

---

## Réduction du ratio de dette publique : quels instruments pour quels effets ?

---

Document de Travail  
Working Paper  
2018-1

Benjamin Egron



EconomiX - UMR7235  
Université Paris Nanterre  
Bâtiment G - Maurice Allais, 200, Avenue de la République  
92001 Nanterre cedex

Fax : 33 (0) 1 40 97 41 98  
Email : [secretariat@economix.fr](mailto:secretariat@economix.fr)



# Réduction du ratio de dette publique : quels instruments pour quels effets ? \*

Benjamin Egron †

10 janvier 2018

## Résumé

Suite à la crise économique survenue fin 2007 - début 2008, les dettes souveraines des États européens ont très largement augmenté. Dès lors, la possibilité d'amorcer une stabilisation voire une réduction du ratio de dette est devenu un enjeu crucial pour les prochaines années afin de garantir la soutenabilité des finances publiques et le respect des traités européens. Dans ce contexte, l'identification des politiques budgétaires permettant la contraction du ratio de dette constitue une problématique économique majeure, d'autant plus que cette réduction doit s'effectuer en période de faible croissance économique et que les politiques de consolidation mis en œuvre en Europe n'ont pas toujours eu les effets escomptés. L'objet de cet article est d'expliquer pourquoi les politiques de consolidation peuvent échouer à réduire le ratio de dette publique à court terme et, plus généralement, d'évaluer la capacité des différents instruments de politique économique à réduire le ratio de dette à court terme. Au niveau méthodologique nous estimons, sur données françaises, un modèle non linéaire de type TVAR (Threshold VAR) incluant les principaux déterminants du ratio de dette publique : dépenses publiques, recettes publiques, PIB et l'indice des prix. La non-linéarité nous permet de prendre en compte la variabilité des multiplicateurs au cours du cycle économique en distinguant les périodes de récession et les périodes d'expansion économique. Nous associons ce modèle à l'équation comptable régissant la dynamique du ratio de dette nous permettant "d'exporter" l'effet d'un choc d'une variable endogène sur le ratio de dette publique. Nous montrons alors qu'une réduction des dépenses publiques peut engendrer, à court terme, une hausse du ratio de dette publique et que cet effet est significativement plus important en période de récession. Au contraire, une augmentation des recettes publiques conduit à une baisse du ratio de dette publique à court terme et cela quelque soit le régime considéré.

**Mots clés :** Dette publique, consolidation budgétaire, multiplicateurs, politique budgétaire.

**Classification JEL :** H63, H68, E61, E62.

---

\*Je tiens à remercier Valérie Mignon pour sa disponibilité et ses remarques.

†EconomiX-CNRS, Université Paris Nanterre, France. Email : benjamin.egron@yahoo.fr

# 1 Introduction

La crise financière et, plus largement, économique survenue fin 2007 - début 2008, a contraint les États européens à intervenir massivement afin de sauver le système financier et contrecarrer le ralentissement économique. Nous avons alors assisté à une forte hausse des dettes souveraines qui ont atteint des niveaux sans précédent depuis la seconde guerre mondiale (voir figure 1).

Si les politiques de relance ont bien eu lieu (voir infra), leurs durées ont été courtes. Pour beaucoup de pays, le niveau de dette publique ainsi que les engagements européens (pour les pays de l'UE) les ont contraint à mener une politique d'austérité budgétaire dans le but d'assainir les finances publiques. Cependant, les résultats de telles politiques apparaissent très contrastés. Pour certains pays (Grèce, Espagne, France, Portugal...) aucune diminution du ratio de dette publique n'a pu être amorcée, pour d'autres (Pays-Bas, Irlande...), les temps de réponse à la politique de consolidation furent parfois longs. Ces observations viennent donc naturellement questionner la validité des politiques de consolidation budgétaire lorsqu'il s'agit de réduire le ratio de dette publique. En partant de ce constat, l'objet de cet article est de déterminer les conditions sous lesquelles les politiques de consolidation budgétaire peuvent conduire à la réduction du ratio de dette publique. Plus généralement, nous nous interrogeons sur la possibilité de prescrire une politique de réduction du ratio de dette qui soit la plus efficace possible étant donné les conditions économiques prévalant lors de sa mise en œuvre.

Cette problématique induit un questionnement sur la composition de l'ajustement budgétaire (réduction des dépenses et/ou hausse des recettes) ainsi que sur les conditions économiques favorisant la capacité de ce dernier à réduire le ratio de dette (conditions monétaires, état des finances publiques, position dans le cycle...). Notons que la question de la composition de l'ajustement fait apparaître une certaine contradiction dans la littérature. En effet, les études analysant directement l'effet des épisodes de consolidation budgétaire sur le ratio de dette publique (Alesina et Perotti (1995, 1996); Von Hagen et Strauch (2001); Von Hagen, Hallet et Strauch (2002); Ardagna (2009); Guichard et al. (2007); Molnar (2012)) sont quasiment unanimes à prescrire un ajustement budgétaire par une baisse des dépenses plutôt que par une hausse des recettes. Dans certains cas des effets anti-keynésiens ont même pu être mis en évidence (Alesina et Ardagna (2009)). À l'inverse, les études s'intéressant à l'évaluation des multiplicateurs (Blanchard et Perotti (2002); Perotti (2004); Biau et Girard (2005); Mountford et Uhlig (2009)) semblent aboutir en général au fait que, à court terme, le multiplicateur de dépenses est positif et plus élevé que le multiplicateur de recettes; le signe de ce dernier n'étant pas toujours bien défini (Boussard et al. (2013)). Cela marque une contradiction avec les articles précédents dans la mesure où une baisse des dépenses devrait davantage impacter à la baisse le PIB et, en conséquence, le ratio de dette à la hausse. De plus, cette perte d'activité économique devrait aussi impacter à la baisse les recettes publiques annulant en partie la baisse du déficit primaire. Dans ce cadre méthodologique, Eyraud et Weber (2013) font le lien entre l'estimation des multiplicateurs et l'impact des politiques de consolidation budgétaire. Ils montrent alors qu'une politique de consolidation budgétaire peut engendrer à court terme une hausse du ratio de dette publique. Cependant, leur modèle ne distingue pas les instruments (recettes/dépenses) puisque les auteurs considèrent directement le surplus primaire. De plus, ils ne tiennent pas compte des conditions économiques et du fait que celles-ci peuvent influencer la valeur des multiplicateurs.

Notre étude prolonge celle de Eyraud et Weber (2013), en tenant compte du fait que les variables intervenant dans la dynamique du ratio de dette n'entretiennent pas les mêmes relations d'interdépendance et d'auto-corrélation selon que l'économie se trouve en phase de récession ou en phase d'expansion. Pour cela, nous recourons à un modèle VAR à changement de régime. De plus, nous effectuons la distinction entre la baisse des dépenses et la hausse des recettes plutôt que de considérer directement la baisse du déficit primaire. Prenant comme cas d'application la France, les principaux résultats que nous mettons en évidence sont : (1) nous observons bien une contracyclicité du multiplicateur de dépenses publiques, ce qui vient confirmer les résultats obtenus par Auerbach et Gorodnichenko (2012) (AG (2012) par la suite) et Batini et al. (2012). (2) Une politique de consolidation peut engendrer à court terme une augmentation du ratio de dette publique. Ce résultat est déjà présent chez Eyraud et Weber (2013), notre principale contribution consiste alors à montrer que (3) ce phénomène est significativement plus fort en phase de récession. (4) De plus, dans le but de réduire le ratio de dette publique, nos résultats suggèrent qu'un renforcement de l'intervention publique en phase de récession, consistant en une augmentation des dépenses et des recettes, est plus efficace à court terme qu'un désengagement de l'État. Au total, il ressort que la réduction des dépenses publiques en phase de récession économique n'est pas une solution efficace à court terme pour réduire le ratio de dette publique.

L'article est organisé comme suit. Dans la section 2 nous présentons un certain nombre de faits stylisés relatif à l'Union Européenne, venant justifier notre problématique ainsi que notre méthodologie. En section 3, nous exposons les principaux résultats théoriques et empiriques issus de la littérature. Les sections 4 et 5 sont consacrées à la présentation de notre méthodologie et de nos données. Les principaux résultats de nos estimations sont reportés en section 6 et nous évaluons leur robustesse en section 7. Enfin, lors de la section 8 propose une discussion des deux approches méthodologiques rencontrées dans la littérature et la section 9 conclut l'article.

