

Incrémentalisme et soutenabilité à long terme des finances publiques

La mémoire longue des recettes et des dépenses publiques dans les
pays du G7, 1960-2006

Thomas Brand *

16 septembre 2009

Résumé

Incrémentalisme et soutenabilité des finances publiques sont unis par le même objet d'analyse mais s'ignorent largement dans la littérature. Le premier, popularisé notamment par Wildavsky (1964), s'attache à décrire l'origine et les effets du processus budgétaire, dans lequel les décisions se concentrent sur les changements à la marge. Le second, plus normatif, tente d'évaluer la solvabilité financière d'un Etat, autrement dit sa capacité à lever des impôts dans le futur pour rembourser les échéances et les intérêts de sa dette, en plus des autres dépenses. L'une des manières d'appréhender la soutenabilité, dans la lignée de Hamilton et Flavin (1986), consiste à appliquer des tests de stationnarité et de cointégration aux différentes séries étudiées. Cependant, ces deux pans de la littérature n'ont su exhiber de résultats clairs, faute de tests formels adéquats pour le premier, et par manque de nuances dans les alternatives considérées pour le second (Bohn (2007)). Cet article propose de renouveler l'étude empirique des recettes et des dépenses publiques par une approche non linéaire qui permet d'embrasser conjointement ces deux questions. Les modèles ARFIMA (*Auto Regressive Fractionnary Integrated Mobile Average*), en exhibant la mémoire longue des séries, et le modèle à correction d'erreur fractionnaire qui en découle, permettent de rendre compte du degré d'incrémentalisme des recettes et dépenses publiques des différents pays, mais aussi de les classer selon leur manière d'assurer, le cas échéant, la soutenabilité de leurs finances publiques. Cette *mémoire longue* résulte non plus de l'interaction de comportements individuels mais d'institutions déterminant au premier chef la dynamique conjointe des recettes et des dépenses. Elle aboutit à de meilleures prévisions dans cinq des sept pays constituant notre échantillon.

*Doctorant ENS de Cachan et chargé de mission au Centre d'Analyse Stratégique.
E-mail : thomas.brand@strategie.gouv.fr

Table des matières

1	Deux modèles du temps long en finances publiques	4
1.1	L'incrémentalisme budgétaire	5
1.1.1	L'incrémentalisme de Lindblom (1959)	5
1.1.2	L'incrémentalisme budgétaire à partir de Wildavsky (1964)	6
1.1.3	L'incrémentalisme dans les faits	8
1.2	La soutenabilité budgétaire	9
1.2.1	Condition de transversalité et contrainte budgétaire inter-temporelle	10
1.2.2	Pondération par le PIB	11
1.2.3	Soutenabilité et cointégration	12
2	La synthèse des deux modèles	14
2.1	Les insuffisances des précédents modèles	14
2.1.1	Les limites des tests d'incrémentalisme	14
2.1.2	Les limites des tests de soutenabilité	14
2.2	Mémoire longue et cointégration fractionnaire	15
2.2.1	Origine et définition de la mémoire longue	15
2.2.2	Du bruit gaussien fractionnaire au processus ARFIMA	16
2.2.3	Cointégration fractionnaire	19
3	Estimations de la mémoire longue des finances publiques	19
3.1	La comparaison des finances publiques des pays du G7	19
3.1.1	Des dynamiques communes de finances publiques sur la période 1960-2006	21
3.1.2	Des institutions budgétaires stables et variées	23
3.2	Estimation de la cointégration standard	24
3.2.1	Tests de racine unitaire	24
3.2.2	Tests de cointégration standard	25
3.2.3	Modèle à correction d'erreur	27
3.3	Quelle mémoire longue des finances publiques?	30
3.3.1	L'analyse R/S et R/S modifiée	31
3.3.2	Estimation du paramètre d'intégration fractionnaire sur les résidus	33
3.3.3	De l'incrémentalisme dans la soutenabilité?	36
4	Conclusion	39
A	Description des séries	48
B	Annexes mathématiques	49
B.1	Le mouvement brownien	49
B.2	Comportement asymptotique du bruit gaussien fractionnaire	49

Introduction

La croissance des recettes et dépenses publiques dans la richesse des nations suscite deux types de questions : *quelle en est la dynamique ? et cette dynamique est-elle soutenable ?* Ces deux interrogations, l'une positive, l'autre normative, renvoient à des problématiques traitées de façon largement indépendante dans la littérature économique, jusqu'à présent.

Les approches traditionnelles en finances publiques s'attachent avant tout à expliquer la croissance des dépenses publiques, comme la *loi de Wagner* (1877) selon laquelle l'industrialisation croissante génère des externalités toujours plus importantes que l'Etat doit prendre en charge ; l'*effet de déplacement* de Peacock et Wiseman (1961), qui modifie à la suite d'une guerre par exemple le maximum de charge fiscale tolérable ; ou encore l'*effet* Baumol (1967), montrant 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.

L'hypothèse la plus stimulante est sans doute celle de l'incrémentalisme initiée par Wildavsky (1964), à partir des travaux de Lindblom (1959). Même si la définition de l'incrémentalisme budgétaire peut être débattue, on peut retenir en première approche l'absence de référence à la base, et la focalisation sur l'incrément lors des décisions d'allocation de fonds publics, et partant, les choix politiques aux conséquences marginales. La démarche de Aaron Wildavsky, tournée directement vers les institutions, se retrouve dans les préoccupations récentes de néo-institutionnalistes comme Douglass North, même si les hypothèses et les méthodes diffèrent à certains égards¹. Les travaux empiriques pour tester la dynamique incrémentale, à partir de régressions linéaires, n'ont néanmoins pas permis, du moins actuellement, de légitimer toute la portée pratique d'une telle assertion.

Si l'incrémentalisme s'intéresse au temps long des finances publiques, il reste largement rétrospectif. Un autre pan de la littérature, tout aussi préoccupé par le temps long, privilégie quant à lui l'aspect prospectif en posant la question de la soutenabilité des finances publiques. Des auteurs à l'origine du *Public Choice* comme Buchanan et Wagner (1977) ont peut-être été tentés de réunir les aspects positifs et normatifs. Ils n'ont pourtant fait que *déduire*, à partir d'une formalisation de l'équilibre, en termes d'intérêts électoraux notamment, la dynamique soutenable, ou plutôt insoutenable, des finances publiques. Une autre méthode définit des déficits structurels stabilisant la dette, à partir de l'hypothèse d'un cycle de production autour d'une tendance stable, particulièrement remise en cause. L'article de Blanchard (1990) tente de dépasser ces limites par la définition de nouveaux indicateurs de soutenabilité, sans référence à des capacités de production d'équilibre, et dont la portée se veut essentiellement pratique. Un autre courant encore, initié par Hamilton et Flavin (1986), évalue la soutenabilité des finances publiques au moyen de tests de stationnarité sur des séries de dettes et de déficits publics, ou de tests de cointégration entre recettes et dépenses, dans la lignée des travaux séminaux de Granger (1981) et Engle et Granger (1987). La littérature constituée autour du test de soute-

¹ Selon North (1991), les institutions *évoluent de manière incrémentale, reliant le passé au présent et à l'avenir*. Elles fournissent la structure incitative qui détermine les performances économiques d'un pays. Cependant, son approche est plutôt fonctionnaliste : les institutions existent car il y a un gain individuel à la coopération qu'elles favorisent. Il s'éloigne ici de Wildavsky comme nous le verrons.

nabilité budgétaire, via celui de cointégration entre recettes et dépenses, s'est montrée toutefois assez peu concluante et a été récemment soumise à critique par Bohn (2007).

L'article propose de réunir incrémentalisme et soutenabilité en modélisant des changements budgétaires marginaux, fruits de décisions complexes, mais qui prennent forme dans une dynamique conjointe de recettes et de dépenses publiques de façon à respecter la contrainte budgétaire intertemporelle. En effet, pris isolément, l'incrémentalisme peine à rendre compte du souci de convergence entre recettes et dépenses publiques et la soutenabilité à traduire les difficultés inhérentes aux décisions budgétaires faisant préférer les modifications de faible ampleur. Les deux problématiques se réunissent à travers l'idée de *mémoire longue* des finances publiques, où les choix budgétaires n'ont un effet ni ponctuel, ni pérenne pour autant. Si l'on étudie le degré de persistance du lien qui unit les recettes et les dépenses, les conséquences d'une décision apparaissent à la fois longues et transitoires. Les techniques récentes de cointégration fractionnaire permettent de caractériser l'évolution des finances publiques sous une contrainte de ressources tantôt relâchée, tantôt forte, qui agit à travers différentes *forces de rappel*. Leur diversité permet de répondre directement à la critique de Bohn (2007). Ces forces de rappel, estimées dans un modèle à correction d'erreur fractionnaire, laissent ainsi une place aux déséquilibres annuels sans remettre en cause la soutenabilité de long terme. Elles peuvent se définir en fonction de critères institutionnels (Alesina et Drazen, 1991; Alesina et Perotti, 1994), qui font apparaître l'ampleur et la durée des déséquilibres comme caractéristiques d'un pays.

La prise en compte de ces différents comportements pour modéliser la dynamique des finances publiques permet d'aboutir à de meilleures prévisions dans cinq des sept pays constituant notre échantillon.

La section 1 met en regard la théorie de l'incrémentalisme budgétaire et les modèles de soutenabilité des finances publiques en même temps que les divers tests empiriques qui s'y rattachent. La section 2, en pointant les insuffisances des approches présentées préalablement, vient justifier l'usage de nouvelles techniques économétriques pour tester la soutenabilité budgétaire, avant de présenter dans la section 3 les résultats de ces nouvelles estimations.

1 Deux modèles du temps long en finances publiques

Le modèle de l'incrémentalisme et le modèle de soutenabilité budgétaire partagent le même souci d'appréhension du temps long des finances publiques. Ils se distinguent néanmoins dans la mesure où le premier reste avant tout rétrospectif quand le second privilégie l'aspect prospectif. Ainsi l'incrémentalisme, en insistant sur la complexité des phénomènes budgétaires, montre qu'ils sont régis par des mécanismes simples, mais difficiles à prévoir en tant que combinaison d'éléments de sous-systèmes indépendants. La réduction de l'incertitude, par des choix peu innovants dans les différents budgets, est mise en balance par le principe d'équilibre budgétaire à long terme qui fournit un point d'ancrage à tous les acteurs, au moyen d'une cible totale de dépenses et de recettes publiques. L'incrémentalisme budgétaire s'inscrit donc dans un système soutenable, avec

lequel il peut entrer en conflit. Notre objectif sera alors de caractériser les forces en présence.

1.1 L'incrémentalisme budgétaire

Quel que soit l'apparent réalisme du concept d'incrémentalisme, sa postérité à la suite de Lindblom (1959) et Wildavsky (1964) n'a pas pleinement joué en sa faveur dans la mesure où son sens s'est progressivement dilué pour recouvrir des réalités très différentes. Il est aujourd'hui loin de tenir le premier plan dans les explications de l'évolution à long terme des finances publiques, notamment parce que les tests empiriques sont délicats. C'est la raison pour laquelle il faut revenir aux définitions premières, quitte ensuite à s'en démarquer explicitement.

1.1.1 L'incrémentalisme de Lindblom (1959)

L'incrémentalisme naît d'une réflexion positive de l'économiste Charles Lindblom (1959) sur les modes de décisions politiques, qui déterminent une action collective et institutionnalisée, et donc forcément complexe. Il distingue deux idéaux-types de cette prise de décision, la méthode de la *branche* et celle de la *racine*². La première se construit à partir de la situation actuelle, pas à pas, et par petites touches ; la seconde repart des fondamentaux à chaque nouveau problème. Il s'intéresse avant tout à la première, la méthode des *comparaisons successives limitées*, jusqu'alors négligée dans la littérature.

Cinq caractéristiques permettent de repérer l'incrémentalisme³, que l'on peut évaluer à l'aune de ce que considère la théorie standard :

- la non prise en considération par le décideur des branches de l'alternative les plus innovantes. En effet, toutes leurs conséquences ne peuvent être anticipées (Merton, 1936), il convient donc de réduire l'incertitude. De plus, l'évaluation des conséquences est réalisée seulement à la marge, et par rapport à la situation actuelle ;
- la restriction à quelques alternatives, avec l'idée sous-jacente qu'une trop grande quantité d'informations nuirait à la décision ;
- un processus de choix séquentiel, où les individus traitent l'information dont ils disposent au fur et à mesure. Simon (1955) parle de *satisficing*, pour exprimer une certaine recherche d'optimum, en même temps que sa limitation à la première solution satisfaisante ;
- la dépendance des fins vis-à-vis des moyens. Les buts ne sont pas fixés avant la décision, ils sont au contraire ajustés jusqu'à ce qu'une branche de l'alternative soit choisie ;
- des règles simples qui guident l'action plutôt qu'une théorie complexe⁴.

La méthode de la branche n'est pas cependant définie comme souhaitable, comme le réaffirme vingt ans après Lindblom (1979). Aucune révolution, ni changement politique important, ni même grand bond méticuleusement planifié ne sont possibles d'ordinaire. Il ne faut pas pour autant opposer la volonté de faire mieux à la logique incrémentale.

² Nous faisons l'hypothèse que les personnels des administrations publiques prennent aussi des décisions politiques, en les identifiant aux élus, dans la mesure où nous n'abordons pas directement les interactions entre décideurs et électeurs. Cette relative autonomie des services des collectivités publiques est un point saillant dans la théorie de l'incrémentalisme.

³ Nous nous inspirons librement de Berry (1990).

⁴ Certains auteurs parlent de *rules of thumb*, sorte de *méthode empirique*.

1.1.2 L'incrémentalisme budgétaire à partir de Wildavsky (1964)

Deux points saillants dans l'étude de Wildavsky (1964) et dans celles qui suivent méritent examen. D'une part, l'incrémentalisme budgétaire comprend une dimension inhibante de manque d'attention à la base et une dimension plus tournée vers l'action en tant que choix rationnel dans une situation où l'on ne peut évaluer et inférer toutes les conséquences. D'autre part, l'incrémentalisme n'exclut pas la définition d'une cible globale de recettes et de dépenses publiques. Certaines institutions ont ainsi pour rôle d'assurer la cohérence de sous-systèmes indépendants. Ces deux visions du processus budgétaire sont complémentaires.

En premier lieu, Lindblom (1961) met en avant les possibilités d'une application de l'incrémentalisme aux finances publiques d'un pays, en soulignant que la réalisation d'un surplus ou d'un déficit budgétaire est davantage un résultat qu'une décision, et que les décisions propres au processus budgétaire ignorent très souvent celles concernant les impôts⁵. Mais c'est à Aaron Wildavsky (1964) que l'on doit la première application systématique du concept d'incrémentalisme aux politiques budgétaires. Il désigne précisément l'incrémentalisme comme le manque d'attention à la base, qui apparaît comme la traduction budgétaire de la restriction à quelques branches de l'alternative, de surcroît peu innovantes. L'avantage est de simplifier le processus budgétaire en limitant l'information nécessaire.

