGLE, R. F. et GRANGER, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction : Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2):251–76.
- FLOOD, R. P. et GARBER, P. M. (1980). Market fundamentals versus price level bubbles : The first tests. *Journal of Political Economy*, 88(4):745–770.
- GEWEKE, J. et PORTER-HUDAK, S. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4):221–238.
- GIL-ALANA, L. A. (2003). Testing of fractional cointegration in macroeconomic time series. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(4):517–529.
- GLEICH, H. (2003). Budget institutions and fiscal performance in Central and Eastern European countries. *ECB Working Paper*.
- GRANGER, C. (1966). The typical spectral shape of an economic variable. *Econometrica*, 34(1):150–161.
- GRANGER, C. (1980). Long memory relationship and the aggregation of dynamic models. *Journal of Econometrics*, 14:227–238.
- GRANGER, C. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16:121–130.
- GRANGER, C. (1983). Cointegrated variables and error correction models. *UCSD Discussion Paper*.
- GRANGER, C. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3):213–228.

- GRANGER, C. et JOYEUX, R. (1980). An introduction to long memory time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1(1):15–29.
- GRANGER, C. et WEISS, A. (1983). Time series analysis of error-correction models. *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, pages 255–278.
- HAKKIO, C. S. et RUSH, M. (1991). Is the budget deficit too large? *Economic Inquiry*, 29(3):429–45.
- HALLERBERG, M., STRAUCH, R. et VON HAGEN, J. (2007). The design of fiscal rules and forms of governance in European Union countries. *European Journal of Political Economy*, 23(2):338–359.
- HALLERBERG, M. et von HAGEN, J. (1997). Electoral institutions, cabinet negotiations, and budget deficits within the European Union. *NBER Working Paper*.
- HAMILTON, J. D. et FLAVIN, M. A. (1986). On the limitations of government borrowing : A framework for empirical testing. *American Economic Review*, 76(4):808–19.
- HAUG, A. A. (1991). Cointegration and government borrowing constraints : Evidence for the United States. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9(1):97–101.
- HOSKING, J. (1981). Fractional differencing. *Biometrika*, 68(1):165–176.
- HURST, H. (1951). Long term storage capacity of reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116:770–799.
- IMBS, J., MUMTAZ, H., RAVN, M. et REY, H. (2005). PPP strikes back : Aggregation and the real exchange rate. *Quarterly Journal of Economics*, 120(1):1–43.
- KEYNES, J. M. (1926). *The End of Laissez-faire*. Hogarth Press.
- KIEWIET, D. et SZAKATY, K. (1996). Constitutional limitations on borrowing : An analysis of state bonded indebtedness. *Journal of Law, Economics, and Organization*, 12(1):62.
- KOPITS, G. (2001). Fiscal rules : Useful policy framework or unnecessary ornament? *IMF Working Paper*.
- KOPITS, G. et SYMANSKY, S. (1998). Fiscal policy rules. *IMF Working Paper*.
- KUMAR, M. (2009). Fiscal rules - anchoring expectations for sustainable public finances. *IMF Working Paper*.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P. et SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54:159–178.
- KYDLAND, F. E. et PRESCOTT, E. C. (1977). Rules rather than discretion : The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3):473–492.
- LJUNG, G. et BOX, G. (1978). On a measure of lack of fit in time series model. *Biometrika*, 65(2):297–303.
- LO, A. W. (1991). Long-term memory in stock market prices. *Econometrica*, 59(5):1279–313.
- MANDELBROT, B. (1972). Statistical methodology for non periodic cycles : From the covariance to R/S analysis. *Annals of Economics and Social Measurement*, 1(3):259–290.