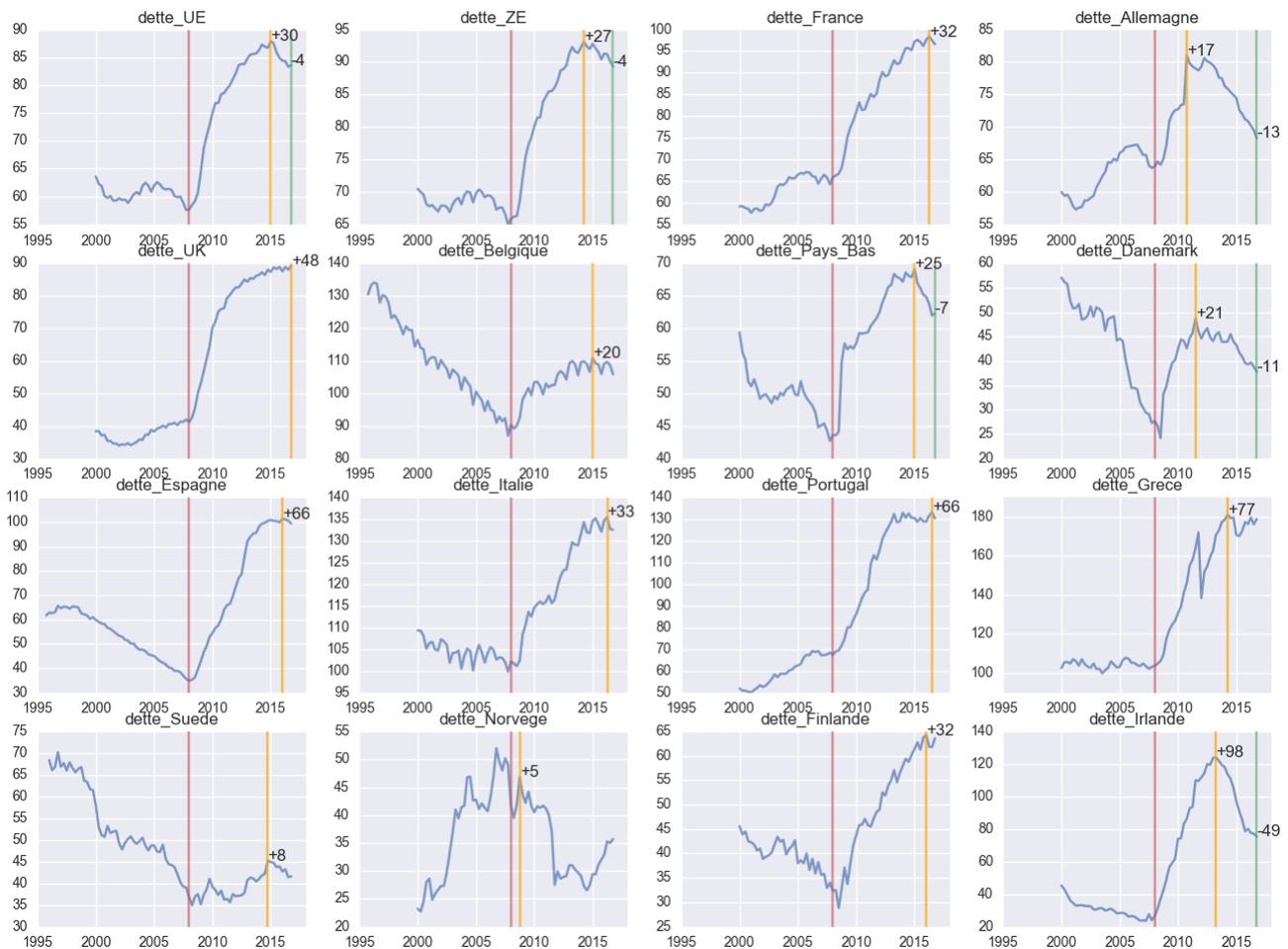
## 2 Faits stylisés

### 2.1 2008-2010 : crise, politique de relance et explosion du ratio de dette

Suite à la crise de 2008 nous observons une très forte hausse du ratio de dette en Europe. En effet, la figure 1 nous indique une augmentation de 30 points en moyenne pour les pays de l'Union Européenne. Pour certains pays, comme l'Espagne, le Portugal, l'Irlande ou la Grèce, l'augmentation est même plus importante. Cette hausse peut avoir de multiples causes : augmentation des dépenses publiques, augmentation de la charge de la dette, baisse des recettes publiques ou bien diminution du taux de croissance du PIB. Bien entendu toutes ces causes peuvent jouer un rôle simultanément tout en entretenant un lien d'interdépendance, dont nous tiendrons compte lors de notre modélisation économétrique. La figure 2 nous indique que la cause principale à l'augmentation du ratio de dette se situe dans le décrochage à la baisse des recettes publiques à partir de 2008 sans que les dépenses publiques soient ajustées à cette nouvelle trajectoire (courbes rouges). Dès lors, l'augmentation du déficit entraîne mécaniquement une hausse du ratio de dette. Le second effet majeur est la chute du taux de croissance du PIB (figure 3), contribuant à affaiblir le dénominateur du ratio de dette. Il est important de noter que pour la plupart des pays (excepté le Royaume-Uni et la Suède) la trajectoire

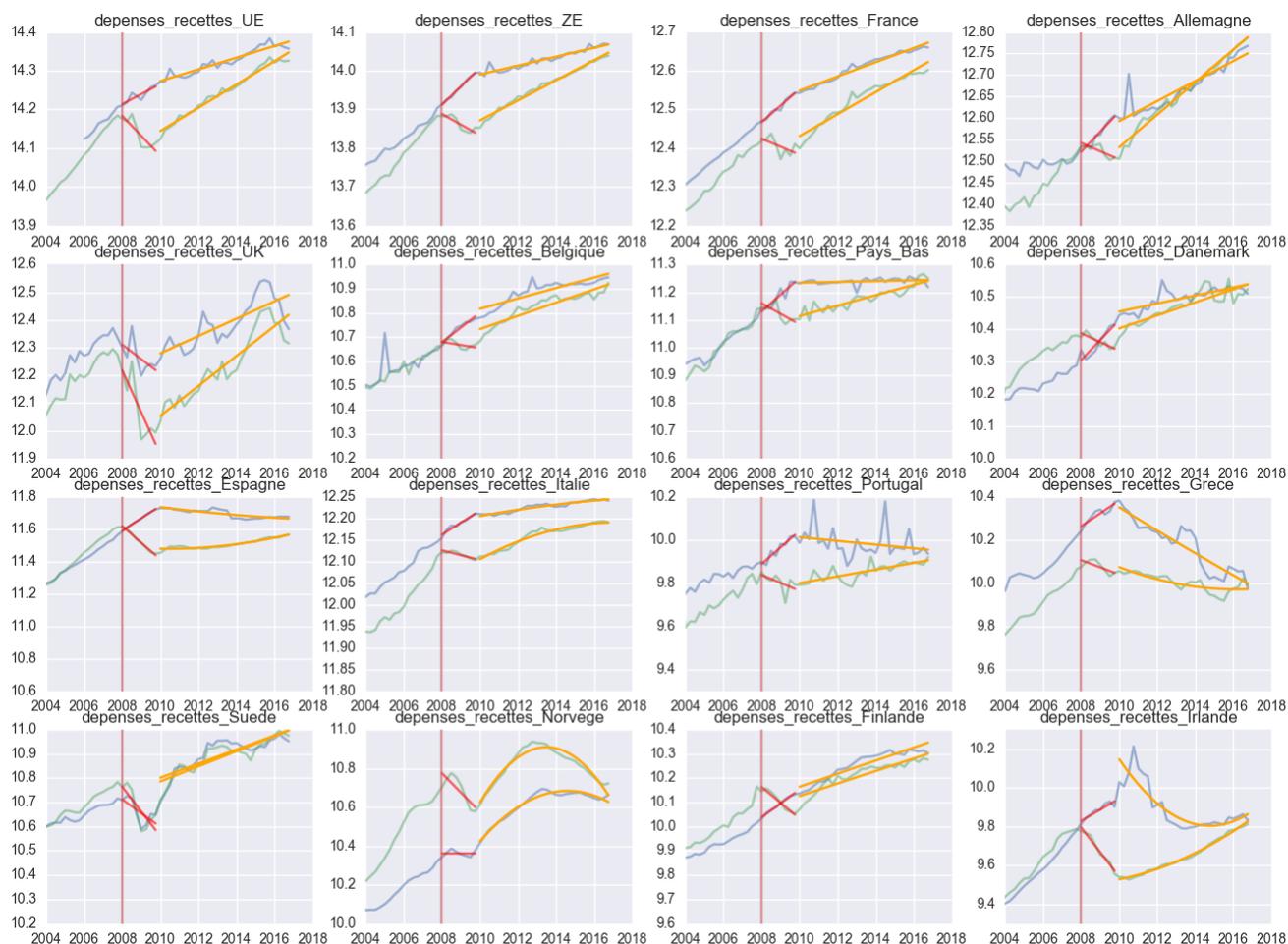
des dépenses publiques conserve, entre 2008 et 2010, sa tendance d'avant crise. Ce fait peut être qualifié de politique de relance dans la mesure où il marque une très nette progression des dépenses publiques en part de PIB. Au total, nous pouvons conclure que la très forte augmentation du ratio de dette publique suite à la crise de 2008 est avant tout l'effet de l'effondrement du taux de croissance du PIB ainsi que des recettes publiques, ces deux phénomènes étant étroitement liés par le fait que les recettes publiques sont fortement indexées sur le PIB. Ainsi, l'explosion de la dette publique relève davantage d'un problème de perte d'activité économique que d'un problème de dépenses publiques non contrôlées.