Wildavsky (1964) part du constat que la variation des recettes comme des dépenses publiques est souvent faible d'une année sur l'autre, et symétrique, agissant à la hausse comme à la baisse⁶. Plus généralement, Dempster et Wildavsky (1979) définissent le processus incrémental à partir de la régularité des relations entre les différents acteurs qui prennent les décisions. Ce cadre favorise la conception de règles simples qui peuvent facilement se transformer en routines. Dans une telle acception de l'incrémentalisme, le processus budgétaire n'est que peu influencé par des variables économiques (Sharkansky, 1967) ; il est en outre non-partisan et non-idéologique (Lowery *et al.*, 1985).

Par ailleurs, la méthode de la branche appliquée aux finances publiques n'est pas seulement une version restreinte de celle de la racine. Elle comporte en effet une dimension plus positive en réduisant les zones de conflits pour protéger les programmes existants. Les décideurs politiques ont intérêt à se comporter de la sorte pour agir, et pouvoir agir par la suite. Ainsi, la non clarification des fins peut-elle être nécessaire pour promouvoir une baisse d'impôts : certains y verront une relance de la demande, d'autres une moindre distorsion des incitations. L'accord sur les moyens est moins délicat, car équivoque, et permet de limiter les conflits. De même, le décideur politique pourra retenir la première solution qu'il jugera acceptable moins du fait de la difficulté à tout traiter que parce qu'il y a urgence à agir. Si l'on se limite aux choix de portée marginale pour mieux anticiper et prévoir les conséquences politiques ou économiques, le décideur garantit en même temps un maintien aux commandes pour continuer à agir, même marginalement.

Il semble donc exister un arbitrage entre l'ampleur des ajustements (à la

⁵ L'étude narrative de Romer et Romer (2007) souligne l'actualité d'une telle thèse, en montrant que les discours des décideurs politiques ne traduisent presque jamais le souci de lier les décisions portant sur les dépenses à celles portant sur les recettes.

⁶ D'autres auteurs envisagent l'incrémentalisme seulement à la hausse (Wanat, 1974; Kamlet et Mowery, 1980).

hausse comme à la baisse) des recettes et dépenses et leur fréquence : la fréquence des réformes budgétaires et fiscales augmente à mesure que les coûts de transaction des réformes (coûts de mise en oeuvre des programmes, coûts politiques quand les électeurs désapprouvent) diminuent. Ces derniers sont eux-mêmes une fonction croissante de l'ampleur des changements. Les structures institutionnelles d'un pays viennent alors déterminer ces coûts de transaction (North, 1990, 1991).

En second lieu, Wildavsky (1964) souligne que les acteurs qui participent aux décisions budgétaires ont des rôles spécifiques, qu'ils anticipent mutuellement, et négocient sans avoir une vision globale du budget et de la fiscalité, ce qui aboutit à un processus incrémental. Bozeman et Straussman (1982) développent cette idée pour le cas américain dans lequel les différentes agences demandent une augmentation de leurs budgets, que l'OMB⁷ est chargé de diminuer, alors que les membres du Congrès, tout en proclamant la nécessaire contrainte de ressources, demandent des dépenses supplémentaires pour leurs électeurs et pour leur réélection. Ce processus de négociation, que l'on peut transposer aisément au cas français, fait adopter des stratégies souvent éloignées des objectifs budgétaires initiaux.

D'autres auteurs ont pu insister *a contrario* sur l'absence de concurrence, définissant un cadre où les décisions sur des composantes du budget sont prises indépendamment les unes des autres. Selon Gist (1982), le processus budgétaire est stable dans la mesure où les décisions individuelles d'allocation sont suffisamment indépendantes les unes des autres pour que les arbitrages soient seulement implicites, et les conflits ainsi minimisés. Cette analyse privilégie une approche du processus budgétaire en termes de décentralisation horizontale, et non plus verticale. En France, cela revient à mettre l'accent sur la relative autonomie entre les administrations centrale, locale et de sécurité sociale. Mais cette absence de concurrence est particulièrement remise en cause par l'approche qui favorise l'interdépendance des décisions entre les composantes du budget avec une concurrence entre les priorités fiscales et budgétaires d'une part, et entre les différents ministères d'autre part (Kamlet et Mowery, 1980)⁸.

Cette dernière approche présente aussi l'avantage de poser la question du lien qui unit les recettes et les dépenses publiques, en montrant que la constitution d'une base, que les négociations n'évaluent pas, permet une coordination entre fiscalité et dépenses publiques. En effet, Kamlet et Mowery (1980) soulignent que la littérature ignore *un des aspects centraux de toute analyse des processus d'allocation de ressources*, la rareté de celles-ci. Selon eux, deux logiques distinctes président à la constitution d'un budget :

- la première logique est fondée sur la *base*, qui ne fait pas l'objet d'analyse mais constitue un point de départ pour les décideurs. Elle représente l'influence *bottom-up* des différentes agences.
- la seconde logique se fixe une *cible totale* de recettes et de dépenses publiques, qui renforce quant à elle l'interdépendance entre les différentes

⁷ L'Office of Management and Budget.

⁸ Les préoccupations plus récentes de Alesina et Drazen (1991) font écho à de telles hypothèses. Ils montrent en effet que les stabilisations budgétaires sont retardées à cause de groupes d'intérêt se livrant une guerre d'usure pour faire porter le plus possible le fardeau de la consolidation sur d'autres groupes. La différence est que ces auteurs considèrent le conflit entre les électeurs et non entre les administrations. Elle s'annule si les administrations reflètent parfaitement les préférences des citoyens.

agences. Elle symbolise une influence *top-down* sur le processus budgétaire. Par exemple, la règle des 3% de déficit public maximum (ou des 60% de dette publique) qui s'applique à chaque pays de la zone euro participe du souci d'appréhender globalement les finances publiques d'un pays.

Le noeud de leur argumentation tient dans la définition mouvante de la base à partir de laquelle se font les négociations. Cette dernière est pour eux une fonction de la cible totale. Par exemple, pour préparer le budget de l'année 1967, les pressions à la hausse des dépenses de défense, pour financer la guerre du Vietnam, et des dépenses liées aux projet de *Great Society* de Johnson, ont exercé un poids important pour diminuer les dépenses civiles qui n'étaient pas en rapport avec la *Great Society*. Les agences ont reçu l'instruction de soumettre, dans les requêtes annuelles, des modèles alternatifs de dépenses qui incluraient 5 ou 10 % de réduction par rapport à leur budget de 1966. La justesse de leurs remarques contraste néanmoins avec le nombre limité d'études qui semblent en avoir tenu compte, comme il est montré par la suite.

1.1.3 L'incrémentalisme dans les faits

Un grand nombre d'études empiriques⁹ ont cherché à mettre en lumière l'incrémentalisme budgétaire à partir de modèles de séries temporelles univariées, en régressant le choix budgétaire de l'année t sur le choix de l'année $t - 1$. Plus précisément, les travaux pionniers de Davis *et al.* (1966a,b, 1971) estiment trois types de relations pour caractériser le processus budgétaire aux Etats-Unis :

$$b_t = \beta_1 a_t + \eta_t \quad (1.1)$$

$$a_t = \beta_2 b_{t-1} + \zeta_t \quad (1.2)$$

$$a_t = \alpha_0 a_{t-1} + \nu_t \quad (1.3)$$

où b_t désigne le budget que le Congrès accepte d'allouer à un ministère, a_t le budget demandé par le ministère, α_0 , β_1 et β_2 des paramètres, et η_t , ζ_t et ν_t des bruits blancs. Etant donné la structure du processus budgétaire et la croissance du budget, on attend que les inégalités suivantes soient respectées : $\beta_1 < 1$, $\beta_2 > 1$ et $\alpha_0 > 1$. A partir d'un test de Chow (1960), les auteurs interprètent une statistique de Fischer non significative, pour les équations exhibant un coefficient R^2 élevé, comme une preuve que le processus budgétaire est stable dans le temps¹⁰. En identifiant l'incrémentalisme à la régularité des relations entre un ministère et le Congrès, le rejet de l'incrémentalisme devient équivalent à un changement dans ces relations. L'absence de changement structurel dans les équations les plus significatives implique donc que le budget est incrémental. Parmi les auteurs qui privilégient cette approche, un relatif consensus se dégage pour privilégier l'équation (1.1) d'affectation des dotations budgétaires.

Les résultats des différents articles divergent cependant pour plusieurs raisons. La définition de l'incrémentalisme qu'ils retiennent n'est pas toujours la même (Berry, 1990), selon que l'on s'appuie sur la faible amplitude du changement ou sur sa stabilité. Une autre raison évidente réside dans les différents

⁹ Par exemple Fenno (1962); Wildavsky (1964); Sharkansky (1968); Kanter (1972); Wanat (1974); Cowart *et al.* (1975); Wildavsky (1975); LeLoup et Moreland (1978); Gist (1982); Kemp (1982); Auten *et al.* (1984); Fischer et Kamlet (1984); Kamlet et Mowery (1987).

¹⁰ La question de la stationnarité des séries n'est donc pas prise en considération dans ces tests. Nous y reviendrons par la suite.

niveaux d'agrégation des séries étudiées, et les différentes périodes examinées. En outre, les méthodes diffèrent sensiblement. Bunce et Echols (1978) régressent par exemple un choix budgétaire sur un trend pour comparer la stabilité des changements budgétaires dans les pays communistes et les pays occidentaux. Enfin, la plupart des modèles n'ajoutent pas de variables exogènes, à l'exception de Brouthers et Stimson (1980); Fischer et Kamlet (1984); Dezhbakhsh *et al.* (2003).

Hormis ce dernier article, on constate que ces études empiriques se concentrent à la charnière des années 1970-1980. Cet essoufflement depuis quinze ans est dû notamment au manque de renouvellement des outils pour appréhender et tester l'incrémentalisme, à l'exception notable de Le Maux (2009), qui parvient à travers une remise en cause de la théorie de l'électeur médian en utilisant la méthode du *hill climbing* de recherche des maximums locaux, à formaliser et estimer les choix budgétaires de collectivités locales, qui aboutissent à des politiques incrémentales.

Le présent article cherche, dans une démarche similaire, à renouveler la compréhension de l'incrémentalisme budgétaire par une nouvelle formalisation développée dans la section 2.

1.2 La soutenabilité budgétaire

La seconde approche du temps long des finances publiques se définit à partir de l'hypothèse de soutenabilité budgétaire. L'étude empirique de la dynamique conjointe des recettes et des dépenses publiques est relativement récente puisque les premiers tests économétriques sur ce type de séries sont développés par Hamilton et Flavin (1986). Ces derniers, en empruntant à l'analyse des séries financières, se penchent sur la soutenabilité d'un déficit public permanent du gouvernement des Etats-Unis et mettent en évidence la réalité d'une contrainte budgétaire intertemporelle. Nous nous proposons de montrer en quoi la cointégration permet de tester la soutenabilité budgétaire avant d'en faire une estimation à partir de nos propres données.

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

$$G_t^0 + (1 + r_t)B_{t-1} = R_t + B_t \quad (1.4)$$

où G_t^0 désigne les dépenses publiques hormis les charges d'intérêts et R_t les recettes fiscales de l'année t , B_t la dette publique à la fin de la période t et r_t le taux d'intérêt réel de l'année t .

A 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 (1.4) pour les périodes suivantes. En résolvant le système par récurrence on obtient la contrainte budgétaire intertemporelle :

$$B_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s} - G_{t+s}^0}{\prod_{j=1}^s (1 + r_{t+j})} + \lim_{s \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^s \frac{B_{t+s}}{(1 + r_{t+j})} \quad (1.5)$$

L'équation (1.5) ne semble pas être l'objet de controverse dans la mesure où elle ne fait que donner la définition comptable de la dette¹¹. En revanche, ce qui est digne d'intérêt pour l'économiste, et qui peut être réfuté empiriquement, est le comportement de l'équation (1.5) au voisinage de l'infini. Comme nous le verrons, lorsque la limite dans la partie droite de l'équation (1.5) 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.

1.2.1 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 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. Nous avons effectué des tests sur les séries de taux d'intérêt réels des obligations d'Etat sur la période 1971-2006 et indiquent que l'hypothèse de stationnarité ne peut être rejetée au seuil de 5 % pour au moins trois des pays de notre échantillon (Allemagne, Royaume-Uni et Japon)¹². Il faut ajouter que les fortes variations sont visibles uniquement avant les années 1980. L'hypothèse de stationnarité des taux d'intérêt réels est donc plausible en première approximation.

Cette hypothèse a été formulée originellement par Wilcox (1989). Ce dernier relâche l'hypothèse de taux d'intérêt constant de Hamilton et Flavin (1986). On définit alors :

$$G_t = G_t^0 + (r_t - r)B_{t-1} \quad (1.6)$$

Cette hypothèse simplificatrice est nécessaire pour obtenir l'équation linéaire :

$$B_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s} - G_{t+s}}{(1+r)^s} + \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+r)^s} \quad (1.7)$$

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 :

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+r)^s} = 0 \quad (1.8)$$

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

¹¹ Certains auteurs expriment cette équation en moyenne, ce qui est incorrect comme le soulignent Hakkio et Rush (1991), dans la mesure où l'équation (1.5) est une identité comptable. Ainsi, l'équation (1.5) doit-elle tenir pour toutes les réalisations de G_t^0 et de R_t , et non pas seulement pour leurs moyennes.

¹² Les résultats sont disponibles sur demande.

au phénomène de bulle spéculative qui éloigne les cours des actifs de leurs fondamentaux.

Pour satisfaire la condition de transversalité en (1.8), l'Etat 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* :

$$B_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s} - G_{t+s}}{(1+r)^s} \quad (1.9)$$

Il faut cependant remarquer que Hamilton et Flavin (1986) interprètent de manière originale, par rapport à toute la littérature qui les suit, le respect ou non de la condition de transversalité : ils concluent qu'en cas de violation de cette condition, la contrainte budgétaire ne doit pas nécessairement être satisfaite. Wilcox (1989) au contraire considère cette contrainte comme une nécessité pour promouvoir l'économie la plus efficiente possible¹³, sur la base des résultats théoriques établis notamment par Diamond (1965).

Il est remarquable que tous les auteurs associent systématiquement la divergence de la limite en (1.8) au non respect de la contrainte budgétaire, sans jamais remettre en cause la forme même de cette contrainte. Le parallèle avec les modèles utilisés en finance est très éclairant. Cela reviendrait à considérer le modèle de Lucas (1978), selon lequel la valeur fondamentale d'un titre est égale à la somme actualisée des dividendes futurs anticipés rationnellement, comme le seul vrai modèle de prévision des cours boursiers.

1.2.2 Pondération par le PIB

Il est aussi possible d'exprimer ces conditions au moyen de variables définies par rapport au PIB à la suite de Kremers (1989) et Hakkio et Rush (1991) et repris partiellement par Haug (1995), qui tous développent les intuitions de McCallum (1984).

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

$$\frac{B_t}{Y_t} = \frac{(1+r_t)B_{t-1}}{(1+y_t)Y_{t-1}} + \frac{G_t}{Y_t} - \frac{R_t}{Y_t} \quad (1.10)$$

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 :

$$b_t = \sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1+y}{1+r}\right)^s (\rho_{t+s} - g_{t+s}) + \lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+y}{1+r}\right)^s \quad (1.11)$$

avec $b_t = B_t/Y_t$, $g_t = G_t/Y_t$ et $\rho_t = R_t/Y_t$. L'équation (1.8) peut alors se réécrire sous la forme :

$$\lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+y}{1+r}\right)^s = 0 \quad (1.12)$$

¹³ Ces préoccupations ne sont pas sans rappeler la vision des institutions de North qui voit en elles des structures devant permettre les meilleures performances économiques.

et (1.9) devient :

$$b_t = \sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^s (\rho_{t+s} - g_{t+s}) \quad (1.13)$$

Ainsi, la politique budgétaire est soutenable si la valeur actualisée des flux futurs d'excédents, en pourcentage de PIB, égalise le stock de dette hérité. L'équation (1.12) se vérifie si le taux de croissance asymptotique de la dette est inférieur au taux d'intérêt asymptotique.