- MANDELBROT, B. et van NESS, J. (1968). Fractional brownian motions, fractional noises and applications. *SIAM Review*, 10:422–437.
- MANDELBROT, B. et WALLIS, J. (1968). Noah, Joseph and operational hydrology. *Water Resources Research*, 4(5):909–918.
- MANDELBROT, B. et WALLIS, J. (1969a). Computer experiments with fractional gaussian noises. Part I, averages and variances. *Water Resources Research*, 5(1):228–241.
- MANDELBROT, B. et WALLIS, J. (1969b). Computer experiments with fractional gaussian noises. Part II, rescaled range and spectra. *Water Resources Research*, 5(1):242–259.
- MANDELBROT, B. et WALLIS, J. (1969c). Computer experiments with fractional gaussian noises. Part III, mathematical appendix. *Water Resources Research*, 5(1):260–267.
- MARCH, J. et OLSEN, J. (1984). The new institutionalism : Organizational factors in political life. *American Political Science Review*, 78(3):734–749.
- MARINUCCI, D. et ROBINSON, P. (2001). Semiparametric fractional cointegration analysis. *Journal of Econometrics*, 105:225–247.
- MCCALLUM, B. (1984). Are bond-financed deficits inflationary ? A ricardian analysis. *Journal of Political Economy*, 92(1):123–135.
- MIGNON, V. (1998). *Marchés financiers et modélisation des rentabilités boursières*. Economica.
- MILESI-FERRETTI, G. (2003). Good, bad or ugly ? On the effects of fiscal rules with creative accounting. *Journal of Public Economics*, 88(1):377–394.
- MILESI-FERRETTI, G. et MORIYAMA, K. (2004). Fiscal adjustment in EU countries : A balance sheet approach. *IMF Working Paper*.
- MUSGRAVE, R. A. (1959). *Theory of Public Finance : A Study in Public Economy*. McGraw-Hill.
- NORTH, D. (1991). Institutions. *Journal of Economic Perspectives*, 5(1):97–112.
- PHILLIPS, P. et PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2):335–346.
- QUINTOS, C. (1995). Sustainability of the deficits process with structural shifts. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2):409–417.
- ROMER, D. (2011). What have we learned about fiscal policy from the crisis ? *IMF Conference on Macro and Growth Policies in the Wake of the Crisis*.
- SEARLE, J. (1969). *Speech Acts*. Cambridge University Press.
- SHIN, Y. (1994). A residual based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory*, 10(1):91–115.
- SHUMWAY, R. H. et STOFFER, D. S. (2006). *Time Series Analysis and its Applications (with R examples)*. Springer.
- SINÉ, A. (2007). *L'ordre budgétaire*. Economica.

- SMITH, G. et ZIN, S. (1991). Persistent deficits and the market value of government debt. *Journal of Applied Econometrics*, 6(1):31–44.
- SOWELL, F. (1989). Maximum likelihood estimation of fractionally integrated time series models. *Carnegie Mellon University Working Paper*.
- SOWELL, F. (1992). Maximum likelihood estimation of stationary univariate fractionally integrated time series models. *Journal of Econometrics*, 53:165–188.
- STOCK, J. (1987). Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors. *Econometrica*, 55(5):1035–1056.
- TANZI, V. et SCHUKNECHT, L. (2000). *Public Spending in the 20th Century : A Global Perspective*. Cambridge University Press.
- TREHAN, B. et WALSH, C. E. (1988). Common trends, the government budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3):425–444.
- TREHAN, B. et WALSH, C. E. (1991). Testing intertemporal budget constraints : Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2): 206–23.
- von HAGEN, J. (1991). A note on the empirical effectiveness of formal fiscal restraints. *Journal of Public Economics*, 44:199–210.
- von HAGEN, J. (1992). Budgeting procedures and fiscal performance in the European Communities. *European Economy-Economic Papers*.
- von HAGEN, J. (2006). Fiscal rules and fiscal performance in the European Union and Japan. *Monetary and Economic Studies*, 24(1):25–60.
- von HAGEN, J. et HARDEN, I. (1995). Budget processes and commitment to fiscal discipline. *European Economic Review*, 39(3):771–779.
- von HAGEN, J. et WOLFF, G. (2006). What do deficits tell us about debt ? Empirical evidence on creative accounting with fiscal rules in the EU. *Journal of Banking and Finance*, 30(12):3259–3279.
- WAGNER, A. (1877). *Finanzwissenschaft*. C.F. Winter.
- WILCOX, D. (1989). The sustainability of government deficits : Implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(3):291–306.
- WILDAVSKY, A. (1964). *The Politics of the Budgetary Process*. Little, Brown.
- WYPLOSZ, C. (2005). Fiscal policy : Institutions versus rules. *National Institute Economic Review*, 191:70–84.
- ZAFFARONI, P. (2004). Contemporaneous aggregation of linear dynamic models in large economies. *Journal of Econometrics*, 120:75–102.

Annexes

A. Description des séries

L'ensemble des données (PIB, recettes et dépenses publiques) sont tirées des *Perspectives économiques de l'OCDE*. Les administrations publiques sont définies comme l'ensemble des bureaux, ministères, organismes et autres services qui sont des organes ou des moyens d'action des pouvoirs publics centraux, des États fédérés et des collectivités locales, qu'ils émargent à des budgets ordinaires ou extraordinaires ou qu'ils soient financés par des fonds extra-budgétaires. Cet ensemble comprend : les institutions sans but lucratif qui, sans faire partie intégrante des administrations publiques, sont entièrement ou principalement financées et contrôlées par les pouvoirs publics, ou sont essentiellement au service des administrations publiques ; tous les régimes de sécurité sociale destinés à de grands groupes de population, qui sont imposés, contrôlés, ou financés par les pouvoirs publics ; les unités de production marchande gérées par l'administration qui produisent principalement des biens et des services pour l'administration de même que celles qui, à titre principal, vendent des biens et services en petite quantité à la population. On exclut de ce secteur les autres unités de production marchande gérées par l'administration et les sociétés publiques.