FIGURE 1 – Ratio de dette publique pour différents pays de l'UE



*La droite rouge marque la crise économique (2008), la droite orange indique le niveau le plus élevé atteint par le ratio dette publique sur la période suivant la crise. Il est également précisé l'écart en points de pourcentage entre le ratio de dette en 2008 et le moment où il est le plus élevé. Pour certains pays la droite verte indique qu'ils ont réussi à amorcer une réduction du ratio de dette publique, on note alors le montant de cette réduction entre le moment où le ratio de dette était le plus élevé et le ratio de dette au quatrième trimestre 2016. Source des données : Eurostat.*

FIGURE 2 – Dépenses et recettes publiques en logarithme pour différents pays de l’UE

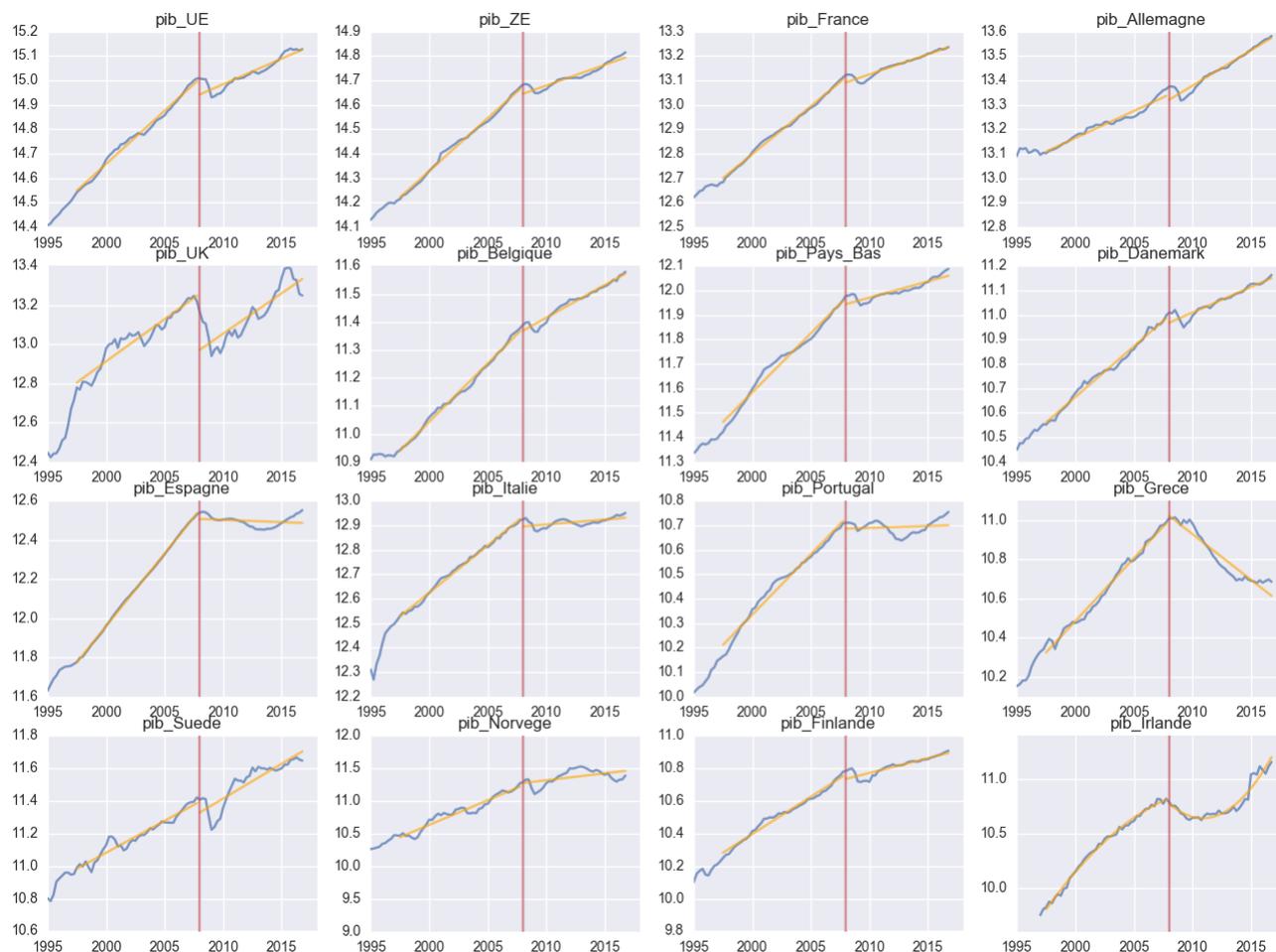


Les dépenses sont en bleu alors que les recettes sont en vert, la droite verticale rouge marque la crise économique (2008). Les droites rouges et oranges permettent d’apprécier la tendance des deux trajectoires sur la période 2008-2010 puis sur la période 2010-2017. Plus les droites oranges tendent à se rapprocher et plus cela marque la mise en place d’une politique de contraction budgétaire (baisse des dépenses et/ou hausse des recettes). Source des données : Eurostat.

## 2.2 2010-2016 : Consolidation budgétaire, des résultats très contrastés

À partir de 2010, une politique de consolidation budgétaire - consistant à réduire l’écart entre les dépenses et les recettes publiques - est amorcée dans la plupart des pays de l’UE. Sur la figure 1, nous avons reporté les tendances (courbes oranges) de ces deux variables sur l’intervalle 2010-2016, il est alors très clair que les dépenses et les recettes entament une convergence à partir de 2010. Le mode de convergence diffère entre les pays : pour certains (Allemagne, France, Belgique) cela passe davantage

FIGURE 3 – PIB en logarithme pour différents pays de l'UE



*La droite rouge marque la crise économique (2008), les droites oranges indiquent la tendance du PIB avant et après la crise économique. Source des données : Eurostat.*

par une augmentation de la croissance des recettes, pour d'autres (Grèce, Portugal, Espagne) par un ralentissement de la croissance des dépenses.

Du constat précédent, nous en déduisons que, pour la majorité des pays, nous devrions assister à une baisse du ratio de dette publique ou du moins à un ralentissement de sa croissance à partir de 2010. Cependant, la figure 2 nous montre que les résultats sont beaucoup plus contrastés. Nous observons effectivement une baisse du ratio de dette pour certains pays comme l'Allemagne (-13 pts entre 2011 et 2017), l'Irlande (-49 pts entre 2013 et 2017), le Danemark (-11 pts entre 2011 et 2017) et les Pays-Bas (-7 pts entre 2015 et 2017). Pour l'ensemble de l'UE, il ressort également une baisse du ratio de dette mais celle-ci est beaucoup plus faible (-4 pts entre 2015 et 2017) et n'a lieu que 5 ans après le début

de la politique de consolidation. Pour d'autres pays, les résultats sont moins probants. En effet, nous n'observons pas de diminution significative, mais une augmentation continue du ratio de dette sur la période 2010-2015 avant de se stabiliser. Enfin, pour quelques pays, le constat est plus problématique. En effet, pour l'Espagne, l'Italie, le Portugal et la Grèce (et dans une moindre mesure la France) nous observons une constance dans l'augmentation du ratio de dette entre 2010 et 2015, alors même que les politiques de consolidation sont à l'œuvre. L'explication à ce phénomène est relativement simple puisque ce sont ces mêmes pays dont le taux de croissance du PIB a subi la plus forte baisse suite à la crise de 2008. Ainsi, malgré le creusement du déficit impactant négativement le numérateur du ratio de dette, ce dernier continue d'augmenter à la même vitesse compte tenu de la diminution du dénominateur.

Bien sûr, il existe une interdépendance forte entre les recettes, les dépenses et le PIB. Il est évident que les choix effectués en matière de politique budgétaire (trajectoires des recettes et des dépenses) influencent la trajectoire du PIB qui, elle-même, vient impacter les recettes et dépenses. Compte tenu de ce phénomène, il est opportun de remarquer que les pays échouant à ralentir la progression du ratio de dette sont les seuls pays à avoir effectué un ajustement du déficit via une baisse des dépenses publiques en niveau. De plus, ils présentent un niveau de recettes publiques en très faible augmentation, voire en diminution pour la Grèce. Le mécanisme théorique suggéré par ces faits stylisés est relativement simple. La baisse des dépenses publiques (réduction du déficit) provoque un ralentissement économique et contribue à la baisse du PIB (baisse du dénominateur du ratio de dette), cette dernière impacte négativement les recettes publiques ce qui vient annuler, au moins en partie, la réduction du déficit amorcée par la diminution des dépenses publiques<sup>1</sup>. Ainsi, l'effet final sur le ratio de dette devient ambigu. Il dépend de la sensibilité du PIB aux variations des dépenses publiques (multiplicateur de dépenses) et de la sensibilité des recettes aux variations du PIB.

Bien que les faits stylisés suggèrent un tel mécanisme, une validation statistique est nécessaire afin d'évaluer si les multiplicateurs sont suffisamment élevés pour engendrer une hausse du ratio de dette à la suite d'une baisse des dépenses.

### 3 Revue de la littérature

Lorsque l'on étudie la capacité des politiques de consolidation budgétaire à réduire le ratio de dette, deux questions se posent naturellement : (1) par quels moyens doit-on opérer la consolidation budgétaire ? (2) et dans quelles conditions économiques ? Plusieurs pans de la littérature peuvent être mobilisés pour répondre à ces deux questions. L'étude des multiplicateurs (de dépenses et de recettes) apparaît comme essentielle dans la mesure où l'efficacité d'une politique de consolidation tient à sa capacité à ne pas trop impacter l'activité économique. Plus généralement, le relevé historique des épisodes de consolidation budgétaire et l'étude économétrique de leurs effets sur le ratio de dette publique constituent une littérature en relation directe avec notre problématique. Revenons sur ces deux littératures.