1.2.3 Soutenabilité et cointégration

Afin de tester empiriquement la soutenabilité budgétaire, certains auteurs évaluent la stationnarité en différence première du stock de dette publique, en utilisant les tests de racine unitaire. Haug (1995) obtient, en suivant cette méthode, des résultats en faveur du respect de la contrainte budgétaire intertemporelle même s'il montre ailleurs (Haug, 1991) 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.

Le développement formel de ce concept clé est réalisé à partir des travaux de Granger (1981, 1983), Granger et Weiss (1983) et Engle et Granger (1987). La cointégration 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.

Plus précisément, considérons les deux séries de recettes et de dépenses publiques. Faisons l'hypothèse qu'elles sont toutes les deux non stationnaires au même ordre et qu'elles doivent être différenciées 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 d'ordre (1, 1), avec un vecteur de cointégration (1, $-b$). Donc si R et G sont cointégrées de vecteur (1, -1), elles ne peuvent pas dériver trop longtemps l'une de l'autre parce que leur différence, $R_t - G_t = u_t$ 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.

Hakkio et Rush (1991) servent de référence à nombre d'articles postérieurs, sans être les premiers à appliquer cette méthodologie aux séries de recettes et dépenses publiques. 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 :

$$GG_t - R_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{(\Delta R_{t+s} - \Delta G_{t+s})}{(1+r)^s} + \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+r)^s} \quad (1.14)$$

On rappelle que R et G ne sont pas stationnaires, mais que ΔR_t et ΔG_t le sont. Pour que la condition de transversalité (1.8) soit satisfaite, il faut que le membre de droite de l'équation (1.14) soit stationnaire. Si le membre de droite est stationnaire, le membre de gauche doit être également stationnaire. Si

GG_t et R_t sont toutes deux non-stationnaires, elles doivent être nécessairement cointégrées. Autrement dit, si l'on teste la régression suivante :

$$R_t = a + bGG_t + u_t \quad (1.15)$$

on accepte l'hypothèse de cointégration si la série des résidus u_t est stationnaire¹⁴. 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 que soient inclus les charges de la dette. La différence entre GG et R correspond bien au déficit incluant les charges. L'attention portée sur GG et R est donc tout à fait appropriée.

On peut alors s'interroger sur la nature de \hat{b} ¹⁵. Il ne semble 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 (1.4), on obtient :

$$G_t^0 + (1 + r_t)B_{t-1} = \hat{a} + \hat{b}GG_t + B_t \quad (1.16)$$

ou encore,

$$G_t^0 + (1 + r_t)B_{t-1} = \hat{a} + \hat{b}(G_t^0 + r_t B_{t-1}) + B_t \quad (1.17)$$

et donc

$$B_{t+j} = S_{t+j} + (1 + (1 - \hat{b})r_{t+j})B_{t+j-1} \quad (1.18)$$

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

D'où par récurrence :

$$B_{t+j} = S_{t+j} + \sum_{k=1}^j (\prod_{l=1}^k (1 + (1 - \hat{b})r_{t+j-l+1})) S_{t+j-k} + (\prod_{i=0}^j (1 + (1 - \hat{b})r_{t+i})) B_{t-1} \quad (1.19)$$

On réécrit la limite de la condition de transversalité de l'équation (1.8), en reprenant l'hypothèse que les taux d'intérêt sont stationnaires :

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^j \frac{(1 + (1 - \hat{b})r)^{j-k}}{(1 + r)^j} S_{t+k} + \frac{(1 + (1 - \hat{b})r)^j}{(1 + r)^j} B_{t-1} \quad (1.20)$$

Cette limite sera égale à 0, et donc la condition de transversalité respectée, dès lors que $0 < \hat{b} < 1$. Hakkio et Rush (1991) remarquent que dans le cas où $\hat{b} < 1$, la valeur non escomptée de la dette peut diverger, incitant davantage les Etats à faire défaut. Nous restons quant à nous fidèles au raisonnement développé précédemment, qui sera confirmé dans la section 3, où il n'apparaît aucun lien entre l'éloignement de \hat{b} par rapport à 1 et la faible soutenabilité des finances publiques du pays étudié.

¹⁴ 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'Etat 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 (1.8) n'est alors plus respectée.

¹⁵ Nous nous inspirons librement de Hakkio et Rush (1991).

2 La synthèse des deux modèles

La section 1 explicite deux dynamiques distinctes des finances publiques, l'incrémentalisme et la soutenabilité, qui peuvent paraître contradictoires. Comment comprendre en effet que des séries de recettes ou de dépenses publiques, qui dépendent pour l'essentiel de leurs réalisations passées, puissent évoluer de telle manière que le sentier de croissance soit soutenable ?

La réponse que nous apportons tient dans le concept de mémoire longue. Cette notion permet de saisir la particularité d'une série qui, lorsqu'elle reçoit un choc, ne revient pas directement au niveau moyen, mais ne conserve pas non plus indéfiniment cette déviation au cours de ses réalisations futures. Dans le cadre d'une relation de cointégration entre deux séries, la mémoire longue permettra directement de mesurer le degré de persistance du lien qui unit les recettes et les dépenses. Il faut au préalable comprendre les différentes critiques formulées à l'encontre des tests d'incrémentalisme comme de soutenabilité auxquelles la mémoire longue permet de répondre.

2.1 Les insuffisances des précédents modèles

2.1.1 Les limites des tests d'incrémentalisme

L'article récent de Dezhbakhsh *et al.* (2003) tente de pallier certaines insuffisances des régressions linéaires présentées en section 1.1.3, en traitant notamment les séries comme non stationnaires. L'hypothèse de stationnarité des séries étudiées doit être en effet nécessairement vérifiée pour justifier les tests menés par Davis *et al.* (1966b), fondés sur le coefficient de corrélation ou sur des statistiques de Fischer. Leur non stationnarité peut remettre en cause la validité des résultats passés.

Selon une démarche similaire, nous sortons du déterminisme strict pour privilégier un environnement stochastique. Les séries étudiées de recettes et dépenses, non stationnaires, le redeviennent par une relation de cointégration que semble méconnaître la littérature sur l'incrémentalisme.

2.1.2 Les limites des tests de soutenabilité

Il n'existe dans la section 1.2 que deux dynamiques conjointes possibles des recettes et des dépenses publiques : soit ces dernières divergent, et la soutenabilité budgétaire n'est pas assurée, soit elles sont cointégrées linéairement (sans différencier les résidus) et la soutenabilité est garantie. Cette alternative est vivement critiquée par un article récent de Bohn (2007).

L'objet de la remise en cause est la légitimité des tests de cointégration (et de stationnarité sur les séries de dette) pour déduire la soutenabilité ou non des finances publiques. Il montre ainsi que le rejet de la cointégration, autrement dit le fait que les séries de résidus ne sont pas stationnaires, peut être cohérent avec l'hypothèse de contrainte budgétaire intertemporelle.

La critique de Bohn (2007) porte donc essentiellement sur le choix contraint entre un ordre d'intégration $I(0)$ et un ordre $I(1)$. L'approche fractionnaire permet cependant de considérer l'infinité de réels appartenant à $[0, 1]$ qui caractérisent l'ordre d'intégration.

Il convient donc de sortir du paradigme de Frisch-Slutsky dominant depuis les années 1930 en économie dans lequel les modèles retenus pour décrire le cycle

économique étaient linéaires, comme le remarquent Lardic et Mignon (2002). Ces modèles linéaires reflétaient la façon dont se propageaient les chocs au sein du système économique sans pouvoir expliquer le caractère auto-entretenu des divergences entre recettes et dépenses publiques en l'absence de choc. La modélisation de processus ARFIMA et la cointégration fractionnaire qui en découle permettent de dépasser cette aporie.

2.2 Mémoire longue et cointégration fractionnaire

2.2.1 Origine et définition de la mémoire longue

Les origines hydrologiques 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 terme¹⁶. Cette caractéristique qui semble assez spécifique est étudiée dans le domaine économique par Granger (1966)¹⁷ qui déjà la considère comme *la forme spectrale typique d'une variable économique*, et qu'il interprète en ces termes (p.155) :

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.¹⁸

Autrement dit, une grande partie de la variance de séries économiques (stationnaires) est imputable à des cycles dont la fréquence est proche de zéro.

Plusieurs économistes, dont Lo (1991), soulignent que l'emprunt de techniques statistiques utilisées en hydrologie et en géophysique ne sont 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. On peut objecter qu'une grande incertitude provient de la nature sociale des échanges et des déterminismes historiques plus ou moins forts au sein d'une société, un débat dans lequel nous nous garderons de trancher, tout en reconnaissant les vertus de telles applications statistiques.

Comme le souligne Mignon (1998), Mandelbrot et ses coauteurs ont élaboré divers processus pour formaliser les résultats obtenus par Hurst (1951) : d'une part le mouvement brownien fractionnaire (Mandelbrot et van Ness, 1968) et 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 au travers d'un unique paramètre appelé exposant de Hurst. Malgré leurs apports théoriques incontestables, ces processus sont cependant difficilement utilisables en pratique.

¹⁶ Il considère le cas d'un fleuve 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. Pour plus de précisions, on peut se reporter à Mignon (1998), p.189 et suivantes.

¹⁷ Ou encore par Adelman (1965).

¹⁸ Qu'on peut traduire :

Les fluctuations de long terme des variables économiques, séparées en différentes composantes auxquelles est associée une fréquence respectivement, sont telles que leurs amplitudes diminuent lentement à mesure que la période diminue.

Il faut remarquer que Granger (1966) se réfère déjà à l'analyse spectrale pour appréhender le phénomène de mémoire longue, comme le feront par la suite Geweke et Porter-Hudak (1983) dans leur méthode d'estimation. Nous privilégions cependant le domaine temporel qui semble mieux convenir pour de petits échantillons et où l'hypothèse de stationnarité n'est pas primordiale.

Sur la base de ces définitions sont 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 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 termes de la série, comme nous allons le montrer. Ils sont liés à l'exposant de Hurst à travers une identité dans leur comportement asymptotique.

Définition usuelle de la mémoire longue S'il existe plusieurs définitions d'un processus à mémoire longue, nous retenons la plus utilisée, selon la revue de littérature de Baillie (1996). Un processus stationnaire X_t est un processus à mémoire longue si :

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=-n}^n |\rho_j| \quad \text{n'est pas finie.} \quad (2.1)$$

où ρ_j est la fonction d'autocorrélation entre X_t et X_{t+j} . En d'autres termes, chaque corrélation prise isolément peut être faible, mais leur somme peut être élevée.

La définition de la mémoire longue est une définition 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. On applique ensuite ce concept au cas bivarié, pour rendre compte de la dynamique conjointe de deux variables. L'enjeu réside alors dans la manière d'estimer les processus pour identifier le degré de persistance du lien qui unit les recettes et dépenses publiques selon les différents pays.

2.2.2 Du bruit gaussien fractionnaire au processus ARFIMA

L'extension du bruit gaussien fractionnaire Hosking (1981) motive le passage du bruit gaussien fractionnaire au processus ARFIMA par la recherche d'une famille de modèles qui aurait les propriétés :

- de modéliser explicitement la persistance de long terme ;
- d'être suffisamment flexible pour expliquer à la fois les corrélations de court et long termes d'une série.

Dans sa recherche d'un analogue en temps discret du processus de bruit fractionnaire, 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 brownien¹⁹.

L'analogue 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,

$$(1 - L)X_t = \varepsilon_t \quad (2.2)$$

¹⁹ Voir annexe B.1.

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 :

$$X_t = (1 - L)^{1/2-H} \varepsilon_t \quad \text{ou} \quad (1 - L)^d X_t = \varepsilon_t \quad (2.3)$$

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 entier²⁰. L'opérateur de différence fractionnaire est défini par la série binomiale :

$$(1 - L)^d = 1 - dL - \frac{d(1-d)}{2!} L^2 - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!} L^3 - \dots \quad (2.4)$$

On appelle X_t un processus ARFIMA(0, d , 0) où $d \in R$. C'est ainsi qu'est établie la première connexion entre la différenciation fractionnaire et l'analyse des séries temporelles.

Comportements asymptotiques du bruit gaussien fractionnaire Le processus est défini comme stationnaire (au sens faible) pour $d < 1/2$ et inversible pour $d > -1/2$ ²¹. En posant, si X_t a une représentation autorégressive d'ordre infini,

$$X_t = \sum_{k=1}^{\infty} \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

et, si X_t a une représentation moyenne mobile d'ordre infini,

$$X_t = \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k \varepsilon_{t-k} \quad (2.6)$$

l'annexe B.2 explicite le comportement asymptotique du bruit gaussien fractionnaire.

Typologie des mémoires selon les valeurs de d La mémoire du bruit blanc fractionnaire dépend de la valeur de d , entre $-1/2$ et $1/2$ puisque l'on se place dans l'intervalle où X_t est stationnaire et inversible.

- Si $0 < d < 1/2$, le bruit gaussien fractionnaire est un processus stationnaire à mémoire longue. Les deux coefficients ψ_k et π_k décroissent de manière hyperbolique, de même que la fonction d'autocorrélation (voir (B.13) et (B.14)), 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)²². 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.
- Si $d = 0$, le processus est un bruit blanc standard, avec des corrélations nulles.

²⁰ On pose une variance unitaire pour simplifier ici l'exposé.

²¹ Si $d > 1/2$, il suffit de dériver le bruit blanc fractionnaire pour obtenir $-1/2 < d < 1/2$, ce qui assure stationnarité et inversibilité.

²² 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.

- Si $-1/2 < d < 0$, le processus est anti-persistant. Les autocorrélations alternent de signe et donc des phases de hausse ont tendance à être suivie par des phases de baisse. Pour un grand nombre d'auteurs (notamment Beran (1994)), ce cas renvoie à un phénomène de mémoire courte. Cette interprétation ne paraît cependant pas exacte selon Mignon (1998) dans la mesure où le cas d'une mémoire de court terme correspond à une valeur de d égale à zéro. Il s'agit plutôt d'une forme particulière de mémoire longue, qu'elle propose d'appeler, à la suite de Mandelbrot et Taqqu (1979) *une forme d'anti-persistence de dépendance de long terme*. L'anti-persistence renvoie ainsi à un processus de long terme car plus d est proche de $-1/2$ et plus le processus aura une tendance systématique à compenser une grande variation par une grande variation de signe opposé. Donc, comme dans le cas de la persistance, la connaissance du phénomène d'anti-persistence fournit un moyen de prévoir l'évolution future de la série considérée.

Il faut remarquer en outre que si $1/2 \leq d < 1$, la série n'est plus stationnaire en covariance, dans la mesure où selon l'équation (B.14), l'autocovariance n'est plus finie pour $d \geq 1/2$. Ce processus est différent encore de celui intégré d'ordre 1, qui n'est pas stationnaire et n'exhibe aucun retour vers la moyenne.