- Pour la période 1960-1969, on tire les données du No 30 de décembre 1981. Les recettes publiques correspondent ici aux ressources courantes des administrations publiques, principalement les impôts directs et indirects et les contributions des employés et des employeurs à la sécurité sociale. Cette rubrique se retrouve à la ligne 12 du tableau 9 sur les opérations courantes, les revenus et les dépenses des administrations publiques des *Comptes Nationaux des pays de l'OCDE*, Volume II, 1962-1979.

Les dépenses publiques correspondent, quant à elles, aux emplois totaux des administrations publiques, autrement dit les emplois courants (consommation finale, intérêts, subventions, prestations de sécurité sociale) et la formation brute de capital. Cette rubrique est la somme des lignes 23 (emplois courants), 28 (formation brute de capital fixe), 29 (achats, nets des ventes, de terrains) et 30 (achats, nets des ventes, d'actifs incorporels) moins la ligne 26 (transferts en capital reçus, nets) du même tableau 9 des *Comptes Nationaux des pays de l'OCDE*, Volume II, 1962-1979.

- Pour la période 1970-2006, on retient les données du No 87 de juin 2010. Dans le cas spécifique de l'Allemagne, on prend les données de la République Fédérale Allemande de 1970 à 1991 (inclus). Le PIB de l'Allemagne réunifiée est supérieur d'à peine plus de 8% à celui de la RFA en 1991. Les taux de recettes et de dépenses publiques sur le PIB diffèrent très légèrement : ils sont pour les recettes, 42,98% en RFA et 43,28% en Allemagne réunifiée et pour les dépenses, 46,05% en RFA et 46,13% en Allemagne réunifiée.

Ces deux sources pourraient être à l'origine d'une certaine hétérogénéité sur l'ensemble de la période dans la mesure où les normes de standardisation évoluent. En effet, pour la période 1960-1969, les données sont réalisées à partir du système de comptabilité nationale (série F, n°2, Rev 3) de 1970, appelé *nouveau SCN*. Les comptes nationaux sont préparés à l'aide de l'information statistique fournie à l'OCDE par les pays membres dans leurs réponses aux *Questionnaires des comptes nationaux* des dernières années. Ces questionnaires sont destinés à rassembler des données comparables au niveau international et conformes au nouveau SCN.

Pour la période 1970-2006, le Canada, les États-Unis et le Japon sont enregistrés selon le Système de Comptabilité Nationale (SCN93), l'Allemagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni selon les Comptes Standardisés Européens (CSE95).

Néanmoins, les données de 1960-1969 selon les normes utilisées pour la seconde période (1970-2006), disponibles pour les États-Unis et le Canada, attestent un faible écart entre les deux. Cet écart relativement constant au cours du temps est similaire entre recettes et dépenses. Il existe donc une homogénéité globale dans la mesure des agrégats utilisés.

B. La mise en place de règles budgétaires dans les pays du G7

REB : Règle d'Équilibre Budgétaire ; RRD : Règle sur les Recettes et les Dépenses ; RD : Règle sur la Dette.

Allemagne :

REB : une règle d'or limite l'emprunt net au niveau de l'investissement public, sauf en cas de *perturbations de l'équilibre économique global*. Une nouvelle règle d'équilibre budgétaire a été entérinée en juin 2009. Après une période de transitions entre 2011 et 2016 (2020 pour les Lander), le solde structurel ne devra pas être en dessous de -0,35%. L'Allemagne a la particularité de disposer d'une règle *limitative* d'équilibre budgétaire courant inscrite dans la Loi fondamentale depuis 1969, qui s'applique à l'échelon fédéral et pour les Lander.

RD : Un taux de croissance annuel moyen maximum de dépenses pour le gouvernement fédéral et les Lander.

REB et RD (supranationales) : le Traité de Maastricht en 1992 établit des critères de convergence que doivent respecter les pays pour participer à l'Union monétaire. Le déficit public ne doit pas excéder 3% du PIB et le ratio de dette publique brute 60% du PIB. Le Pacte de Stabilité et de Croissance adopté en 1997 requiert en plus des objectifs à moyen-terme d'équilibre budgétaire ou de surplus.