---

1. Une présentation plus formelle d'un tel mécanisme est effectuée dans Denes, Eggertsson et Gilbukh (2013) à travers un modèle DSGE

## 3.1 L'étude des multiplicateurs

### 3.1.1 Les multiplicateurs : résultats théoriques

Le cadre théorique de la macroéconomie keynésienne traditionnelle offre des conclusions relativement claires à propos des multiplicateurs. Une réduction des dépenses et/ou une hausse des recettes de l'Etat entraînent une réduction du PIB à court terme par une baisse de la demande globale. La taille des multiplicateurs dépend toutefois des conditions économiques, en particulier l'existence de capacités de production non utilisées, le degré d'ouverture de l'économie, le régime de change ou encore le degré de flexibilité des prix. Au travers des modèles DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium), une nouvelle littérature macroéconomique théorique s'est développée dans l'analyse des multiplicateurs. Dans ce cadre, il est important de distinguer les effets de demande des effets d'offre. Baxter et King (1993), à travers un modèle de type RBC (Real Business Cycle), montrent qu'un multiplicateur supérieur à l'unité peut être associé à une relance budgétaire permanente. Cependant, ce multiplicateur élevé n'est permis que par le fait que la production incorpore un capital public dont l'investissement public permet l'augmentation, ce qui correspond à un pur effet d'offre. Le capital étant plus important, par l'apport de capital public, la production augmente en conséquence. Ce mécanisme ne peut toutefois prendre place qu'à moyen/long terme. Ce qui nous intéresse davantage est la mise en évidence d'un effet demande, c'est à dire que l'accroissement de la demande globale par la consommation et/ou l'investissement public entraîne une augmentation de l'activité à court terme. Nous allons donc nous concentrer sur les travaux traitant de la capacité des relances budgétaires à stimuler l'activité économique à travers le canal de la demande. Dans ce cadre Woodford (2011) constitue une bonne exposition concernant les différents mécanismes théoriques intervenant dans la détermination de la valeur des multiplicateurs. En particulier, l'analyse néoclassique traditionnelle réalisée à partir de modèles RBC peut difficilement faire apparaître des multiplicateurs proches de l'unité. Le mécanisme associé à ce résultat est simple dans la mesure où une relance budgétaire se traduira immédiatement par un appauvrissement des ménages qui réduiront leur consommation en conséquence venant annuler en partie la relance de la demande globale<sup>2</sup>. Ce mécanisme fonctionne même si les dépenses publiques sont financées par endettement dans la mesure où l'équivalence ricardienne assure l'indifférence entre le financement par taxe et par endettement. De plus, l'accroissement de la demande globale est absorbé en partie par une augmentation des prix et pas seulement par une augmentation des quantités. Woodford (2011) montre aussi que l'introduction de la concurrence monopolistique ne permet pas de modifier ce résultat.

L'émergence de l'école des Nouveaux Keynésiens a permis de relancer l'intérêt sur les effets de la politique budgétaire et la valeurs des multiplicateurs. En effet, l'abandon de l'hypothèse de parfaite flexibilité des prix impose aux entreprises de répondre à une hausse de la demande par une hausse des quantités, ce qui permet d'accroître le multiplicateur. Dès lors, les effets de la politique budgétaire sont directement influencés par la politique monétaire et la règle de fixation du taux d'intérêt (Davig et Leeper (2011); Christiano et al. (2011); Eggertsson (2006)). Eggertsson (2011) montre qu'en présence de taux d'intérêt nominaux proche de zéro le multiplicateur de dépense est multiplié par 5 et le multiplicateur de recette devient positif alors que ce dernier est négatif en temps normal. Enfin, l'incorporation de contraintes financières pesant sur les agents économiques (Gali et al. (2007)) permet également d'augmenter la valeur du multiplicateur de dépenses dans la mesure où cela implique

---

2. Voir notamment Woodford(2011)

une forte dépendance entre la consommation des agents à l'instant  $t$  et leur revenu à la même date, évitant ainsi que les dépenses de l'État viennent se substituer aux dépenses des ménages. Au total, ces modèles ont mis en avant qu'en période de forte récession, combinant des taux d'intérêt plancher et d'importantes frictions financières sur les agents, les multiplicateurs pouvaient largement dépasser l'unité.

Toujours d'un point de vue théorique, Denes, Eggertsson et Gilbukh (2012) et Bi, Leeper et Leith (2013) s'intéressent plus particulièrement à la capacité des politiques de consolidation à réduire le ratio de dette publique. Denes, Eggertsson et Gilbukh (2012) montrent que les effets que peuvent produire une réduction des dépenses publiques et/ou une augmentation des recettes publiques sur le déficit public dépendent fortement des conditions économiques. En particulier, les auteurs montrent que les politiques d'austérité sont moins efficaces lorsque les taux d'intérêt nominaux sont proches de zéro. Dans ces circonstances l'économie est entièrement déterminée par le côté de la demande, c'est à dire que la quantité produite est totalement déterminée par la volonté d'achat des agents et non par la volonté de production. Des politiques d'austérité peuvent dès lors conduire à une hausse du déficit public du fait de la trop grande détérioration de la demande globale. Les auteurs soulignent alors l'importance de stimuler la demande globale à court terme par de la dépense publique. Bi, Leeper et Leith (2013) s'intéressent plus précisément à la capacité des épisodes de consolidation à être expansionnistes et donc à réduire le ratio de dette. Ils concluent que la configuration requise afin d'observer un tel résultat est restrictive, de sorte qu'actuellement, il est peu vraisemblable que des politiques d'austérité puissent engendrer des épisodes d'expansions.

### 3.1.2 Les multiplicateurs : résultats empiriques

Depuis l'article de Blanchard et Perotti (2002), une importante littérature empirique s'est développée autour de l'évaluation des multiplicateurs à partir de modèles VAR, en distinguant à la fois l'instrument (les multiplicateurs de dépenses publiques, les multiplicateurs de recettes publiques) et l'horizon temporel (les multiplicateurs de court terme, les multiplicateurs de long terme). Les deux tableaux (figures 4 et 5) repris de l'article de Boussard et al. (2013) résument les différents travaux effectués et les valeurs obtenus pour les multiplicateurs.

Les modèles retenus dans ces travaux intègrent principalement comme variables endogènes le PIB, les dépenses de l'État et les revenus de l'État. Les résultats obtenus sont assez disparates et dépendent en particulier du pays étudié et de la période choisie. Si certains auteurs parviennent à mettre en évidence des multiplicateurs de dépenses supérieurs à l'unité (Biau et Girard (2005), Giordano et al. (2007), De Castro et Hernandez de Cos (2008)), pour la plupart des études ce sont des multiplicateurs compris entre zéro et un qui ressortent. Le multiplicateur de recettes semble être moins important que le multiplicateurs de dépenses et, contrairement à ce dernier, son signe n'est pas bien défini à travers les différentes études menées. Notons que l'article de Favero et Giavazzi (2007) a comme particularité d'incorporer le ratio de dette publique comme variable exogène, avec comme justification le fait que l'État fixe la trajectoire de ses recettes et de ses dépenses aussi en fonction de la soutenabilité de sa dette. Cependant, la limite de ces travaux est qu'ils ne tiennent pas compte des changements dans les conditions économiques. Ainsi, les multiplicateurs obtenus ne sont que des multiplicateurs "moyens" sur la période étudiée, ce qui est restrictif puisqu'il semblerait que la taille des multiplicateurs puisse varier fortement dans le temps.

FIGURE 4 – Multiplicateur de dépenses

Studies	Sample	Short-term multiplier[1]	Medium-term Multiplier [2]	Identification strategy[3]
Blanchard and Perotti (2002)	US (1947:1-1997:4)	0.5	0.5[4]	Decision lags in policy making and imposition of contemporaneous GDP elasticities
Perotti (2004)	US (1960:1-1979:4)	1.29	1.4	Blanchard-Perotti
	US (1980:1-2001:4)	0.36	0.28	
Gali et al. (2007)	US (1954:1-2003:4)	0.7	1.74	Cholesky decomposition
Ramey (2011)	US (1939:1-2008:4)	0.6 to 1.2	No estimate	Narrative approach
Mountford and Uhlig (2009)	US (1955:1-2000:4)	0.65 <sup>[5]</sup> , 0.46; 0.28 <sup>[6]</sup>	-0.22	Sign restrictions on impulse responses
Fatas and Mihov (2001)	US (1960:1 - 1996:4)	Similar to Gali et al. (2007)	Similar to Gali et al.(2007)	Cholesky decomposition
Perotti (2004)	Germany (1960:1-1974:4)	0.36	0.28	Blanchard-Perotti
	Germany (1975:1-1989:4)			
Heppke - Falk et al. (2006)	Germany (1974:1-2004:4)	0.62	1.27	Blanchard-Perotti
Baum and Koester (2011)	Germany (1976:1-2009:4)	0.7	0.69	Blanchard-Perotti and Threshold VAR
Benassy-Quere and Cinadomo (2006)	Germany (1971:1-2004:4)	0.23	-0.23	FVAR and Blanchard-Perotti
Biau and Girard (2005)	France (1978:1-2003:4)	1.9	1.5	Blanchard-Perotti
Giordano et al. (2007)	Italy (1982:1-2004:4)	1.2	1.7	Blanchard-Perotti
De Castro (2006)	Spain (1980:1-2001:2)	1.14-1.54	0.58-1.04	Cholesky decomposition
De Castro and Hernández de Cos (2008)	Spain (1980:1-2004:4)	1.3	1	Blanchard-Perotti
De Castro and Fernández (2011)	Spain (1981:1-2008:4)	0.94	0.55	Blanchard-Perotti
IMF (2005)	Portugal (1995:3-2004:4)	1.32	1.07	Blanchard-Perotti
Perotti (2004)	UK (1963:1-1979:4)	0.48	0.27	Blanchard-Perotti
	UK (1980:1-2001:2)	-0.27	-0.6	
Benassy-Quere and Cinadomo (2006)	UK (1971:1-2004:4)	0.12	-0.3	FVAR and Blanchard-Perotti
Buriel et al. (2010)	Euro Area (1981:1-2007:4)	0.87	0.85	Blanchard-Perotti

Source : *Boussard et al. (2013)*

Dans cette optique, plusieurs études ont cherché à incorporer le cycle économique comme l'un des déterminants des multiplicateurs. L'approche méthodologique adoptée est celle des modèles VAR à changement de régime. La variable de transition devant dissocier le régime d'expansion du régime de récession, une moyenne mobile du taux de croissance du PIB est généralement choisie. Cette approche a l'avantage de conserver dans une certaine mesure la méthodologie des modèles VAR (interne à chacun des régimes) et donc de se placer dans la continuité des anciens travaux et de faciliter ainsi la comparaison des résultats. Il s'agit donc davantage d'une généralisation de la méthode d'estimation des multiplicateurs que d'un changement de paradigme.