De ARFIMA(0, d , 0) à ARFIMA(p , d , q) Cette nouvelle définition du bruit gaussien fractionnaire pallie les insuffisances de Mandelbrot et Wallis (1969a) pointées par Hosking (1981), parce qu'elle ouvre l'horizon au processus ARFIMA (p , d , q).

Un processus stationnaire X_t suit un processus ARFIMA (p , d , q) si :

$$\Phi(L)(1-L)^d X_t = \Theta(L)\varepsilon_t \quad (2.7)$$

où $\Phi(L)$ et $\Theta(L)$ sont les polynômes retards autorégressif et moyenne mobile de degrés p et q respectivement, ε_t est un bruit blanc, L est l'opérateur retard.

On peut remarquer que les processus ARMA et ARIMA sont des cas particuliers des processus ARFIMA dans lesquels, respectivement, $d = 0$ et d est un entier. 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. Donc d peut être choisi pour décrire les corrélations dans la structure d'une série temporelle avec d'importants retards alors que Φ et Θ sont choisis pour décrire la structure de corrélation de court terme.

Il reste alors à justifier la relation entre l'exposant de Hurst H et le paramètre d'intégration fractionnaire d . En considérant, à la suite de Mignon (1998), les limites asymptotiques des fonctions d'autocovariance du bruit gaussien fractionnaire en temps discret et des processus ARFIMA, on constate qu'elles ont la même puissance de déclin hyperbolique. En effet :

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \gamma_k = H(2H-1)k^{2H-2} \text{ pour le bruit gaussien fractionnaire}^{23}; \quad (2.8)$$

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \gamma_k = \frac{\Gamma(1-2d)}{\Gamma(d)\Gamma(1-d)} k^{2d-2} \text{ pour ARFIMA, à partir de (B.12) et (B.14).} \quad (2.9)$$

²³ Voir pour la démonstration Mandelbrot et van Ness (1968).

Il est alors possible d'établir une relation entre l'exposant de Hurst et le paramètre d'intégration fractionnaire d :

$$d = H - \frac{1}{2} \quad (2.10)$$

2.2.3 Cointégration fractionnaire

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

$$\Psi(L)(1 - L)^D X_t = -\gamma \left(1 - (1 - L)^b\right) (1 - L)^{D-b} z_{t-1} + c(L)\varepsilon_t \quad (2.11)$$

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 1.2.3, 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 noter que la fonction retard $(1 - (1 - L)^b)$, développée en puissances de L , ne contient aucun terme en L^0 et ne contient donc que des valeurs retardées du résidu z_t .

3 Estimations de la mémoire longue des finances publiques

La cointégration standard et le modèle à correction d'erreur qui s'y rapporte, bien que déjà utilisés pour analyser la dynamique des finances publiques²⁴, trouvent une interprétation nouvelle sous le double jour de l'incrémentalisme et de la soutenabilité budgétaire. Cependant, des raisons avant tout statistiques vont nous empêcher de pousser l'interprétation plus avant dans la mesure où l'ordre d'intégration de la série des résidus issus de la régression des recettes sur les dépenses publiques, ne peut être que 0 pour les séries stationnaires, ou 1 pour celles présentant une racine unitaire.

L'estimation du paramètre d'intégration fractionnaire des résidus aboutira alors à des résultats robustes en évitant la dichotomie $I(0)/I(1)$ au profit d'un ordre d où d est désormais un réel. Cette nouvelle méthode permettra une comparaison systématique des différents pays qui n'avait été jusqu'alors que peu envisagée, dans la mesure où l'estimation de la soutenabilité par des tests de stationnarité dichotomiques peu parcimonieux ne s'y prêtait guère.

3.1 La comparaison des finances publiques des pays du G7

Pour évaluer la pertinence du nouveau modèle que nous proposons, nous effectuons des tests à partir des séries de l'ensemble des recettes et dépenses publiques annuelles des pays du G7 (Allemagne, Canada, Etats-Unis, France,

²⁴ Pour une revue de littérature, on peut se reporter utilement à Afonso (2005).

Italie, Japon et Royaume-Uni), pour la période 1960-2006²⁵. Notre échantillon restreint dans l'espace et le temps assure à la fois homogénéité et variance, conditions nécessaires à la comparaison des systèmes.

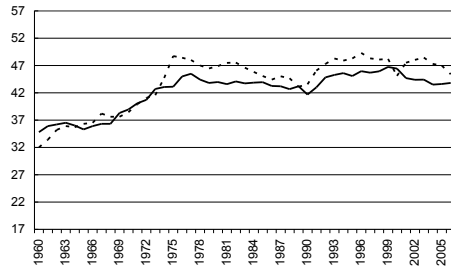
²⁵ L'annexe A fournit une explication détaillée des agrégats de recettes et dépenses publiques de l'échantillon.

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

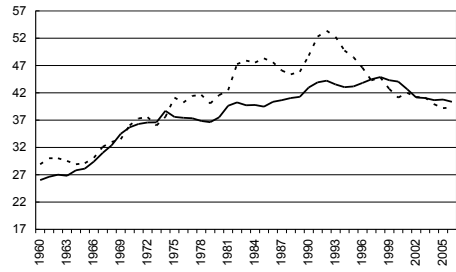
La période 1960-2006 permet de couvrir, comme l'illustre la figure 1, la croissance de la part des recettes et dépenses publiques dans le PIB avant les divergences des années 1980 et surtout 1990 où certains pays décident de la réduire :

- 1960-1979 : 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 Etats-Unis, avec une croissance des dépenses d'environ 9 points de PIB), due principalement à la montée en charge des systèmes de protection sociale. Les recettes fiscales suivent dans l'ensemble une dynamique très similaire, du moins 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 1981).
- Années 1980 : A 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 (Etats-Unis, Japon), ceux qui la diminuent (Royaume-Uni), et ceux qui la diminuent pour très vite l'augmenter (Allemagne réunifiée et France).
- 1992-2006 : Pour tous les pays de l'échantillon (hormis le Japon), les années 1992-1993, et pour l'Allemagne 1996, exhibent un pic de dépenses publiques qui n'a plus été atteint par la suite, à des degrés divers cependant : 48% du PIB en Allemagne, 53% au Canada, 39% aux Etats-Unis, 55% en France, 56% en Italie et 46% au Royaume-Uni. S'ouvre 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 (hors Japon), par rapport au point le plus bas. Les écarts entre pays sont plus importants dans la phase de baisse que dans celle de hausse, avec des ajustements budgétaires de moins de 5 points de PIB pour l'Allemagne, la France et les Etats-Unis, et de près de 10 points pour le Canada, l'Italie et le Royaume-Uni. En outre, les recettes diminuant moins vite que les dépenses durant la période, cela permet leur convergence, et même un excédent budgétaire pour l'Allemagne, le Canada, les Etats-Unis et le Royaume-Uni à la fin des années 1990. A partir de cette date, on assiste à une remontée des dépenses publiques, à des rythmes plus lents que par le passé cependant.

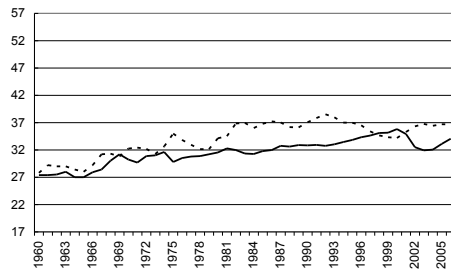
Les pays du G7 connaissent des événements communs, tels les chocs pétroliers, ou des aspirations communes de leurs citoyens, telle la meilleure couverture des risques sociaux, qui dessinent donc des dynamiques de finances publiques similaires, même si leur mise en pratique diffère souvent d'un pays à l'autre. Des tendances communes mêlées à l'histoire propre des pays peuvent aussi être exhibées en examinant leurs institutions budgétaires.



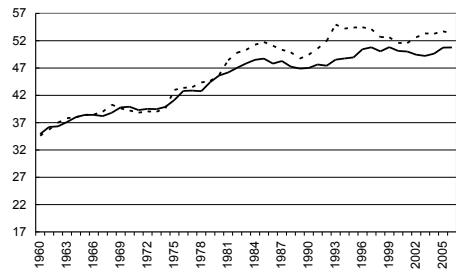
Allemagne



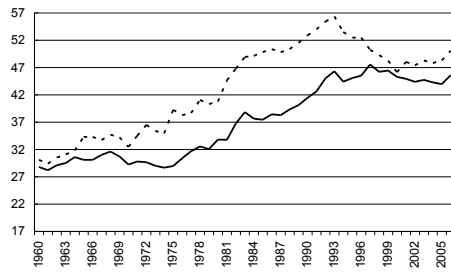
Canada



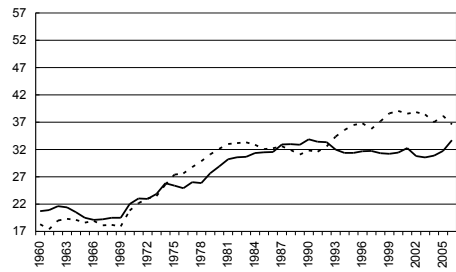
Etats-Unis



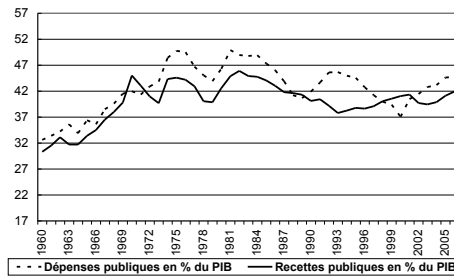
France



Italie



Japon



22 Royaume-Uni

FIG. 1 – Séries brutes de recettes et dépenses publiques en points de PIB.

3.1.2 Des institutions budgétaires stables et variées

Les pays du G7 sont tous de grands pays industrialisés avec un système politique et économique stable de démocratie de marché. Cette stabilité, par rapport aux bouleversements de la Seconde guerre mondiale, caractérise plus encore le système des finances publiques des pays. En effet, les institutions budgétaires, considérées avant tout comme un ensemble de contraintes formelles (lois et constitutions) sont assez peu sujettes à de profondes réformes²⁶. Leur création est un acte majeur dans la vie politique d'un pays, 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 joue un rôle modeste répond directement à la volonté gaulliste d'un régime politique dominé par l'exécutif. Ainsi, au lieu de remettre en cause les règles *constitutives* qui définissent la manière dont le pouvoir financier est organisé et les liens qui unissent les institutions qui le détiennent, les Etats se sont dotés de règles *limitatives*²⁷. Ces dernières mettent en avant, sinon une *cible globale* de finances publiques²⁸, du moins une limite globale à la dynamique des finances publiques, par opposition à la vision plus fragmentée des différents ministères.

Par exemple, les Etats-Unis ont voté le *Gramm-Rudman-Hollings Balanced Budget and Emergency Deficit Control Act* en 1985 qui définissait des coupes automatiques dans les dépenses en cas de déficit excessif, réaffirmé ensuite par le *Budget Enforcement Act* de 1990. En outre, pour les trois pays de l'échantillon appartenant à la zone euro (Allemagne, France et Italie), le Traité d'Amsterdam de 1997 fixe une limite des déficits publics à 3% du PIB et une dette d'au maximum 60%. Au Royaume-Uni, la règle d'or adoptée en 1998 par le gouvernement 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, et impose deux conditions supplémentaires : la dette publique brute doit rester en deçà de 40% du PIB en moyenne sur le cycle et le rendement attendu doit combler la dépense initiale. 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 Länder²⁹.

L'homogénéité certaine entre les différents pays qu'apporte l'adoption de telles règles limitatives ne saurait pour autant effacer les règles constitutives propres à chaque Etat. Par exemple, trois des sept pays étudiés sont des Etats fédérés (Allemagne, Canada et Etats-Unis) qui les oblige à une coordination des finances publiques spécifique, s'ils taxent la même base par exemple et veulent éviter une surcharge fiscale.

En outre, la littérature dans la lignée d'Alesina et Perotti (1994) a montré l'importance de la nature du régime politique d'un pays pour comprendre la dy-

²⁶ 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.

²⁷ La distinction entre règle limitative et règle constitutive est directement reprise de l'analyse de Searle (1969).

²⁸ Développée dans la section 1.1.2.

²⁹ Les origines de la règle actuelle sont directement dans la Constitution de 1871, avec des modifications en 1919 et 1949, d'après Kopits (2001).

namique de ses finances publiques. 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 majorité³⁰. De plus, si les acteurs impliqués dans les différentes étapes du processus d'adoption du budget ont tous un pouvoir de veto important, 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. Il semble donc qu'en dernière instance, le respect des règles limitatives dépende de leur adéquation avec les règles constitutives, relation qu'il s'agit maintenant de caractériser statistiquement à travers le phénomène de mémoire longue.

3.2 Estimation de la cointégration standard

3.2.1 Tests de racine unitaire

La première étape de l'analyse consiste à tester si nos séries contiennent ou non une racine unitaire. La mise en oeuvre ultérieure de tests de mémoire longue nécessite en effet que la série analysée soit stationnaire, et donc que :

$$E(X_t - \mu)(X_{t-j} - \mu) = \gamma_j \quad (3.1)$$

où $E(X_t) = \mu$, autrement dit que l'autocovariance dépende du retard et non du temps.

Un aperçu graphique de l'évolution des recettes et dépenses publiques dans les sept pays étudiés nous incite plutôt à privilégier le rejet de la stationnarité de la série brute, toujours d'après la figure 1. Nous proposons d'en rendre compte statistiquement au moyen des tests de Dickey et Fuller (1979, 1981) et Phillips et Perron (1988) sur les séries en logarithme, que nous utiliserons toujours sous cette forme par la suite.

Le test le plus utilisé est celui de Dickey et Fuller (1979, 1981), dont la seconde version 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. Les valeurs obtenues sont répertoriées dans le tableau 1.

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. De manière à tester l'ordre d'intégration des séries, les tests de Dickey-Fuller ont été mis en oeuvre sur les séries en différence première, qui permet d'évaluer le taux de croissance de chaque variable. On constate que toutes les séries sont stationnaires en différence première (hormis pour l'Italie, 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.

Finalement, on peut considérer de manière raisonnable que toutes les séries de recettes et de dépenses publiques sont $I(1)$, autrement dit seule la série

³⁰ La coalition, dans un système proportionnel, permet en effet de tempérer les choix les plus marqués politiquement.

		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)
Etats-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)

TAB. 1 – Tests de racine unitaire sur les séries de recettes et dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006. (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.

des taux de croissance est stationnaire³¹. Ces résultats viennent confirmer les applications de Dezhbakhsh *et al.* (2003) aux séries de finances publiques et remettent en cause les tests de Davis *et al.* (1966b) notamment, qui ne disposaient pas encore des outils statistiques propres à l'analyse de séries non stationnaires. L'approche en termes de cointégration se trouve pleinement justifiée.

3.2.2 Tests de cointégration standard

Il s'agit maintenant d'appliquer les tests de cointégration habituels tels que le suggèrent Engle et Granger (1987). La première étape consiste à estimer les résidus de l'équation (3.2) :

$$rev_t = \alpha + \beta exp_t + z_t \quad (3.2)$$

pour les séries de recettes (*rev*) et dépenses (*exp*) publiques en logarithme, et z_t le terme d'erreur.