Canada :

RRD : le *Federal Spending Control Act* fixe des limites aux dépenses publiques entre 1991-1992 et 1995-1996. En outre, dès 1994, les projections de recettes et dépenses sont réalisées à partir de la fourchette basse des projections économiques.

REB : en 1998, la règle de *l'équilibre budgétaire ou mieux* est mise en place, assortie d'une cible de réduction de la dette publique de 3 milliards de dollars par an.

États-Unis :

REB : le *Gramm-Rudman-Hollings Balanced Budget and Emergency Deficit Control Act* en 1985 définit des coupes automatiques dans les dépenses en cas de déficit excessif.

RRD : avec le *Budget Enforcement Act* de 1990, est adoptée la règle PAYGO, qui a couru jusqu'à 2002. Il est stipulé qu'en cas de réductions d'impôt, l'effet attendu sur le déficit doit être annulé par l'augmentation d'autres impôts ou une baisse des dépenses. De même, si certaines dépenses

sont augmentées, l'effet sur le déficit doit être annulé par la diminution d'autres dépenses ou l'augmentation des recettes.

France :

REB : une règle d'or s'applique pour les collectivités locales.

RRD : en 1997 est introduit un Objectif National de Dépenses d'Assurance Maladie et, depuis 1998, on fixe une cible dans l'augmentation des dépenses de l'État en termes réels.

RD : depuis 2008, chaque accroissement de la dette sociale doit être compensée par une augmentation des recettes.

REB et RD (supranationales) : Traité de Maastricht et Pacte de Stabilité et de Croissance.

Italie :

REB et RD (supranationales) : Traité de Maastricht et Pacte de Stabilité et de Croissance.

Japon :

RRD : Une règle d'or selon laquelle les dépenses courantes ne doivent pas excéder les revenus domestiques existe depuis 1947 (Loi de Finances Publiques, article 4).

REB et RRD : le *Fiscal Structure Reform Act* adopté en 1997 prévoit que les déficits publics ne doivent pas dépasser 3% du PIB. L'émission de titres pour financer le déficit doit en outre s'éteindre en 2003, des règles numériques doivent être fixées pour contraindre l'évolution des dépenses et les impôts ne doivent pas excéder 50% du PIB. Ces règles sont abandonnées dès novembre 1998.

Royaume-Uni :

REB : la règle d'or adoptée en 1998 dans le cadre d'un *code de stabilité budgétaire* autorise les déficits publics structurels uniquement, dans la mesure où ils ont pour contrepartie un investissement net public.

RD : la dette publique nette doit rester stable et à un niveau prudent, définit à 40% du PIB en moyenne sur le cycle.

REB et RD (supranationales) : Traité de Maastricht.



Le cerveau et la loi : analyse de l'émergence du neurodroit, Coordonné par Olivier Oullier, Document de travail n°2012-07, Centre d'analyse stratégique, septembre.

Une comparaison des stratégies de consolidation budgétaire en Europe, Abakar Ibrahim, avec le soutien de Thomas Brand, Marie-Françoise Le Guilly, Céline Mareuge, Document de travail n°2012-06, Centre d'analyse stratégique, juillet.

La "culture de stabilité" en France. Quelle soutenabilité du régime de croissance ?, Rémi Lallement, Document de travail n°2012-05, Centre d'analyse stratégique, juillet.

Convergence des économies européennes : quel bilan 20 ans après ?, Mouhamadou Sy, Document de travail n°2012-04, Centre d'analyse stratégique, juin.

Politique budgétaire en équilibre général : une analyse appliquée à la zone euro, Thomas Brand, Document de travail n°2012-03, Centre d'analyse stratégique, juin.

L'ajustement de l'emploi pendant la crise. Une comparaison internationale et sectorielle, Christel Gilles et Jean-Paul Nicolai, Document de travail n°2012-02, Centre d'analyse stratégique, mars.

L'emploi et les métiers des immigrés, Cécile Jolly, Frédéric Lainé et Yves Breem, Document de travail n°2012-01, Centre d'analyse stratégique, février.

La série Documents de travail du Centre d'analyse stratégique est disponible sur www.strategie.gouv.fr, rubrique Publications

Copyright : Centre d'analyse stratégique 2011.

Toute demande de reproduction ou traduction, partielle ou en totalité de ce texte, doit être adressée à Jean-Michel Roullé, Responsable de la communication, Centre d'analyse stratégique, 18, rue de Martignac, 75007 Paris - Mail : jean-michel.roulle@strategie.gouv.fr

Application for permission to reproduce or translate all, or part of, this material should be made to : Jean-Michel Roullé, Head of Communication, Centre d'analyse stratégique, 18, rue de Martignac, 75007 Paris, France - Mail : jean-michel.roulle@strategie.gouv.fr