L'article de référence initiant cette approche est celui de AG (2012), les auteurs y estiment les multiplicateurs sur données américaines (composées du PIB, des dépenses et des recettes de l'État) à partir d'un modèle à changement de régime de type STVAR (Smooth Transition Vector Autoregressive). Alors que le modèle linéaire prédit un multiplicateur de dépenses ne dépassant pas 0,9, le modèle STVAR donne un multiplicateur de dépenses de 0,5 en phase d'expansion et supérieur à 2 en phase de récession. Les auteurs parviennent donc très clairement à mettre en évidence une contracyclicité

FIGURE 5 – Multiplicateur de recettes

Studies	Sample	Short-term multiplier	Medium-term multiplier	Identification strategy
Blanchard and Perotti (2002)	US (1947:1-1997:4)	Within range -0.7 and -1.3	Within range -0.4 and -1.3	Decision lags in policy making and imposition of contemporaneous GDP elasticities
Perotti (2004)	US (1960:1-1979:4)	-1.41	-23.87	Blanchard-Perotti
	US (1980:1-2001:4)	0.7	1.55	
Favero and Ciavazzi (2007)	US (1980:1-2006:4)	0.29	0.65	Narrative approach
Mountford and Uhlig (2009)	US (1955:1-2000:4)	-0.16	-2.35	Sign restrictions on impulse responses
Romer and Romer (2010)	US (1945:1-2007:4)		-3	Narrative approach
Perotti (2004)	Germany (1960:1-1974:4)	0.29	-0.05	Blanchard-Perotti
	Germany (1975:1-1989:4)	-0.04	0.59	
Baum and Koester (2011)	Germany (1976:1-2009:4)	-0.66	-0.53	Blanchard-Perotti and TVAR
Benassy-Quere and Cinadomo (2006)	Germany (1971:1-2004:4)	-1.17	-1.08	FVAR and Blanchard-Perotti
Biau and Girard (2005)	France (1978:1-2003:4)	-0.5	-0.8	Blanchard-Perotti
Giordano et al. (2007)	Italy (1982:1-2004:4)	0.16		Blanchard-Perotti
De Castro (2006)	Spain (1980:1-2001:2)	0.05	0.39	Cholesky decomposition
Afonso and Sousa (2009)	Portugal (1979:1-2007:4)	+	+	Blanchard-Perotti
Perotti (2004)	UK (1963:1-1979:4)	-0.23	-0.21	Blanchard-Perotti
	UK (1980:1-2001:2)	0.43	0.7	
Benassy-Quere and Cinadomo (2006)	UK (1971:1-2004:4)	-0.23	-0.07	FVAR and Blanchard-Perotti
Cloyne (2011)	UK (1945-2010)	Between -0.5 and -1.0	-2.5	Narrative approach
Buriel et al. (2010)	Euro Area (1981-2007)	-0.63	-0.49	Blanchard-Perotti

Source : *Boussard et al. (2013)*

du multiplicateur de dépenses. Par la suite, plusieurs articles sont venus confirmer ce résultat. En utilisant une méthodologie quelque peu différente<sup>3</sup> de AG (2012), Caggiano et al. (2014) aboutissent à des résultats plus contrastés dans la mesure où la contracyclicité des multiplicateurs n'est obtenue que pour des "événements rares", c'est à dire des récessions ou des expansions dépassant les deux écarts types. Enfin, Batini et al. (2012) reproduisent une étude relativement proche<sup>4</sup> de AG (2012) mais sur un échantillon plus large de pays (USA, France, Japon, Italie, Zone Euro). Leurs estimations mettent aussi en évidence une contracyclicité du multiplicateur de dépenses, les résultats associés à la France étant les suivants : un multiplicateur instantané de 1,39 en phase d'expansion et de 2,62 en phase de récession. Cependant, à long terme (multiplicateurs cumulés) la différence s'estompe, après 8 trimestres le multiplicateur est de 1,88 en expansion contre 1,79 en récession. Bien que l'article de Batini et al. (2012) concerne davantage l'évaluation des multiplicateurs en tenant compte du cycle économique, les auteurs analysent les conséquences de leurs résultats sur la dynamique du ratio de dette. Pour cela, ils font appel à un modèle théorique qu'ils associent avec les estimations issues de leur modèle TVAR. Ils montrent alors que plus la politique de consolidation est brutale et moins elle sera efficace afin de réduire le ratio de dette. Au contraire, les auteurs préconisent des politiques de consolidation lissées

3. Les auteurs procèdent au calcul de GIRF (fonctions d'impulsion/réponse généralisées) et incluent dans leur spécification les anticipations sur les dépenses publiques.

4. Les auteurs estiment un modèle TVAR et calculent les GIRF.

dans le temps et passant davantage par une hausse des recettes que par une baisse des dépenses.

Dans les différents articles cités précédemment, l'objet principal reste l'évaluation des multiplicateurs et le lien avec le ratio de dette publique n'est pas incorporé de manière à pouvoir évaluer l'impact des politiques budgétaires sur le ratio de dette publique. Favero et Giavazzi (2007) font exception puisque les auteurs introduisent une spécification économétrique couplant un modèle VAR avec l'équation comptable régissant la dynamique du ratio de dette ; ce faisant leur modèle permet le calcul de fonctions de réponse impulsionnelles (IRF) sur le ratio de dette à partir d'un choc de politique budgétaire. Cependant, les auteurs ne mènent pas cette étude, leur objectif premier étant de montrer l'importance de la prise en compte de la contrainte budgétaire de l'État dans l'estimation des multiplicateurs. Par contre, plusieurs études menées par le FMI (Cherif et Hasanov (2010, 2012), Eyraud et Weber (2013)) reprennent la spécification introduite par Favero et Giavazzi (2007) avec pour finalité d'évaluer l'effet d'une politique de consolidation budgétaire sur le ratio de dette publique. Cherif et Hasanov (2010, 2012) concluent qu'une baisse du déficit primaire permet de faire diminuer le ratio dette mais cet effet n'est pas robuste aux différentes spécifications testées dans l'article. De même, ils concluent que l'inflation n'est pas un moyen efficace pour réduire le ratio de dette, alors que le PIB semble être le déterminant principal de la dynamique du ratio de dette. Eyraud et Weber (2013) étendent l'étude de Cherif et Hasanov (2010, 2012) au cas du Japon et en la complétant par des simulations réalisées à partir de l'équation comptable régissant la dynamique du ratio de dette. Les auteurs montrent qu'une politique de consolidation est d'autant plus susceptible d'engendrer une hausse du ratio de dette que celui-ci est initialement élevé et que le multiplicateur est important. Cet effet contre-intuitif peut être obtenu pour des valeurs tout à fait réalistes, à savoir un ratio de dette à 60% et un multiplicateur fixé à l'unité. Ce résultat est corroboré par une analyse empirique sur le cas du Japon (qui présente un fort niveau d'endettement et qui est supposé avoir un multiplicateur élevé). En reprenant une méthodologie très proche de celle de Cherif et Hasanov (2010, 2012), ils montrent qu'une réduction du déficit primaire entraîne une baisse du PIB, de l'inflation et une augmentation du ratio de dette.

### 3.2 L'étude des épisodes de consolidation

Parallèlement à l'étude des multiplicateurs, une littérature plus spécifique, initiée en particulier par Alesina et Perotti (1995), s'est développée sur l'analyse des épisodes de consolidation. Cette littérature s'intéresse aux déterminants du déclenchement et du succès des épisodes de consolidation budgétaire, le succès d'un épisode de consolidation budgétaire étant entendu comme le fait d'avoir abouti à une stabilisation/diminution du ratio de dette publique. La méthodologie principalement employée consiste dans une première étape à retravailler les données : les épisodes de consolidation budgétaire sont identifiés en appliquant un seuil à la baisse sur le déficit primaire ajusté du cycle, le succès de l'épisode de consolidation est codé avec une variable binaire selon que le ratio de dette a opéré une diminution dans les années (1, 2 ou 3 généralement) suivant l'épisode de consolidation. Dans un second temps, un modèle probit/logit est estimé afin de déterminer quelles sont les variables impactant significativement le succès d'un épisode de consolidation.