Le tableau 2 donne les résultats des tests Dickey-Fuller et Phillips-Perron appliqués sur les résidus estimés \hat{z}_t des relations statiques établies précédemment.

Il faut comparer ces valeurs à celles tabulées par Engle et Yoo (1987), pour un test Dickey-Fuller avec des retards p nuls, sauf pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni où $p = 1$, et à Dittman (2000) pour un test Phillips-Perron. Les résultats de ces deux tests sont globalement similaires et indiquent au moins 3, voire 4 séries résiduelles stationnaires (Allemagne, France, Royaume-Uni, voire Etats-Unis).

³¹ Nous obtenons des taux de croissance puisque les séries sont exprimées en logarithme.

	ADF	PP
Allemagne	-4,13*** (1)	-4,19*** (1)
Canada	-1,72 (1)	1,85 (1)
Etats-Unis	-3,47** (1)	-2,78 (1)
France	-3,35* (1)	-3,46** (1)
Italie	-1,35 (1)	-1,33 (1)
Japon	-1,74 (1)	-2,07 (1)
Royaume-Uni	-3,39** (1)	-3,13* (1)

TAB. 2 – Tests de racine unitaire sur les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006. ADF est le test augmenté de Dickey et Fuller (1981) et PP celui de Phillips et Perron (1988). (1) : série sans constante ni tendance. On rejette la non-stationnarité au seuil de * : 10%, ** : 5%, *** : 1%.

	KPSS	
	$l_4 = 3$	$l_{12} = 9$
Allemagne	0,131 (1)	0,215 (1)
Canada	0,161** (2)	0,102* (2)
Etats-Unis	0,078 (2)	0,087 (2)
France	0,097 (1)	0,111* (1)
Italie	0,287*** (2)	0,151** (2)
Japon	0,137 (1)	0,092 (1)
Royaume-Uni	0,101 (1)	0,171 (1)

TAB. 3 – Tests de stationnarité sur les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006. KPSS est le test de Kwiatkowski *et al.* (1992). (1) : série sans tendance, (2) : série avec tendance. On rejette la stationnarité au seuil de * : 10%, ** : 5%, *** : 1%.

La stationnarité des séries résiduelles est nécessaire pour estimer ensuite les modèles à correction d'erreur, c'est pourquoi 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 nous fondons sur les indications de Schwert (1989), qui propose d'utiliser deux valeurs du paramètre de troncature, où T est le nombre d'observations :

$$l_4 = \text{int}\left(4(T/100)^{1/4}\right) \quad l_{12} = \text{int}\left(12(T/100)^{1/4}\right) \quad (3.3)$$

Nous retenons ici les deux valeurs $l_4 = 3$ et $l_{12} = 9$. Les résultats présentés dans le tableau 3 doivent être comparés aux valeurs tabulées par Shin (1994). Il apparaît que la stationnarité des séries résiduelles est rejetée dans le cas italien, et dans une moindre mesure dans le cas canadien. Le test ne permet pas en revanche de rejeter la stationnarité des séries allemande, américaine, française et britannique. Ces résultats corroborent les précédents, à l'exception du Japon néanmoins, pour lequel on ne rejette ni la présence de racine unitaire, dans le cadre des tests Dickey-Fuller et Phillips-Perron, ni la stationnarité dans le cadre

du test KPSS.

La plupart des séries de recettes et dépenses publiques, hormis celles italiennes, sont donc en première approche cointégrées. Dès lors, il est possible d'estimer les modèles à correction d'erreur correspondants³². Devant l'éventail des situations budgétaires des différents pays, on pourra ensuite évaluer (section 3.3), de façon plus parcimonieuse, l'ordre d'intégration des séries résiduelles.

3.2.3 Modèle à correction d'erreur

Le modèle à correction d'erreur standard présente l'avantage de réunir sous une forme réduite les deux hypothèses présentées dans la section 1 : la soutenabilité des finances publiques par son terme à correction d'erreur notamment, et l'incrémentalisme par ses variables autorégressives.

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 :

$$\Delta exp_t = \rho_1 z_{t-1} + \sum_i \rho_{2i} \Delta exp_{t-i} + \sum_i \rho_{3i} \Delta rev_{t-i} + u_{1t} \quad (3.4)$$

$$\Delta rev_t = \mu_1 z_{t-1} + \sum_i \mu_{2i} \Delta exp_{t-i} + \sum_i \mu_{3i} \Delta rev_{t-i} + u_{2t} \quad (3.5)$$

où u_{1t} et u_{2t} sont deux bruits blancs et $z_t = rev_t - \beta exp_t - \alpha$ est le résidu de la relation de cointégration entre rev_t et exp_t . 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. Les coefficients μ_1 et ρ_1 représentent la force de rappel vers la cible de long terme.

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 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. A l'inverse quand les dépenses sont inférieures ($z_t > 0$), ces dernières 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. A l'inverse quand les dépenses sont inférieures ($z_t > 0$), les recettes peuvent diminuer.

Les coefficients ρ_{3i} et μ_{2i} fournissent des informations supplémentaires sur le caractère soutenable ou non des sentiers de croissance des recettes et dépenses publiques. Quand les dépenses augmentent (diminuent) en t-1, les recettes de l'année suivante doivent augmenter (diminuer) pour que la contrainte budgétaire intertemporelle publique soit satisfaite, et donc μ_{2i} doit être positif. Quand les

³² Comme le démontre Granger (1981), il y a réciprocity entre cointégration et modèle à correction d'erreur dans le cas de séries cointégrées à l'ordre (1,1), autrement dit des séries $I(1)$ dont le résidu de la régression linéaire est stationnaire.

recettes diminuent (augmentent), les dépenses doivent diminuer (augmenter) l'année suivante, et ρ_{3i} doit aussi être positif.

Les coefficients ρ_{2i} et μ_{3i} traduisent respectivement la dépendance du taux de croissance des dépenses et des recettes par rapport à ceux des années précédentes. Ils doivent tous deux être positifs selon l'hypothèse incrémentale, qui insiste sur le caractère fortement inertiel des recettes comme des dépenses publiques. L'ampleur et la significativité de ces coefficients renseignent donc directement sur l'incrémentalisme dans la dynamique des recettes et des dépenses publiques du pays considéré. Le test est néanmoins différent de celui de Davis *et al.* (1966a) car ce sont des taux de croissance et non plus des niveaux qui sont dépendants (on a dû différencier les séries pour les rendre stationnaires).

Une telle modélisation correspond à une définition large de l'incrémentalisme, au sens où il peut jouer à la hausse comme à la baisse, aussi bien dans les recettes que dans les dépenses. De plus, ce modèle à correction d'erreur permet d'appréhender à la fois la dimension purement incrémentale, ou *bottom-up* selon Kamlet et Mowery (1980), où la croissance de la base de l'année $t-1$ détermine significativement celle de l'année t , et la dimension cible globale, ou *top-down*, où le coefficient de la force de rappel (μ_1 ou ρ_1), qui ramène vers l'équilibre, est aussi significatif. Nous conservons par ailleurs l'idée d'autonomie de l'Etat et des finances publiques, en considérant à la suite de Lindblom (1959) et Wildavsky (1964) que les variables externes ne jouent pas un rôle déterminant sur la dynamique des recettes et dépenses en première approximation.

Résultats des estimations Le nombre de variables retardées est choisi en minimisant plusieurs critères d'information usuels, il est pour chaque pays de 1. Comme toutes les séries présentes dans les modèles à correction d'erreur sont stationnaires, les tests de significativité usuels fonctionnent. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types des coefficients estimés.

Estimations des modèles à correction d'erreur des finances publiques des
pays du G7, 1960-2006

Allemagne :

$$\Delta exp_t = 0,503z_{t-1} + 0,421\Delta exp_{t-1} - 0,052\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,187) (0,159) (0,219)

$$\Delta rev_t = -0,291z_{t-1} + 0,191\Delta exp_{t-1} + 0,184\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,121) (0,103) (0,142)

Canada :

$$\Delta exp_t = 0,091z_{t-1} + 0,146\Delta exp_{t-1} + 0,931\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,072) (0,132) (0,207)

$$\Delta rev_t = -0,093z_{t-1} - 0,113\Delta exp_{t-1} + 0,493\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,051) (0,093) (0,147)

Etats-Unis :

$$\Delta exp_t = 0,195z_{t-1} + 0,306\Delta exp_{t-1} + 0,179\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,098) (0,151) (0,230)

$$\Delta rev_t = -0,268z_{t-1} - 0,186\Delta exp_{t-1} + 0,227\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,080) (0,124) (0,147)

France :

$$\Delta exp_t = 0,348z_{t-1} + 0,498\Delta exp_{t-1} - 0,140\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,189) (0,186) (0,230)

$$\Delta rev_t = -0,208z_{t-1} + 0,230\Delta exp_{t-1} + 0,018\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,121) (0,119) (0,147)

Italie^a :

$$\Delta exp_t = -0,078z_{t-1} - 0,148\Delta exp_{t-1} + 0,223\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,078) (0,176) (0,206)

$$\Delta rev_t = -0,139z_{t-1} - 0,005\Delta exp_{t-1} + 0,013\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,059) (0,132) (0,154)

Japon :

$$\Delta exp_t = 0,032z_{t-1} + 0,061\Delta exp_{t-1} + 0,222\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,094) (0,179) (0,208)

$$\Delta rev_t = -0,151z_{t-1} - 0,223\Delta exp_{t-1} + 0,427\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,079) (0,150) (0,175)

Royaume-Uni :

$$\Delta exp_t = 0,139z_{t-1} + 0,223\Delta exp_{t-1} + 0,033\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,126) (0,173) (0,181)

$$\Delta rev_t = -0,257z_{t-1} - 0,037\Delta exp_{t-1} + 0,321\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,115) (0,157) (0,164)

^a Nous présentons le modèle italien en dépit de la non stationnarité des résidus à des fins surtout comparatives.

Les résultats des estimations des modèles à correction d'erreur sont dans l'ensemble largement conformes au modèle présenté précédemment. Les résidus jouent le rôle de forces de rappel dans l'ensemble des pays s'il l'on considère leur signe, excepté pour les dépenses italiennes. Les forces de rappel dans l'équation d'évolution des dépenses publiques sont ainsi partout positives, et souvent très significatives (Allemagne, Etats-Unis, France). Elles assurent donc un rôle de soutenabilité des finances publiques de ces différents pays, en fixant une cible globale qu'il s'agirait d'atteindre à moyen-long terme. Dans le cas italien cependant, 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 dépenses³³, témoignant d'un effet *boule de neige*. Les équations de croissance des recettes présentent quant à elles des coefficients devant les résidus partout négatifs, et significatifs pour tous les pays. Ainsi quand les dépenses sont supérieures aux recettes, les recettes augmentent.

Cette mise en évidence d'une dynamique soutenable par des forces de rappel significatives est corroborée par l'étude des coefficients ρ_{3i} et μ_{2i} , qui renseignent sur la croissance des dépenses par rapport aux recettes précédentes et vice-versa. Les trois coefficients significatifs parmi l'ensemble de l'échantillon (les dépenses retardées en Allemagne et en France et les recettes retardées au Canada) sont en effet, comme le modèle le prévoyait, positifs.

Dans le même temps, l'hypothèse incrémentale trouve un écho important dans les résultats d'estimation. Ainsi, le taux de croissance des dépenses publiques en $t-1$ influence de manière significative celui des dépenses en t pour les cas allemand, américain, français et britannique. Le taux de croissance des recettes publiques de l'année précédente influence par ailleurs celui des recettes en t pour le Canada, le Japon et le Royaume-Uni.

Les estimations des modèles à correction d'erreur traduisent donc deux logiques qu'il était difficile de réunir : l'incrémentalisme budgétaire et la soutenabilité des finances publiques. Néanmoins, les forces de rappel, qui assurent le retour vers l'équilibre, paraissent encore mal définies. Le cadre linéaire du modèle à correction d'erreur implique que l'ajustement représente une proportion constante de l'erreur d'équilibre antérieure, selon Dufrénot et Mignon (2002). Une remise en cause de ce cadre est l'objet de la section suivante.

3.3 Quelle mémoire longue des finances publiques ?

A première vue, les liens qui unissent les recettes et les dépenses publiques sont très différents d'un pays à l'autre selon la figure 1. La persistance de l'écart entre les deux séries est visible particulièrement pour l'Italie, le Japon et le Canada. Comment en rendre compte statistiquement de manière plus précise ?

Deux méthodes doivent être distinguées pour tester la cointégration fractionnaire présentée dans la section 2.2.3. La première, semi-paramétrique, a pour objet d'abord d'estimer la relation statique entre les variables considérées par les moindres carrés ordinaires puis d'appliquer les tests sur la série de résidus, dans la lignée de la procédure suggérée par Engle et Granger (1987). La seconde consiste à spécifier et estimer un modèle paramétrique et à appliquer un test

³³ Le ρ_1 italien est négatif.

d'intégration fractionnaire pour tester la significativité du paramètre d .

Les premières recherches empiriques utilisant la méthode en deux étapes pour tester la cointégration fractionnaire sont l'article de Cheung et Lai (1993), qui affichent des preuves empiriques en faveur du maintien à long terme de la parité de pouvoir d'achat, puis ceux de Baillie et Bollerslev (1994a,b), Booth et Tse (1995), Masih et Masih (1995) ou encore Sephton (1996).

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 avant tout sur Sowell (1989) et Sowell (1992a) et son calcul des autocovariances des processus ARFIMA³⁴. La méthodologie de Dueker et Startz (1998) consiste à estimer conjointement l'ordre d'intégration des séries parentes, et nécessite l'hypothèse du degré de mémoire des séries de recettes et de dépenses publiques dans notre cas³⁵.

Les récentes applications de la cointégration fractionnaire privilégient la méthode en deux étapes, à la Engle et Granger, tels Marinucci et Robinson (2001), puis Gil-Alana (2003) et Caporale et Gil-Alana (2004, 2005) mais pratiquent le test de cointégration sur les résidus de Robinson (1994), qui travaille uniquement dans le domaine spectral³⁶. Nous privilégions ici la méthode en deux étapes dans le domaine temporel, à partir de la statistique proposée initialement par Hurst (1951), dans la mesure où l'échantillon est très restreint et l'hypothèse de stationnarité moins primordiale que dans le domaine spectral³⁷.

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 (1,-1), de manière à traiter les séries de résidus observés et non pas estimés³⁸. 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.

3.3.1 L'analyse R/S et R/S modifiée

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 se définit comme l'étendue R_T des sommes

³⁴ Des applications à des cas univariés existaient déjà, tel Sowell (1992b).

³⁵ Des articles récents, tel Robinson et Hualde (2003) tâchent de s'extraire du *paradigme* $I(0)-I(1)$ aussi pour les séries observables.

³⁶ A l'exception de Lardic et Mignon (2003a) et Lardic et Mignon (2003b) à notre connaissance. D'autres articles abordent des techniques d'estimation différentes comme celle *fully modified* de Kim et Phillips (2001) ou encore les articles de Davidson (2002, 2003) qui utilise la méthode paramétrique du bootstrap.

³⁷ Même si l'on ne retient pas cette méthode, il faut remarquer que les séries de résidus présentées dans le domaine spectral dans la figure 2 en annexe exhibent un pôle aux basses fréquences qui atteste la présence de mémoire longue.