Le premier résultat notable se trouve dans Alesina et Perotti (1995) qui montrent, par une analyse essentiellement descriptive, que la composition de l'ajustement budgétaire importe dans le succès de ce dernier. Autrement dit, la baisse des dépenses et la hausse des recettes ne sont pas deux stratégies

équivalentes lorsque l'on souhaite améliorer l'équilibre budgétaire. Plus précisément, les ajustements budgétaires basés sur des baisses de dépenses (en particulier les transferts et la masse salariale publique) conduisent à des améliorations de l'équilibre budgétaire durables contrairement aux ajustements budgétaires basés sur des hausses de recettes. Ce résultat semble très bien établi puisqu'il est confirmé par plusieurs études ultérieures, notamment Von Hagen et Strauch (2001), Von Hagen, Hallet et Strauch (2002), Ardagna (2009), Guichard et al. (2007), Alesina et Ardagna (2009) et Molnar (2012). Ce résultat est important car il rentre, a priori, en contradiction avec les études menées sur l'évaluation des multiplicateurs. En effet, dans la mesure où le multiplicateur de dépenses est en général plus élevé que celui des recettes, la baisse des dépenses devrait davantage impacter le PIB que la hausse des recettes. Il est important de souligner que les articles précédemment cités montrent que les ajustements budgétaires ayant permis une réduction du ratio de dette sont en général associés à une baisse des dépenses, mais cela ne permet pas de conclure quant au lien de causalité entre ces deux variables. Au delà de la composition de l'ajustement budgétaire, des conditions économiques favorisant le déclenchement et le succès des épisodes de consolidation ont été mis en évidence. Alesina et Perotti (1995) et Molnar (2012) montrent que le taux de croissance du PIB favorise le succès des épisodes de consolidation, alors que Von Hagen et Strauch (2001) montrent que les phases d'expansion du cycle économique favorisent le déclenchement des épisodes de consolidation mais impactent négativement leurs probabilités de succès. Guichard et al. (2007) indiquent qu'un haut niveau de déficit favorise le déclenchement d'un épisode de consolidation. Dans le même ordre d'idées, Von Hagen et Strauch (2001) trouvent un lien positif entre le niveau du ratio de dette et la probabilité de déclenchement d'un épisode de consolidation. Plus étonnant, ils obtiennent également un lien positif entre le niveau du ratio de dette et la probabilité de succès de l'épisode de consolidation. Cela est surprenant car dès lors que l'on fait l'hypothèse qu'un épisode d'ajustement budgétaire est récessionniste et déflationniste, l'augmentation du service de la dette induite par une baisse de la croissance et de l'inflation sera d'autant plus forte que le ratio de dette est élevé. Ce faisant, la réduction du ratio de dette est plus difficile. Les conditions monétaires semblent également jouer un rôle, une politique monétaire accommodante et des taux d'intérêt à la baisse semble favoriser le déclenchement et l'efficacité des politiques de consolidation (Alesina et Perotti (1996) ; Von Hagen et Strauch (2001) ; Ahrend, Catta et Price (2006) et Molnar (2012)). Ce résultat s'explique aisément dans la mesure où la baisse des taux d'intérêt réduit le service de la dette et favorise l'inflation engendrant un effet de seignuriage.

## 4 Méthodologie

### 4.1 L'équation comptable de la dette

Afin de mieux appréhender la dynamique du ratio de dette et d'illustrer formellement notre stratégie économétrique, nous présentons dans un premier temps la dynamique comptable du ratio de dette formalisée comme une équation aux différences d'ordre 1.

Le stock de dette publique obéit à une équation aux différences relativement complexe puisqu'à chaque instant  $t$  la variation du stock de dette s'égalise au montant que l'État doit rembourser dû aux différentes dettes contractées aux périodes précédentes et arrivant à échéance en  $t$  auxquelles s'ajoute le déficit primaire. Nous avons donc l'équation suivante :

$$\Delta B_t = \sum_{\tau=-\infty}^t r_{\tau,t} D_{\tau,t} + P_t G_t - P_t S_t$$

Où  $B_t$  est le stock de dette,  $D_{\tau,t}$  est le montant de dette contracté à la période  $\tau$  et arrivant à échéance en  $t$ ,  $r_{\tau,t}$  le taux d'intérêt payé lors de la contraction du montant de dette et pour une échéance donnée,  $G_t$  les dépenses publiques en volume,  $S_t$  les recettes publiques en volume et  $P_t$  le niveau général des prix. De plus, nous avons l'égalité  $B_{t-1} = \sum_{\tau < t, s \geq t} D_{\tau,s}$ , c'est à dire que le stock de dette en  $t-1$  est égal à la somme de tous les montants de dette contractés précédemment et non remboursés. Il est ainsi possible de se ramener à une dynamique d'ordre 1 en redéfinissant le taux d'intérêt afin que l'égalité comptable suivante soit respectée :

$$\Delta B_t = r_t B_{t-1} + P_t G_t - P_t S_t$$

Où  $r_t = \frac{\sum_{\tau < t, s \geq t} r_{\tau,s} D_{\tau,s}}{\sum_{\tau=-\infty}^t D_{\tau,t}}$  est le taux d'intérêt apparent sur la dette, c'est à dire le montant d'intérêts payé à l'instant  $t$  divisé par le stock de dette au même instant.

Nous nous intéressons, dans le cadre de cet article, au ratio de dette défini de la manière suivante :  $b_t = B_t/P_t Y_t$ , où  $Y_t$  le PIB en volume. On en déduit que :

$$\Delta b_t = \left[ \frac{1 + r_t}{(1 + \pi_t)(1 + \gamma_t)} - 1 \right] b_{t-1} + \frac{G_t - S_t}{Y_t} \quad (1)$$

Avec  $\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$  et  $\gamma_t = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$ . A partir de cette équation comptable il est aisé d'analyser les effets des différents instruments de politique publique :

1. Une hausse du niveau de dépenses publiques ou une baisse des recettes publiques aura pour effet d'augmenter le déficit primaire et donc la variation du ratio de dette.
2. Une hausse du niveau général des prix aura pour conséquence une augmentation de l'inflation et donc une baisse de la variation du ratio de dette.

Cependant, cette analyse "simpliste" ne tient pas compte des effets d'interaction entre les différentes variables intervenant dans la dynamique du ratio de dette. Comme nous l'avons précédemment expliqué, nous devons nous attendre à ce qu'une modification du niveau de dépenses publiques entraîne une variation du PIB conduisant, à son tour, à une variation des recettes. Dès lors, les effets sont ambigus et il est nécessaire de modéliser explicitement les différentes interactions. De plus, le raisonnement effectué pour les dépenses reste valable pour les autres déterminants de la dynamique du ratio de dette. Ainsi, l'étude de la dynamique des dépenses, des recettes, du PIB et du niveau général des prix doit être menée conjointement en tenant compte des effets d'interdépendance contemporaine et inter-temporelle. C'est à ce stade que la modélisation VAR intervient en posant simplement

$$X_t = f(X_{t-1}, \dots, X_{t-p}) + u_t$$

Avec  $X_t = (g_t, s_t, y_t, p_t)'$  et  $u_t$  le terme d'erreur<sup>5</sup>. Une fois la fonction  $f$  définie et estimée, nous serons en mesure de déterminer l'effet d'une variation d'une variable sur l'ensemble des variables puis d'analyser l'effet total (effet comptable plus effets indirects) sur le ratio de dette via l'équation (1).

---

5. Les variables notées en minuscules correspondent au logarithme des variables en niveau notées en majuscules.

## 4.2 Le modèle TVAR

Nous avons vu précédemment que l'effet d'une variation des dépenses publiques sur la trajectoire du ratio de dette dépend fortement de la valeur des multiplicateurs budgétaires. Or, la littérature économique a récemment mis en évidence une cyclicité de ces multiplicateurs (AG (2012) et Batini, Calegari et Melina (2013)). Il est important de tenir compte de cette cyclicité car l'une des différences importantes observées entre les pays d'Europe est le fait que certains pays comme l'Allemagne ont pu réaliser des politiques de consolidation budgétaire tout en maintenant un taux de croissance élevé alors que d'autres pays comme l'Espagne, la Grèce ou le Portugal ont réalisé des politiques de consolidation en présence de taux de croissance très faibles, voire négatifs.

Ce besoin d'incorporer une cyclicité dans l'interdépendance de nos variables expliquées nécessite l'abandon de l'hypothèse de linéarité, du moins en partie. En effet, en ayant recours aux modèles à seuil de type TVAR (Threshold VAR) nous pouvons conserver la linéarité interne à chacun des régimes, cependant une fonction indicatrice permet de piloter le passage entre les régimes en fonction d'une variable de transition. En choisissant comme variable de transition le taux de croissance du PIB (en moyenne mobile sur les trimestres précédents) retardé nous définissons deux régimes : expansion et récession. Le modèle se présente sous la forme suivante<sup>6</sup> :

$$X_t = \sum_{i=1}^p [(1 - \mathbb{I}(z_t, c))A_i^1 + \mathbb{I}(z_t, c)A_i^2]X_{t-i} + [(1 - \mathbb{I}(z_t, c))\phi^1 + \mathbb{I}(z_t, c)\phi^2]d_t + u_t$$

Avec  $X_t$  le vecteur des variables endogènes,  $d_t$  le vecteur des variables exogènes comprenant la constante, une tendance linéaire, une tendance quadratique et le ratio de dette publique,  $A_i^j$  la matrice contenant les coefficients associés au retard  $i$  et au régime  $j$ ,  $\phi^j$  la matrice de coefficients associée aux variables exogènes pour le régime  $j$ . Enfin  $\mathbb{I}(z_t, c)$  est la fonction indicatrice valant 0 lorsque  $z_t > c$  et 1 lorsque  $z_t < c$ ,  $c$  étant le seuil délimitant les phases d'expansion et de récession. Le terme d'erreur  $u_t$  est un vecteur aléatoire gaussien de moyenne nulle mais dont la matrice de covariance dépend du régime dans lequel le modèle se trouve :  $\text{Var}[u_t] = (1 - \mathbb{I}(z_t, c))\Omega^1 + \mathbb{I}(z_t, c)\Omega^2$ , où  $\Omega^j$  correspond à la matrice de covariance dans le régime  $j$ . Cette spécification est nécessaire dans la mesure où elle nous permet d'obtenir des fonctions d'impulsions/réponses contemporaines différentes selon le régime considéré. Concernant la variable de transition, notée  $z_t$ , nous suivons le choix de AG (2012) en prenant la moyenne du taux de croissance du PIB<sup>7</sup>. Enfin, l'incorporation du ratio de dette publique en tant que variable exogène se justifie par le fait que les choix de politique budgétaire peuvent s'effectuer en partie en fonction de l'évolution de cette variable, les États étant contraints d'assurer la soutenabilité de la dette publique à long terme<sup>8</sup>. Les chocs structurels sont identifiés par la décomposition de Cholesky dans chacun des deux régimes, en reprenant l'ordre des variables retenu par AG (2012). Enfin, contrairement à certains modèles non linéaires, nous ne nous intéresserons pas ici à l'étude des fonctions d'impulsions généralisées. Ceci dans la mesure où ce qui nous intéresse est d'avoir des réponses spécifiques à chacun des régimes.