³⁸ Si $z_t = R_t - GG_t$, en reprenant les notations de la section 1.2, la série de résidus correspond directement à celle des déficits publics, ce qui est plus facilement interprétable mais éloigne de la méthode de Engle et Granger (1987) que nous choisissons de développer.

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 :

$$R_T/s_T = \frac{\left(\max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}) \right)}{\left(\frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (X_j - \bar{X})^2 \right)^{1/2}} \quad (3.6)$$

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 :

$$\lim_{T \rightarrow \infty} T^{-H} (R_T/s_T) = c \quad (3.7)$$

avec c une constante³⁹. L'exposant de Hurst est alors donné par :

$$\log(E(R_T/s_T)) \approx c' + H(\log(T)) \quad (3.8)$$

d'où

$$H \approx \frac{\log(R_T/s_T)}{\log T} \quad (3.9)$$

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 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.

L'analyse R/S souffre encore de plusieurs inconvénients selon Lo (1991) : elle manque de robustesse en présence de mémoire de court terme et sa distribution statistique est inconnue. Afin d'apporter une solution à ces problèmes, Lo (1991) crée une statistique, appelée *R/S modifiée* qui est robuste à la dépendance de court terme et dérive sa distribution limite sous la dépendance de court et long terme.

La statistique R/S modifiée, notée Q_{mT} , s'écrit :

$$Q_{mT} = R_T/s_T(q) = \frac{1}{s_T(q)} \left(\max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}) \right) \quad (3.10)$$

où :

$$s_T^2(q) = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (X_j - \bar{X})^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \left(\sum_{i=j+1}^T (X_j - \bar{X})(X_{i-j} - \bar{X}) \right) \quad (3.11)$$

avec :

$$\omega_j(q) = 1 - \frac{j}{q+1}, q < T \quad (3.12)$$

³⁹ On retrouve ainsi la définition asymptotique de la mémoire longue.

On constate que la statistique R/S modifiée diffère de la statistique R/S traditionnelle uniquement par son dénominateur. En effet, ce dernier, en présence d'autocorrélation, ne représente plus seulement la somme des variances des termes individuels, mais inclut également les autocovariances pondérées en fonction des décalages q . Les poids $\omega_j(q)$ ont été suggérés par Newey et West (1987).

Concernant le choix de q , Andrews (1991) montre au moyen de simulations de Monte Carlo, que lorsque q est trop grand relativement à la taille de l'échantillon T , alors la distribution de l'estimateur en échantillon fini peut être radicalement différente de sa distribution asymptotique. A l'inverse, si q est trop petit, il se peut que l'on oublie des autocorrélations qui sont importantes, ce qui biaiserait à nouveau la statistique. Andrews (1991) fournit alors la règle suivante pour le choix de q :

$$q = [k_T] \quad \text{où} \quad k_T = \left(\frac{3T}{2}\right)^{1/3} \left(\frac{2\hat{\rho}}{1-\hat{\rho}^2}\right)^{2/3} \quad (3.13)$$

où $[k_T]$ représente la partie entière de k_T . $\hat{\rho}$ désigne l'estimateur du coefficient d'autocorrélation d'ordre 1.

Contrairement à l'analyse R/S classique, la distribution limite notée V de la statistique R/S modifiée est connue (Lo, 1991) et est reliée au mouvement brownien⁴⁰. Elle est donnée par la formule :

$$V = \frac{Q_{mT}}{\sqrt{T}} \quad (3.14)$$

Elle est invariante sous des formes multiples de dépendance de court terme, tout en restant sensible à la dépendance de long terme⁴¹. La statistique R/S modifiée fournit donc un moyen de tester la significativité statistique de l'exposant de Hurst. Cette technique ne nous donne cependant aucune idée sur le comportement de court terme de la série puisqu'elle nous permet uniquement de savoir si d est différent ou non de zéro.

3.3.2 Estimation du paramètre d'intégration fractionnaire sur les résidus

Puisque Lo (1991) ne se soucie pas de la manière d'estimer le paramètre d'intégration fractionnaire H (ou d), mais de sa significativité par rapport à zéro à partir de la statistique V , nous proposons, compte tenu de notre faible échantillon de données, d'appliquer la méthode du *pox diagram* de Mandelbrot et Wallis (1969b) pour le calcul du H modifié⁴², plutôt que d'approximer H selon l'équation (3.9). Nous divisons la série totale de longueur T en sous séries de taille k , $1 \leq k \leq T$, puis nous calculons le Q_{mt} pour tous les différents départs et le Q_{mt} moyen pour chaque séquence, avec un retard q donné par la

⁴⁰ V correspond à l'étendue d'un pont brownien sur l'intervalle unité, dont la fonction de distribution est connue.

⁴¹ Mandelbrot (1972) est conscient des effets de la dépendance de court terme sur la statistique R/S mais ne propose pas de correction de ce biais dès lors qu'il se concentre sur H pour un grand échantillon. Les propriétés de l'exposant H ne sont cependant pas invariantes sous une forme de dépendance de court terme dès lors que l'échantillon est fini.

⁴² Le programme RATS qui permet l'estimation est disponible sur demande.

	R/S	R/S modifiée
Allemagne	$d=0,1880$	$d=0,1819$ $V=0,9366$
Canada	$d=0,4311$	$d=0,4304$ $V=1,4294$
Etats-Unis	$d=0,3244$	$d=0,3091$ $V=1,1732$
France	$d=0,2318$	$d=0,1932$ $V=0,9311$
Italie	$d=0,5953$	$d=0,5710$ $V=1,8471$
Japon	$d=0,4770$	$d=0,5095$ $V=1,5214$
Royaume-Uni	$d=0,1374$	$d=0,1899$ $V=0,6981$

TAB. 4 – Estimations du paramètre d'intégration fractionnaire selon les analyses R/S et R/S modifiée pour les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006.

formule d'Andrews (1991). La régression linéaire exclut les trois premiers points, qui présentent peu d'information. Cette période *transitoire* selon Mandelbrot et Wallis (1969b) augmente lorsque H tend vers 0. Le fait qu'il soit supérieur à 0,5 dans les séries de résidus de cette étude, comme nous le verrons, assure au test une bonne approximation.

Nous avons commencé par appliquer les analyses R/S et R/S modifiée afin d'estimer la valeur de l'exposant de Hurst et d'en déduire l'estimation du paramètre d'intégration fractionnaire, d'après l'équation (3.10). Nous estimons la statistique V au moyen d'une régression linéaire dans la mesure où la définition de V donnée par Lo (1991) est elle aussi asymptotique et vérifiée pour un T grand⁴³.

Les résultats décrits dans le tableau 4 sont à comparer non pas aux valeurs critiques de Lo (1991) mais à celles établies par Dittman (2000) dans la mesure où nous travaillons sur des résidus estimés et non sur des valeurs observées⁴⁴.

Les pays du G7 affichent de la mémoire longue, qu'elle soit calculée à partir de l'exposant de Hurst ou de la statistique de Lo (1991), à l'exception du Royaume-Uni. Les écarts entre les deux d , pour un pays donné, ne sont pas très importants, ce qui signifie notamment que l'autocorrélation de court terme n'est pas primordiale dans l'analyse, comparée à celle de long terme.

L'Allemagne, la France et le Royaume-Uni ont des d modifiés très semblables, proches de 0,19 et faibles, ce qui signifie que l'équilibre des finances publiques est assuré en moins de temps en moyenne que les autres pays de l'échantillon. Le Royaume-Uni se distingue par la faiblesse de la statistique V , qui vient souligner le manque de significativité par rapport à 0 et une très faible mémoire longue. L'écart à l'équilibre de long terme est donc encore plus rapidement comblé. Il

⁴³ Elle exclut aussi les trois premiers points.

⁴⁴ Dittman (2000) montre en effet qu'appliquer les critères de Lo (1991) sur des résidus estimés crée un biais en faveur du rejet de la significativité de la mémoire longue des résidus.

est remarquable par ailleurs de voir que la France et l'Allemagne affichent des d modifiés assez semblables. Cela permet de relativiser les différences de gestion de la soutenabilité budgétaire entre ces deux pays que laisse envisager l'ancienneté de l'équilibre budgétaire dans la Loi fondamentale allemande par rapport au souci des Français récent de se doter d'une nouvelle constitution financière qui permette de rationaliser les dépenses publiques.

A l'opposé, on trouve un pays comme l'Italie qui exhibe certes un retour à la moyenne (avec $d < 1$), mais qui ne présente pas une série de résidus stationnaire en covariance. Bohn (2007) critique Quintos (1995) qui parle de *soutenabilité faible* lorsqu'il doit différencier deux fois la série de résidus (des recettes sur les dépenses) pour obtenir une série stationnaire. Le cas particulier où $d \in]1/2; 1[$, où la série n'est pas stationnaire mais exhibe un retour vers la moyenne, nous autorise à parler de soutenabilité faible.

Des pays comme le Canada et le Japon qui est à la limite, indiquent qu'ils peuvent laisser diverger assez fortement leurs recettes de leurs dépenses publiques, tout en assurant à long terme l'équilibre. Une telle dynamique laisse envisager un retour brutal. 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 cible⁴⁵. Les Etats-Unis quant à eux ont une position intermédiaire, avec un $d = 0,31$.

Le paramètre fractionnaire, reflet des institutions budgétaires Estimer un ordre d'intégration fractionnaire compris entre 0 et 1 pour les séries de résidus des régressions de recettes sur les dépenses publiques permet de souligner et nuancer l'une des principales conclusions des tenants de l'incrémentalisme. En effet, March et Olsen (1984) prennent à la fin de leur article des exemples possibles de recherche théorique pour expliquer l'incrémentalisme, parmi lesquels celui de martingale politique, qu'ils opposent à un processus historique aléatoire indépendant. Cette alternative recouvre celle de l'ordre d'intégration des séries de résidus, de 0 ou 1, abordée préalablement.

March et Olsen (1984) considèrent un premier modèle dans lequel la réalisation d'événements historiques fluctue de manière aléatoire et où, dans le long terme, *des événements peu probables à une certaine période sont équilibrés par des événements différents à une autre période*. Les réalisations d'aujourd'hui sont en outre indépendantes de celles d'hier. Ainsi, la prédiction des événements futurs n'est pas améliorée par la connaissance des événements passés. Appliqué à notre étude, un tel modèle correspond à une série de résidus intégrée d'ordre 0, où le retour à l'équilibre est rapide, gage d'une soutenabilité forte des finances publiques.

Le second type de modèle envisagé par March et Olsen (1984) apparente les processus politiques à des martingales. A la différence d'un processus aléatoire indépendant, les variations d'une martingale s'accumulent. Sa valeur anticipée en t est égale à sa réalisation en $t - 1$. Une martingale est typiquement un processus aléatoire intégré d'ordre 1, donc de mémoire infinie. Les auteurs remarquent alors que *la définition des processus incrémentaux les font apparaître de même nature que les martingales*. Puis de conclure que *cette propriété de martingale n'est pas indépendante de facteurs institutionnels*.

⁴⁵ Cela peut faire l'objet d'une recherche ultérieure.

La mémoire longue des séries de résidus, exhibée dans cette section, atteste donc la pertinence d'un comportement budgétaire incrémental dans la plupart des pays, à des degrés différents, qui s'inscrit cependant dans une perspective de soutenabilité des finances publiques, dans la mesure où l'ordre d'intégration des séries reste inférieur à 1.

Cette mémoire longue ne saurait résulter de l'interaction de comportements individuels, mais d'institutions budgétaires qui déterminent au premier chef la dynamique conjointe des recettes et des dépenses publiques. Elles représentent et façonnent des préférences collectives différentes selon les pays et sont des actes politiques majeurs, rarement remis en cause comme le rappelle la section 3.1.

Autrement dit, sur l'ensemble de la période que nous étudions, il existe une unité formelle des institutions et donc des processus budgétaires. Le caractère stable des institutions budgétaires vient justifier la pertinence de l'idée que le d caractérise la dynamique des finances publiques d'un pays sur plusieurs décennies.

3.3.3 De l'incrémentalisme dans la soutenabilité ?

Estimation du modèle à correction d'erreur fractionnaire Il s'agit, dans cette section qui constitue l'aboutissement des développements présentés précédemment, d'estimer le modèle à correction d'erreur fractionnaire puis de déterminer ses performances statistiques par rapport au modèle à correction d'erreur standard. On stationnarise d'abord la série des résidus en appliquant à z_{t-1} la différence $(1 - L)^d$, à partir du degré d'intégration fractionnaire calculé pour les différents pays qui figure dans le tableau 4. Il est ensuite possible d'estimer, de la même façon que dans la section 3.2.3, le modèle à correction d'erreur fractionnaire.

Estimations des modèles à correction d'erreur fractionnaire des finances
publiques des pays du G7, 1960-2006

Allemagne :

$$\Delta exp_t = 0,627(1-L)^{0,18}z_{t-1} + 0,518\Delta exp_{t-1} - 0,198\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,226) (0,176) (0,242)

$$\Delta rev_t = -0,301(1-L)^{0,18}z_{t-1} + 0,164\Delta exp_{t-1} + 0,231\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,149) (0,116) (0,160)

Canada :

$$\Delta exp_t = 0,126(1-L)^{0,43}z_{t-1} + 0,188\Delta exp_{t-1} + 0,845\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,161) (0,170) (0,251)

$$\Delta rev_t = -0,141(1-L)^{0,43}z_{t-1} - 0,164\Delta exp_{t-1} + 0,592\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,115) (0,122) (0,179)

Etats-Unis :

$$\Delta exp_t = 0,294(1-L)^{0,31}z_{t-1} + 0,373\Delta exp_{t-1} + 0,041\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,152) (0,165) (0,208)

$$\Delta rev_t = -0,391(1-L)^{0,31}z_{t-1} - 0,271\Delta exp_{t-1} + 0,407\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,126) (0,137) (0,173)

France :

$$\Delta exp_t = 0,388(1-L)^{0,19}z_{t-1} + 0,560\Delta exp_{t-1} - 0,215\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,244) (0,220) (0,250)

$$\Delta rev_t = -0,270(1-L)^{0,19}z_{t-1} + 0,170\Delta exp_{t-1} + 0,080\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,155) (0,140) (0,160)

Italie :

$$\Delta exp_t = -0,379(1-L)^{0,57}z_{t-1} - 0,403\Delta exp_{t-1} + 0,525\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,277) (0,286) (0,295)

$$\Delta rev_t = -0,391(1-L)^{0,57}z_{t-1} - 0,215\Delta exp_{t-1} + 0,330\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,215) (0,222) (0,229)

Japon :

$$\Delta exp_t = 0,046(1-L)^{0,51}z_{t-1} + 0,077\Delta exp_{t-1} + 0,192\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,251) (0,234) (0,319)

$$\Delta rev_t = -0,236(1-L)^{0,51}z_{t-1} - 0,310\Delta exp_{t-1} + 0,585\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,217) (0,203) (0,276)

Royaume-Uni :

$$\Delta exp_t = 0,136(1-L)^{0,19}z_{t-1} + 0,242\Delta exp_{t-1} + 0,008\Delta rev_{t-1} + u_{1t}$$

(0,159) (0,188) (0,201)

$$\Delta rev_t = -0,302(1-L)^{0,19}z_{t-1} - 0,099\Delta exp_{t-1} + 0,400\Delta rev_{t-1} + u_{2t}$$

(0,145) (0,171) (0,183)

Les signes des coefficients 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 attentes 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 importants pour les estimations des modèles à correction d'erreur fractionnaires (excepté pour l'équation des dépenses britanniques, où l'on passe de 0,139 en standard à 0,136 en fractionnaire). Elles restent significatives dans l'équation des dépenses allemandes et américaines (mais plus pour la France) et dans l'équation des recettes allemandes, américaines, françaises, et britanniques (mais plus pour le Canada, l'Italie et le Japon).

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, elles ne le sont plus pour la France, mais le deviennent pour les Etats-Unis. Le signe pour ce dernier est néanmoins négatif, contrairement aux prévisions du modèle, ce qui peut mettre en évidence la forte utilisation contra-cyclique des finances publiques dans ce pays. En outre, les recettes retardées canadiennes restent pertinentes pour expliquer l'évolution des dépenses.

La dynamique incrémentale reste très significative pour les dépenses allemandes, américaines et françaises (mais plus pour les dépenses britanniques) et pour les recettes canadiennes, japonaises et britanniques, et en plus pour les recettes américaines. Les coefficients sont par ailleurs tous plus importants. L'hypothèse incrémentale pour les recettes et les dépenses de ces pays est donc renforcée, particulièrement pour les Etats-Unis où l'hypothèse est vérifiée pour les recettes et pour les dépenses publiques.

Sur la base de ces estimations plus robustes, il est possible de mettre en avant quelques faits stylisés. Dans un modèle à correction d'erreur fractionnaire, la soutenabilité passe toujours par la force de rappel, quel que soit le pays. Pour les pays qui ont le d le plus fort, la force de rappel dans l'équation des recettes n'est pas significative (Canada, Italie et Japon). La Canada et le Japon ont de plus une forte dynamique incrémentale de leurs recettes. Le fort incrémentalisme dans les dépenses allemandes, américaines et françaises est par ailleurs compensé par des forces de rappel elles-aussi importantes, avec un bémol pour la France. Pour résumer, l'incrémentalisme n'aboutit pas nécessairement à une mémoire plus longue des finances publiques d'un pays (un d plus important), à condition que la force de rappel soit suffisamment importante.

Pertinence statistique du modèle L'article soutient que la cointégration fractionnaire permet une modélisation plus fine des comportements de recettes et dépenses publiques que la cointégration standard. Un test de pertinence statistique permettrait de répondre à deux questions : un type de modélisation est-il supérieur à l'autre et quels sont les pays où la cointégration fractionnaire est supérieure à celle standard ?

On décide de tester hors échantillon les modèles à correction d'erreur fractionnaire de chaque pays, en les réestimant jusqu'en 2005 pour une prévision à un an, jusqu'en 2004 pour une prévision à deux ans, etc. jusqu'en 2001 pour une prévision à 5 ans. On réalise la même procédure pour les modèles à correction d'erreur standard et on compare les résultats aux valeurs observées à partir de

	Horizon	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans
Allemagne	Dépenses	A B	A B C	A B	A B C	A B
	Recettes	A B	C	0	0	B
Canada	Dépenses	A B C	A B	A B C	C	0
	Recettes	0	0	0	C	C
Etats-Unis	Dépenses	A B C	A B C	A C	C	0
	Recettes	A B	B	B C	C	0
France	Dépenses	0	0	0	0	0
	Recettes	0	0	0	B	0
Italie	Dépenses	A B C	A B C	A B C	A B C	A B C
	Recettes	A B C	A B C	A C	A B C	A C
Japon	Dépenses	0	0	0	A B C	0
	Recettes	0	0	0	0	0
Royaume -Uni	Dépenses	C	C	B	0	C
	Recettes	A	A B C	A B C	A B C	C

TAB. 5 – Performances statistiques des prévisions du modèle fractionnaire par rapport au modèle standard pour les séries de recettes et dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006. Supériorité du modèle fractionnaire selon le critère A : REQM, B : EAM, C : ETR. Infériorité du modèle fractionnaire : 0.

trois critères qui permettent de juger la pertinence d'un modèle de prévision⁴⁶ :

- A - Racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM)
- B - Erreur absolue moyenne (EAM)
- C - Ecart-type résiduel (ETR)

Les résultats sont présentés dans le tableau 5.

Parmi les sept pays de notre échantillon, le modèle à correction d'erreur fournit en moyenne de meilleures prévisions pour cinq pays : l'Allemagne, le Canada, les Etats-Unis, l'Italie et le Royaume-Uni. Les prévisions sont les plus robustes pour un horizon de trois ans. Au sein de ces pays, le modèle fractionnaire est particulièrement adapté pour prévoir l'évolution des dépenses plus que des recettes, hormis pour le cas britannique. La raison pour laquelle les finances publiques françaises et japonaises ne sont pas mieux modélisées par l'hypothèse fractionnaire reste en suspens et fera l'objet de recherches futures.

4 Conclusion

Cet article a montré que :

- il est possible d'estimer des équations des modèles de cointégration fractionnaire qui rendent compte à la fois de l'incrémentalisme et de la soutenabilité des finances publiques (pour pasticher le *Why are stabilizations delayed?* de Alesina et Drazen (1991), on pourrait parler de *Why are stabilizations delayed, but no so much?*);
- tous les pays du G7 sont sur un sentier soutenable, excepté l'Italie. Le Royaume-Uni et l'Allemagne présentent la plus forte soutenabilité, viennent

⁴⁶ Si les constantes n'apparaissent pas dans les résultats présentés auparavant, elles sont néanmoins utilisées pour simuler et tester les performances statistiques des modèles.

ensuite la France puis les Etats-Unis qui ont une position intermédiaire ; le Japon et le Canada une soutenabilité assez faible.

- la rapidité du retour à l'équilibre des finances publiques, différente selon les pays, est de nature institutionnelle.

Au moins trois logiques permettent d'expliquer la très forte dépendance dans l'évolution conjointe des recettes et dépenses publiques, qui peuvent faire l'objet d'études ultérieures :

- Les structures institutionnelles d'un pays viennent déterminer les coûts de transaction (North, 1990) à la mise en place d'une réforme fiscale ou budgétaire, en termes de coûts de recherche d'une solution, d'élaboration, de mise en oeuvre et de coûts politiques, qui sont à l'origine d'un biais des décideurs en faveur de réformes peu ambitieuses, mais plus fréquentes.
- Dans le cadre de négociations budgétaires, les acteurs apprennent progressivement à coopérer (Axelrod et Hamilton, 1981), pour mener des réformes un peu plus substantielles, jusqu'à l'apparition de problèmes nouveaux. La coopération est en revanche difficile si le jeu n'est pas répété (ou s'il a une fin), quand l'information manque, ou quand il y a trop de joueurs.
- Les décisions de politique budgétaire peuvent être perçues aussi comme des *anarchies organisées* (Cohen *et al.*, 1972), où les problèmes, les solutions, les décideurs et les opportunités de choisir sont traités de manière indépendante en fonction de leur ordre d'arrivée. C'est leur simultanéité qui permet de débloquer une situation (March et Olsen, 1984). Le temps nécessaire à les réunir correspondrait à la mémoire longue que l'on vient d'exhiber et dépendrait des structures institutionnelles du pays.

Ces trois analyses, qui ne sont pas mutuellement exclusives, mettent toutes l'accent sur l'importance des institutions budgétaires. Il apparaît donc que les règles *constitutives* jouent un rôle très important, que des règles *limitatives* de déficits ou dette publique peuvent difficilement modifier. Un pas supplémentaire vers la soutenabilité des finances publiques en Europe reviendrait aujourd'hui à fixer de telles règles, comme par exemple discuter de l'allocation des fonds publics sur la base des travaux des directions du budget, ou rattacher la direction du budget au Premier ministre. C'est aussi un pas supplémentaire vers le fédéralisme.

Il convient cependant de souligner que la statistique qui définit la mémoire longue se mesure en tenant compte de l'ensemble de la période 1960-2006. L'hypothèse sous-jacente est que les forces de rappel qu'exerce la contrainte budgétaire, de nature institutionnelle, ne peuvent se modifier que lentement (la Constitution budgétaire d'un pays n'est modifiée que très rarement) et qu'il est donc légitime de les considérer comme stables sur plusieurs décennies. Cela rejoint la théorie de la dépendance de sentier (David, 1985). Or, tout laisse à penser que la France a considérablement changé son comportement budgétaire depuis le début des années 1980, tout en gardant la même constitution budgétaire, ce que l'unique d ne permet pas d'embrasser. Une analyse en termes de seuils, au-delà desquels la politique budgétaire se modifie substantiellement et rapidement, peut se révéler utile, au moyen des modèles STAR (*Smooth Transition Auto Regressive*).

Références

- ADELMAN, I. (1965). Long cycles : fact or artifact ? *American Economic Review*, 60:444–463.
- 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. Rapport technique, NBER.
- ANDREWS, D. W. K. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica*, 59(3):817–58.
- AUTEN, G., BOZEMAN, B. et CLINE, R. (1984). A sequential model of congressional appropriation. *American Journal of Political Science*, 28:503–523.
- AXELROD, R. et HAMILTON, W. (1981). The evolution of cooperation. *Science*, 211(4489):1390–1396.
- 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.
- BAILLIE, R. T. et BOLLERSLEV, T. (1994a). Cointegration, fractional cointegration, and exchange rate dynamics. *Journal of Finance*, 49(2):737–745.
- BAILLIE, R. T. et BOLLERSLEV, T. (1994b). The long memory of the forward premium. *Journal of International Money and Finance*, 13:565–571.
- BAUMOL, W. (1967). Macroeconomics of unbalanced growth : The anatomy of the urban crisis. *American Economic Review*, 57:415–426.
- BERAN, J. (1994). *Statistics for Long-Memory Processes*. Chapman & Hall.
- BERRY, W. (1990). The confusing case of budgetary incrementalism : too many meanings for a single concept. *Journal of Politics*, 52:167–196.
- BLANCHARD, O. (1990). Suggestions for a new set of fiscal indicators. *OECD Economics Department Working Papers*, 79.
- BOHN, H. (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint ? *Journal of Monetary Economics*, 54:1837–1847.
- BOOTH, G. et TSE, Y. (1995). Long memory in interest rate futures markets : a fractional cointegration analysis. *Journal of Futures Markets*, 15:573–584.
- BOX, G. et JENKINS, G. (1970). *Time series analysis, Forecasting and Control*.
- BOX, G. et JENKINS, G. (1976). *Time series analysis, Forecasting and Control*. 2nd édition.

- BOZEMAN, B. et STRAUSSMAN, J. (1982). Shrinking budgets and the shrinkage of budget theory. *Public Administration Review*, 42:509–516.
- BROUThERS, L. et STIMSON, J. (1980). The incremental theory of budgeting. Presented at the annual meeting of the Midwest Political Association.
- BUCHANAN, J. et WAGNER, R. (1977). *Democracy in Deficit*.
- BUNCE, V. et ECHOLS, J. (1978). Power and policy in communist systems : the problem of incrementalism. *Journal of Politics*, 40:911–932.
- 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.
- CHEUNG, Y.-W. et LAI, K. (1993). A fractional cointegration analysis of purchasing power parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 11:103–112.
- CHOW, G. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28:655–676.
- COHEN, M., MARCH, J. et OLSEN, J. (1972). A garbage can model of organizational choice. *Administrative Science Quarterly*, 17:1–25.
- COWART, A., HANSEN, T. et BROFOSS, K.-E. (1975). Budgetary strategies and success at multiple decision levels in the norwegian urban setting. *American Political Science Review*, 69:543–558.
- CUNADO, J., GIL-ALANA, L. A. et Pérez de GRACIA, F. (2004). Is the us fiscal deficit sustainable? a fractionally approach. *Journal of Economics and Business*, 56:501–526.
- DAVID, P. (1985). Clio and the economics of qwerty. *American Economic Review*, 75:332–337.
- DAVIDSON, J. (2002). A model of fractional cointegration, and tests for cointegration using the bootstrap. *Journal of Econometrics*, 110(2):187–212.
- DAVIDSON, J. (2003). Testing for fractional cointegration : the relationship between government popularity and economic performance in the uk.
- DAVIS, O., DEMPSTER, M. et WILDAVSKY, A. (1966a). *On the process of budgeting : an empirical study of congressional appropriation*, pages 63–132.
- DAVIS, O., DEMPSTER, M. et WILDAVSKY, A. (1966b). A theory of the budgetary process. *American Political Science Review*, 60:529–547.
- DAVIS, O., DEMPSTER, M. et WILDAVSKY, A. (1971). *On the process of budgeting II : an empirical study of congressional appropriation*.
- DEMPSTER, A. P. et WILDAVSKY, A. (1979). On change : or, there is no magic size for an increment. *Political Studies*, 27:371–389.

- DEZHBAKHSH, H., TOHAMY, S. et ARANSON, P. (2003). A new approach for testing budgetary incrementalism. *Journal of Politics*, 65:532–558.
- DIAMOND, P. (1965). National debt in a neoclassical growth model. *American Economic Review*, 55:1126–1150.
- DICKEY, D. A. et FULLER, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427–431.
- DICKEY, D. A. et FULLER, W. (1981). The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49:1057–1072.
- DITTMAN, I. (2000). Residual-based tests for fractional cointegration : A monte carlo study. *Journal of Time Series Analysis*.
- DUEKER, M. et STARTZ, R. (1998). Maximum-likelihood estimation of fractional cointegration with an application to u.s. and canadian bond rates. *The Review of Economics and Statistics*, 80(3):420–426.
- DUFRENOT, G. et MIGNON, V. (2002). La cointégration non-linéaire : une note méthodologique. *Economie et Prévision*, 155:117–137.
- 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). Co-integration and error correction : Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2):251–76.
- FENNO, R. (1962). The house appropriation committee as a political system. *American Political Science Review*, 56:310–324.
- FISCHER, G. et KAMLET, M. (1984). Explaining presidential priorities : the competing aspiration levels model of macrobudgetary decision making. *American Political Science Review*, 78:356–371.
- 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.
- GIST, J. (1982). Stability and competition in budgetary theory. *American Political Science Review*, 76:859–872.
- 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. Rapport technique, University of California, San Diego.
- 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). *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, chapitre Time Series Analysis of Error-Correction Models, pages 255–278. Academic Press.
- HAKKIO, C. S. et RUSH, M. (1991). Is the budget deficit "too large" ? *Economic Inquiry*, 29(3):429–45.
- 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 unit states. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9(1):97–101.
- HAUG, A. A. (1995). Has federal budget deficit policy changed in recent years ? *Economic Inquiry*, 33(1):104–18.
- 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.
- KAMLET, M. et MOWERY, D. (1980). The budgetary base in federal resource allocation. *American Journal of Political Science*, 24:804–821.
- KAMLET, M. et MOWERY, D. (1987). Influences on executive and congressional budgetary priorities (1955-1981). *American Political Science Review*, 81:155–178.
- KANTER, A. (1972). Congress and the defense budget : 1960-1970. *American Political Science Review*, 66:129–143.
- KEMP, K. (1982). Instability in budgeting for federal regulatory agencies. *Social Science Quarterly*, 63:643–660.
- KIM, C. S. et PHILLIPS, P. (2001). Fully modified estimation of fractional cointegration models. Rapport technique.
- KOPITS, G. (2001). Fiscal rules : useful policy framework or unnecessary ornament ? *IMF Working Paper*, (145).
- KREMERS, J. (1989). U.s. federal indebtedness and the conduct of fiscal policy. *Journal of Monetary Economics*, 23(2):219–238.