6. L'estimation d'un tel modèle est détaillée en annexe.

7. Plusieurs définitions sont testées laissant place à davantage de réactivité :  $y_{t-1}$ ,  $(y_{t-1} - y_{t-2})/2$ ,  $(y_{t-1} - y_{t-3})/3$  et  $(y_{t-1} - y_{t-4})/4$ .

8. Voir notamment Favero et Giavazzi (2007).

Une fois le modèle estimé, nous disposerons alors des coefficients dans chacun des deux régimes, ce qui nous permettra d'obtenir des fonctions d'impulsions/réponses conditionnellement au régime et d'identifier les multiplicateurs dans chacun des régimes.

### 4.3 Calcul des IRF sur le ratio de dette

Une fois les IRF conditionnelles obtenues, notre objectif final est d'évaluer l'impact d'un choc d'une variable endogène sur le ratio de dette publique. Nous nous plaçons dans le régime 1<sup>9</sup>, notre procédure se déroule en 3 étapes :

1. L'équation de la dynamique du ratio de dette est réécrite afin de faire apparaître les variables en logarithme :

$$b_t = \left[ \frac{1 + r_t}{(1 + p_t - p_{t-1})(1 + y_t - y_{t-1})} \right] b_{t-1} + \frac{\exp(g_t) - \exp(s_t)}{\exp(y_t)}$$

Étant donné cette équation, de chaque trajectoire  $\{X_t\}_{t \geq 1}$  se déduit une trajectoire  $\{b_t\}_{t \geq 1}$ .

2. Le modèle TVAR étant estimé nous disposons des coefficients associés au régime 1, nous pouvons alors calculer les matrices contenant les valeurs des IRF aux différents temps, c'est à dire les matrices  $\Theta_i$  telles que<sup>10</sup>

$$X_t = \sum_{i=1}^{\infty} \Theta_i w_{t-i}$$

Où les  $w_{t-i}$  sont des chocs orthogonaux. Ainsi, si nous nous plaçons à l'état stationnaire en  $t = 0$  et si nous supposons un choc  $\delta$  sur la  $k$ -ème variable au même instant, nous avons  $X_t = (\Theta_t)_{*,k} \delta$ ,  $(\Theta_t)_{*,k}$  étant la  $k$ -ème colonne de la matrice  $\Theta_t$ . La trajectoire de  $X_t$  associée sera donc  $\{X_t\}_{t \geq 1} = \{(\Theta_t)_{*,k} \delta\}_{t \geq 1}$ .

3. Nous considérons ensuite deux trajectoires :
  - Une première trajectoire où les variables endogènes sont supposées constantes et égales à leurs dernières observations  $\{X_t\}_{t \geq 1}^{\text{sans choc}} = \{X_{2016Q4}\}_{t \geq 1}$ . A cette trajectoire est associée une trajectoire de ratio de dette (conformément à l'étape 1)  $\{b_t\}_{t \geq 1}^{\text{sans choc}}$ .
  - Une seconde trajectoire où les variables endogènes dévient en raison d'un choc sur la  $k$ -ème variable endogène,  $\{X_t\}_{t \geq 1}^{\text{avec choc}} = \{X_{2016Q4} + (\Theta_t)_{*,k} \delta\}_{t \geq 1}$ . Là encore nous pouvons en déduire une trajectoire pour le ratio de dette que nous notons  $\{b_t\}_{t \geq 1}^{\text{avec choc}}$ .
4. Enfin, nous calculons la différence entre les deux trajectoires du ratio de dette,  $\{b_t\}_{t \geq 1}^{\text{avec choc}} - \{b_t\}_{t \geq 1}^{\text{sans choc}}$ , ce qui nous permet d'évaluer l'influence du choc sur la trajectoire du ratio de dette comparativement à une situation où le choc n'aurait pas eu lieu. Cette stratégie est nécessaire dans la mesure où les variables ne se situent pas à leur état stationnaire. Au final, nous obtenons une fonction d'impulsions/réponses pour le ratio de dette publique.

En section 6, nous exécutons cette procédure afin d'évaluer l'effet d'un choc portant sur nos différents instruments de politique publique (dépenses, recettes et niveau des prix) et selon les deux régimes (expansion et récession).

9. La procédure est identique pour le régime 2.

10. Voir Lutkepohl (2005) page 58.

## 5 Présentation des données et statistiques descriptives

### 5.1 Source des données et calculs effectués

Notre étude est réalisée sur le cas de la France. Ce choix se justifie en partie par la disponibilité des données<sup>11</sup> et par le fait que la France fait office de cas intermédiaire au sein de l'Europe. En effet, la France affiche un niveau de ratio de dette du même ordre de grandeur que celui de l'Union Européenne et sa trajectoire est également très proche (voir figure 1). De manière générale, la France présente des trajectoires de dépenses et de recettes similaires à celles de l'Union Européenne (voir figure 2). De ce point de vue, la France peut être considérée comme un cas représentatif au sein de l'UE. En particulier, il est intéressant d'observer si la conclusion de Eyraud et Weber (2013) selon laquelle une baisse des dépenses publiques peut conduire à une hausse du ratio de dette tient toujours lorsque l'on étudie un autre pays que le Japon. En effet, le Japon présente à priori des caractéristiques qui rendent favorable l'émergence de ce résultat<sup>12</sup>.

Nous disposons, dans le cas de la France, de cinq séries temporelles : les dépenses publiques, les recettes publiques, le PIB, le niveau général des prix et le stock de dette. Ces séries proviennent d'Eurostat, excepté le niveau général des prix extrait de l'OCDE, et sont toutes exprimées en valeur. Concernant les dépenses publiques nous disposons de la décomposition entre les dépenses de consommation finale publiques, l'investissement public, la charge de la dette et les autres dépenses. Dans un premier temps nous redéfinissons les dépenses publiques en ne sélectionnant que les dépenses de consommation finale et d'investissement (dépenses discrétionnaires) et nous retranchons les autres dépenses des recettes publiques. Ensuite, les séries de dépenses publiques, recettes publiques et PIB sont redéfinies en volume grâce au niveau général des prix.

La série du stock de dette couvre la période 2000Q1 à 2016Q4 et présente une saisonnalité contrairement aux autres séries qui sont désaisonnalisées et qui s'étalent de 1980Q1 à 2016Q4. Cependant, étant donné que nous disposons des recettes et des dépenses publiques, nous pouvons facilement calculer le besoin de financement de l'État, c'est à dire la variation de la dette publique (figure 6). A partir d'une condition initiale nous pouvons ainsi recalculer l'ensemble de la trajectoire de la dette de 1980 à 2016Q4 (figure 6) et en déduire le ratio de dette publique de 1980Q1 à 2016Q4 en divisant par le PIB.

Toutes les séries, excepté le ratio de dette, sont exprimées en logarithme.

### 5.2 Statistiques descriptives et stationnarité

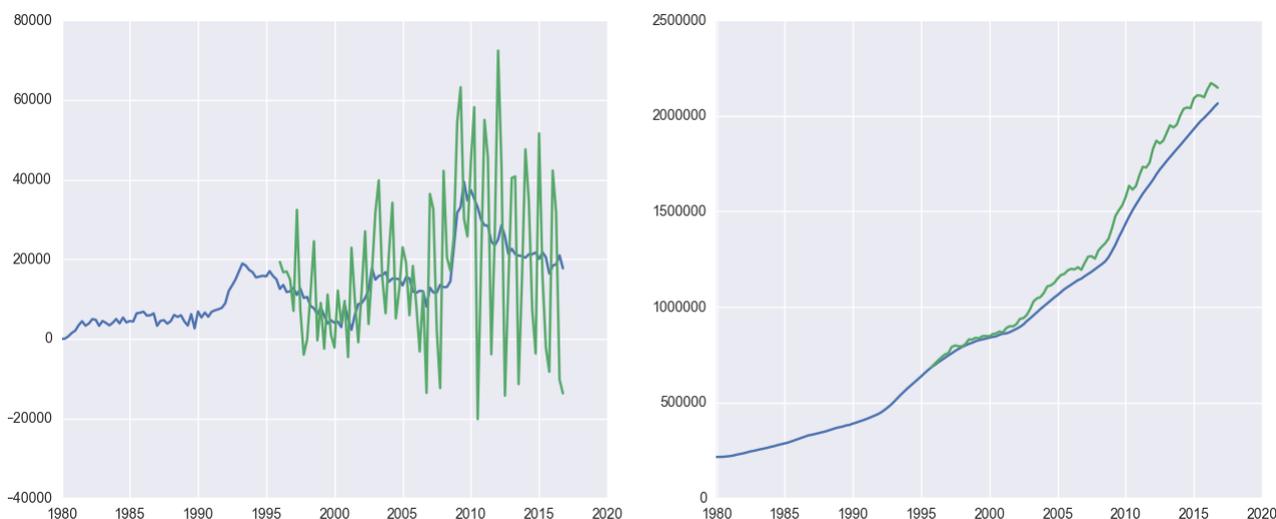
La plupart des faits stylisés présentés dans la section 2 sont valables pour le cas de la France (figure 7). On observe là encore une hausse des dépenses publiques en 2008, associée à une forte baisse des recettes publiques. Dans le même temps une chute du PIB a lieu, il s'ensuit une très forte augmentation du ratio de dette. Malgré une contraction budgétaire depuis 2010, la croissance du ratio de dette reste élevée.