- 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.
- LARDIC, S. et MIGNON, V. (2002). *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*. Economica.
- LARDIC, S. et MIGNON, V. (2003a). Cointégration fractionnaire entre la consommation et le revenu. *Economie et Prévision*, 2(158):123–142.
- LARDIC, S. et MIGNON, V. (2003b). Fractional cointegration between nominal interest rates and inflation : a re-examination of the fischer relationship in the g7 countries. *Economics Bulletin*, 3(14):1–10.
- LE MAUX, B. (2009). How do policy-makers actually solve problems? evidence from the french local public sector? *Economics and politics*, 21:201–231.
- LELOUP, L. et MORELAND, W. (1978). Agency strategies and executive review : the hidden politics of budgeting. *Public Administration Review*, 38:232–239.
- LINDBLOM, C. (1959). The science of muddling through. *Public Administration Review*, 19:79–88.
- LINDBLOM, C. (1961). Decision-making in taxation and expenditures.
- LINDBLOM, C. (1979). Still muddling, not yet through. *Public Administration Review*, 39:517–526.
- LO, A. W. (1991). Long-term memory in stock market prices. *Econometrica*, 59(5):1279–313.
- LOWERY, D., BOOKHEIMER, S. et MALACHOWSKI, J. (1985). Partisanship in the appropriations process : Fenno revisited. *American Politics Quarterly*, 13:188–199.
- LUCAS, R. (1978). Asset prices in an exchange economy. *Econometrica*, 46:1429–1445.
- MANDELBROT, B. (1972). Statistical methodology for non periodic cycles : from the covariance to r/s analysis. *Annals of Economics and Social Measurement*, 1:259–290.
- MANDELBROT, B. et TAQQU, M. (1979). Robust r/s analysis of long run serial correlation. *Bulletin of the International Statistical Institute*, 48(2):69–104.
- MANDELBROT, B. et van NESS, J. (1968). Fractional brownian motions, fractional noises and applications. *SIAM Review*, 10:422–437.
- 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*, 78:734–749.
- MARINUCCI, D. et ROBINSON, P. (2001). Semiparametric fractional cointegration analysis. *Journal of Econometrics*, 105:225–247.
- MASIH, R. et MASIH, A. (1995). A fractional cointegration approach to empirical tests of ppp : new evidence and methodological implications from an application to the taiwan/us dollar relationship. *Review of World Economics*, 131(4):673–694.
- MCCALLUM, B. (1984). Are bond-financed deficits inflationary? a ricardian analysis. *Journal of Political Economy*, 92(1):123–135.
- MERTON, R. (1936). The unanticipated consequences of purposive social action. *American Sociological Review*, 1:894–904.
- MIGNON, V. (1997). *Marchés financiers, mémoire longue et processus chaotiques*. Thèse de doctorat, Université Paris X - Nanterre.
- MIGNON, V. (1998). *Marchés financiers et modélisation des rentabilités boursières*. Economica.
- NEWBY, W. et WEST, K. (1987). A simple positive-definit heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55:703–708.
- NORTH, D. (1990). A transaction cost theory of politics. *Journal of Theoretical Politics*, 2(4):355–367.
- NORTH, D. (1991). Institutions. *Journal of Economic Perspectives*, 5(1):97–112.
- PEACOCK, A. T. et WISEMAN, J. (1961). *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*. Princeton University Press.
- PHILLIPS, P. et PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75:335–346.
- QUINTOS, C. (1995). Sustainability of the deficits process with structural shifts. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2):409–417.
- ROBINSON, P. M. (1994). Efficient tests of nonstationary hypotheses. *Journal of the American Statistical Association*, 89(428):1420–1437.
- ROBINSON, P. M. et HUALDE, J. (2003). Cointegration in fractional systems with unknown integration orders. *Econometrica*, 71(6):1727–1766.
- ROMER, C. D. et ROMER, D. H. (2007). Do tax cuts starve the beast : The effect of tax changes on government spending. NBER Working Papers 13548, National Bureau of Economic Research, Inc.
- SCHWERT, W. (1989). Tests for unit roots : a monte carlo investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*, pages 147–159.

- SEARLE, J. (1969). *Speech Acts*. Cambridge University Press.
- SEPHTON, P. (1996). A note on fractional cointegration. *Applied Economics Letters*, 3:683–685.
- SHARKANSKY, I. (1967). Economic and political correlates of state government expenditures. *Midwest Journal of Political Science*, 11:173–192.
- SHARKANSKY, I. (1968). Agency requests, gubernatorial support and budget success in state legislatures. *American Political Science Review*, 62:1220–1231.
- SHIN, Y. (1994). A residual based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory*, 10:91–115.
- SIMON, H. (1955). A behavioral model of rational choice :. *Quarterly Journal of Economics*, 69:99–118.
- SMITH, G. W. et ZIN, S. E. (1991). Persistent deficits and the market value of government debt. *Journal of Applied Econometrics*, pages 31–44.
- SOWELL, F. (1989). Maximum likelihood estimation of fractionally integrated time series models. Rapport technique, Carnegie-Mellon University.
- SOWELL, F. (1992a). Maximum likelihood estimation of stationary univariate fractionally integrated time series models. *Journal of Econometrics*, 53(1-3):165–188.
- SOWELL, F. (1992b). Modeling long-run behavior with the fractional arima model. *Journal of Monetary Economics*, 29(2):277–302.
- 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.
- WAGNER, A. (1877). *Finanzwissenschaft*.
- WANAT, J. (1974). Bases of budgetary incrementalism. *American Political Science Review*, 68:1221–1228.
- 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.
- WILDAVSKY, A. (1975). *Budgeting : A comparative theory of the budgetary process*.
- WOLD, H. (1954). *A Study in the Analysis of Stationary Time Series*.

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 Etats 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 n°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 n°82 de décembre 2007. 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 entière 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 : on observe 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 Etats-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).

Les données de 1960-1969 selon les normes utilisées pour la seconde période (1970-2006), que nous avons uniquement pour les Etats-Unis et le Canada, attestent un faible écart entre les deux. Cet écart est identique entre recettes et dépenses, et les variations au cours du temps sont similaires. Ces données témoignent donc d'une homogénéité

globale de notre échantillon.

B Annexes mathématiques

B.1 Le mouvement brownien

Noté $B(t)$, le mouvement brownien ordinaire a pour expression :

$$B(t) = \int_{-\infty}^t W(s) ds \quad (\text{B.1})$$

avec $W(s)$ un bruit blanc gaussien. Un mouvement brownien a donc des incréments gaussiens indépendants. En d'autres termes, $B(t)$ est tel que :

- $B(t_2) - B(t_1)$ a une moyenne nulle et une variance égale à $\sigma^2|t_2 - t_1|$ ⁴⁷.
- $B(t_2) - B(t_1)$ est indépendant de $B(t_4) - B(t_3)$.

L'écart-type de $B(t+T) - B(t)$, pour $T > 0$, est proportionnel à $T^{1/2}$, et suit donc la loi de $T^{1/2}$. Ainsi, le mouvement brownien ne permet-il pas de rendre compte du phénomène de mémoire longue⁴⁸.

B.2 Comportement asymptotique du bruit gaussien fractionnaire

- Lorsque $d > -1/2$, X_t est un bruit blanc fractionnaire *inversible* et a une représentation autorégressive d'ordre infini, ou $AR(\infty)$, selon la terminologie de Box et Jenkins (1970) :

$$X_t = \sum_{k=1}^{\infty} \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (\text{B.2})$$

avec :

$$\pi_k = \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} \quad k \geq 1 \quad (\text{B.3})$$

En effet, selon le développement de Taylor :

$$(1-L)^d = 1 - dL - \frac{d(1-d)}{2!}L^2 - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!}L^3 - \dots \quad (\text{B.4})$$

et

$$\Gamma(k-d) = -d(1-d)(2-d)\dots(k-1-d)\Gamma(-d) \quad (\text{B.5})$$

On peut aussi retrouver ce résultat par identification à partir de la fonction hypergéométrique⁴⁹ :

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} L^k \quad k \geq 1 \quad (\text{B.6})$$

- De manière similaire, mais lorsque $d < 1/2$ cette fois, X_t est un bruit blanc fractionnaire *stationnaire* et possède une représentation moyenne mobile d'ordre infini, ou $MA(\infty)$:

$$X_t = \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k \varepsilon_{t-k} \quad (\text{B.7})$$

⁴⁷ On doit à Louis Bachelier (1900) l'idée de caractériser le mouvement brownien par sa moyenne quadratique. Le déplacement quadratique moyen est par ailleurs proportionnel au temps.

⁴⁸ Ces remarques empruntent beaucoup à la lecture de la thèse de Mignon (1997).

⁴⁹ La fonction hypergéométrique est définie par : $F(a, b, c; z) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(a+k)\Gamma(b+k)\Gamma(c)}{\Gamma(a)\Gamma(b)\Gamma(c+k)} \frac{z^k}{k!}$ avec ici les valeurs particulières $a = -d$, $b = 1$, $c = 1$, et $z = L$.

Autrement dit, selon la décomposition de Wold (1954),

$$X_t = (1 - L)^{-d} \varepsilon_t \quad (\text{B.8})$$

ou encore

$$X_t = \left(1 + dL + \frac{d(1+d)}{2!} L^2 + \frac{d(1+d)(2+d)}{3!} L^3 + \dots \right) \varepsilon_t \quad (\text{B.9})$$

Dès lors que

$$\Gamma(d+k) = d(d+1)(d+2) \dots (d+k-1)\Gamma(d) \quad (\text{B.10})$$

il s'ensuit

$$\psi_k = \frac{\Gamma(k+d)}{\Gamma(d)\Gamma(k+1)}, \quad k \geq 0 \quad (\text{B.11})$$

C'est le comportement de ψ_k et π_k au voisinage de l'infini qui nous intéresse. On utilise alors l'approximation de Stirling selon laquelle

$$\frac{\Gamma(k+a)}{\Gamma(k+b)} \sim k^{a-b} \quad (\text{B.12})$$

et on en déduit, pour $d \in]-1/2; 1/2[$:

$$\psi_k \sim \frac{k^{d-1}}{\Gamma(d)} \quad \text{et} \quad \pi_k \sim \frac{k^{-d-1}}{\Gamma(-d)} \quad (\text{B.13})$$

En rappelant que ε_t est de variance unitaire pour la clarté de l'exposé, la fonction d'autocovariance de X_t est donnée par :

$$\gamma_k = E(X_t X_{t-k}) = \frac{\Gamma(1-2d)\Gamma(k+d)}{\Gamma(d)\Gamma(1-d)\Gamma(k+1-d)} \quad (\text{B.14})$$

et la fonction d'autocorrélation de X_t :

$$\rho_k = \gamma_k / \gamma_0 = \frac{\Gamma(k+d)\Gamma(1-d)}{\Gamma(d)\Gamma(k+1-d)} \quad (\text{B.15})$$

$$\rho_k \sim \frac{\Gamma(1-d)}{\Gamma(d)} k^{2d-1} \quad (\text{B.16})$$

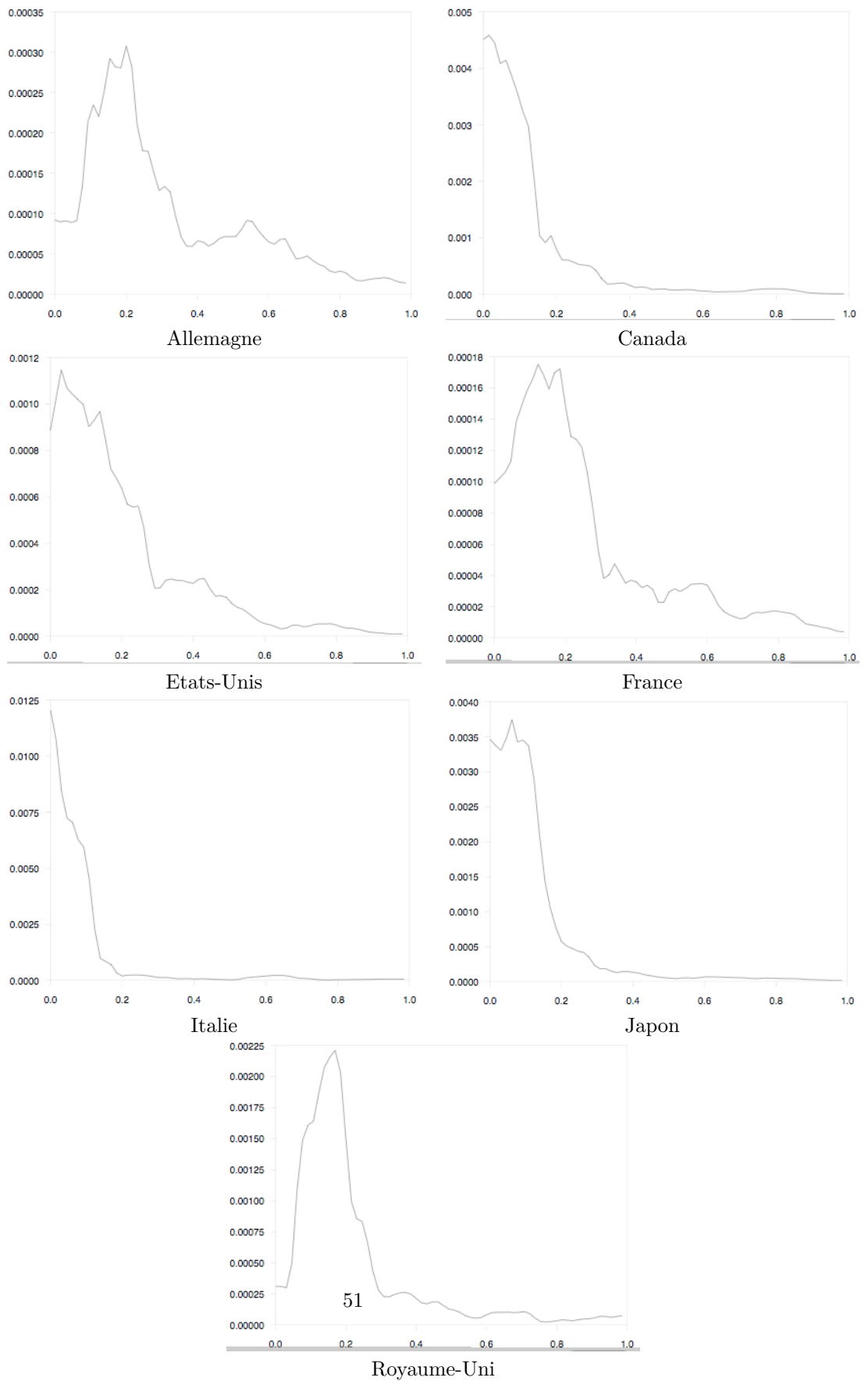


FIG. 2 – Périodogrammes des séries résiduelles en fraction de π .