---

11. Dans le cas de la France nous disposons de séries permettant de vérifier l'équation comptable de la dette sur un horizon temporel suffisamment important. En effet, être en mesure de recalculer la trajectoire du ratio de dette à partir de la trajectoire de ses composantes est primordial comme nous avons pu le voir dans la partie méthodologique.

12. En particulier un ratio de dette publique extrêmement élevé et un long épisode de trappe à liquidité.

FIGURE 6 – Dette publique française



- (1) La courbe verte correspond à la variation de la dette calculée à partir de la série de dette en valeur non désaisonnalisée (Source : Eurostat), la courbe bleue correspond à la variation de la dette calculée comme la différence entre les dépenses et les recettes publiques désaisonnalisées (Source : Eurostat).  
 (2) La courbe verte correspond à la dette en valeur non désaisonnalisée (Source : Eurostat), la courbe bleue correspond la dette calculée par "intégration" (l'année 2000 est prise comme condition initiale) des différences entre les dépenses et les recettes publiques désaisonnalisées (Source : Eurostat).

Naturellement, différentes séries présentent une non-stationnarité, cependant celle-ci est d'ordre déterministe. Dans la lignée des travaux effectués sur l'évaluation des multiplicateurs<sup>13</sup>, ce problème est traité par l'incorporation d'une tendance déterministe. Une tendance quadratique est également ajoutée, ce qui se justifie aisément au regard de la trajectoire de l'indice des prix.

## 6 Estimations et résultats

### 6.1 Choix de modélisation

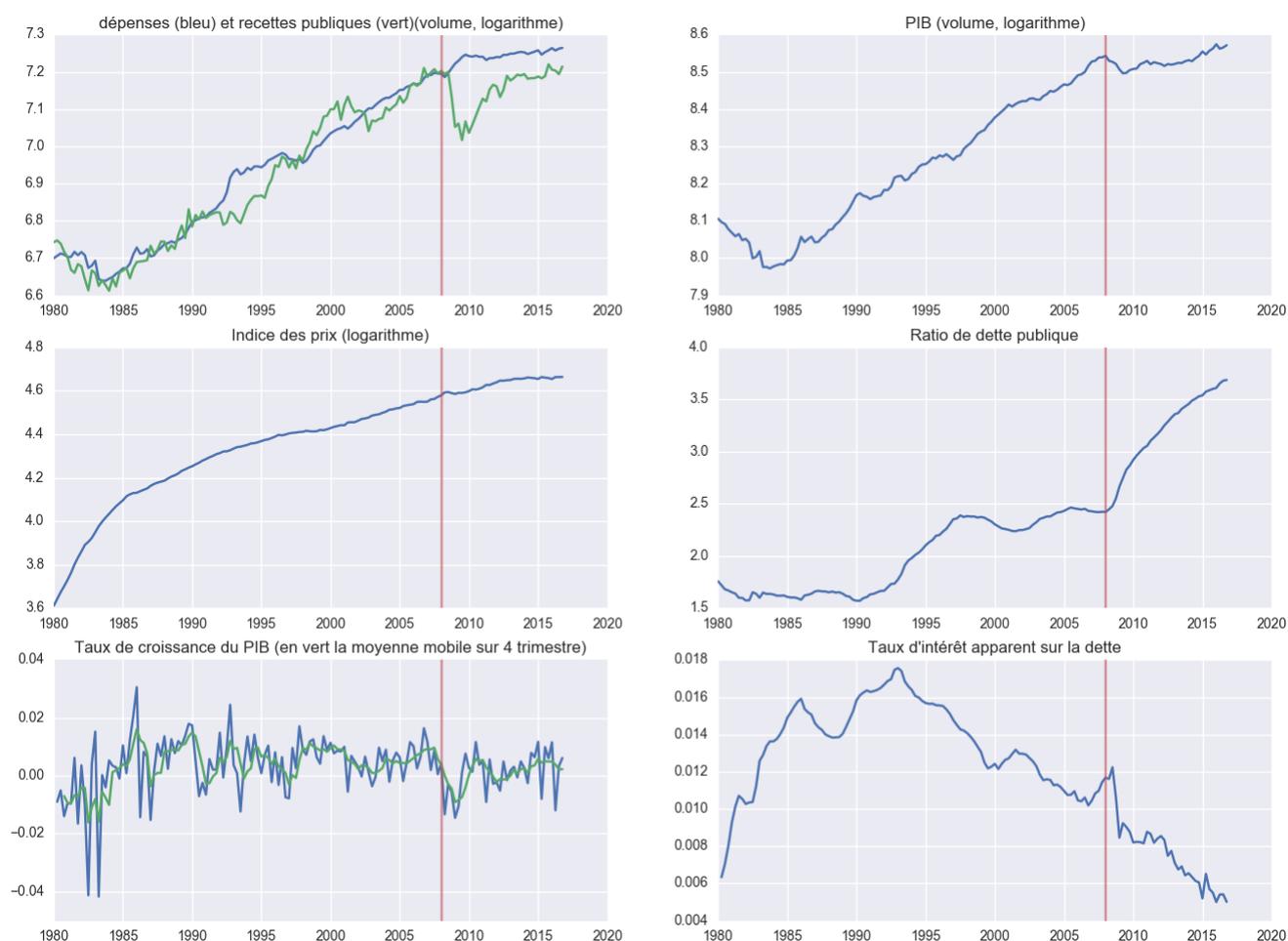
Nous reprenons le modèle présenté en section 3 :

$$X_t = \sum_{i=1}^p [(1 - \mathbb{I}(z_t, c))A_i^1 + \mathbb{I}(z_t, c)A_i^2]X_{t-i} + [(1 - \mathbb{I}(z_t, c))\phi^1 + \mathbb{I}(z_t, c)\phi^2]d_t + u_t$$

Nous rappelons que vecteur des variables endogènes  $X_t = (g_t, s_t, y_t, p_t)$  est composé des dépenses publiques, des recettes publiques, du PIB et de l'indice de prix, toutes ces variables étant exprimées en

13. Voir notamment Blanchard et Perotti (2002).

FIGURE 7 – France, statistiques descriptives



Source des données : Eurostat.

logarithme. Le vecteur des variables exogènes  $d_t = (\text{constante}, t, t^2, b_t)$  comporte une constante, une tendance linéaire, une tendance quadratique et le ratio de dette.

Dans la mesure où, à notre connaissance, il n'existe pas, de procédure statistique permettant de sélectionner l'ordre de retard d'un modèle TVAR, nous procédons comme suit. Dans un premier temps nous calculons les critères d'information sur le modèle VAR simple. Deux des critères (AIC et FPE) préconisent  $p = 6$  alors que deux autres (HQ et SC) préconisent  $p = 2$ . Étant donné que notre modèle non linéaire contiendra deux fois plus de coefficients que le modèle linéaire nous retenons l'ordre de retard le plus faible,  $p = 2$ <sup>14</sup>. Notre variable de transition est le taux de croissance du PIB retardé en

14. Cependant, et à des fins de robustesse, plusieurs estimations sont effectuées selon l'ordre de retard, nous retenons  $p \in \{2, 3, 4\}$  (voir section robustesse)

moyenne mobile sur 4 trimestres. Pour chaque spécification le seuil de transition  $c$  est systématiquement réajusté par la méthode des moindres carrés non linéaires. Il convient de noter que l'intervalle sur lequel on choisit le seuil  $c$  est défini afin qu'il y ait suffisamment d'observations dans le régime de récession (au moins 25% de l'échantillon, ce qui correspond à 37 observations) tout en ne dépassant pas 50% des observations sans quoi notre interprétation en termes de récession perdrait de son sens. L'inférence est réalisée via des procédures bootstrap (détaillées en annexe) nous permettant d'obtenir les intervalles de confiance sur les différentes IRF calculées. Précisons que le paramètre de seuil ne fait pas l'objet d'inférence, une fois déterminé par moindres carrés non linéaires, il est considéré comme donné lors des simulations bootstrap. Cependant, nous évaluons la sensibilité de nos résultats à une variation de ce paramètre dans la section robustesse. Le seuil obtenu est très proche de zéro (0.0005) ce qui fournit une interprétation claire : l'économie est en récession lorsque le taux de croissance en moyenne mobile est négatif. Nous trouvons alors que l'économie française se trouve en récession 25% du temps sur la période 1980 – 2016.

## 6.2 Principaux résultats

### 6.2.1 IRF issus de l'estimation du modèle TVAR

Les IRF sont reportées en figure 8. Les intervalles de confiance sont en général plus importants pour le régime de récession, ce qui traduit, en partie, le fait que ce régime possède moins d'observations que le régime d'expansion.

Les principaux résultats issus de l'estimation des IRF sont les suivants :

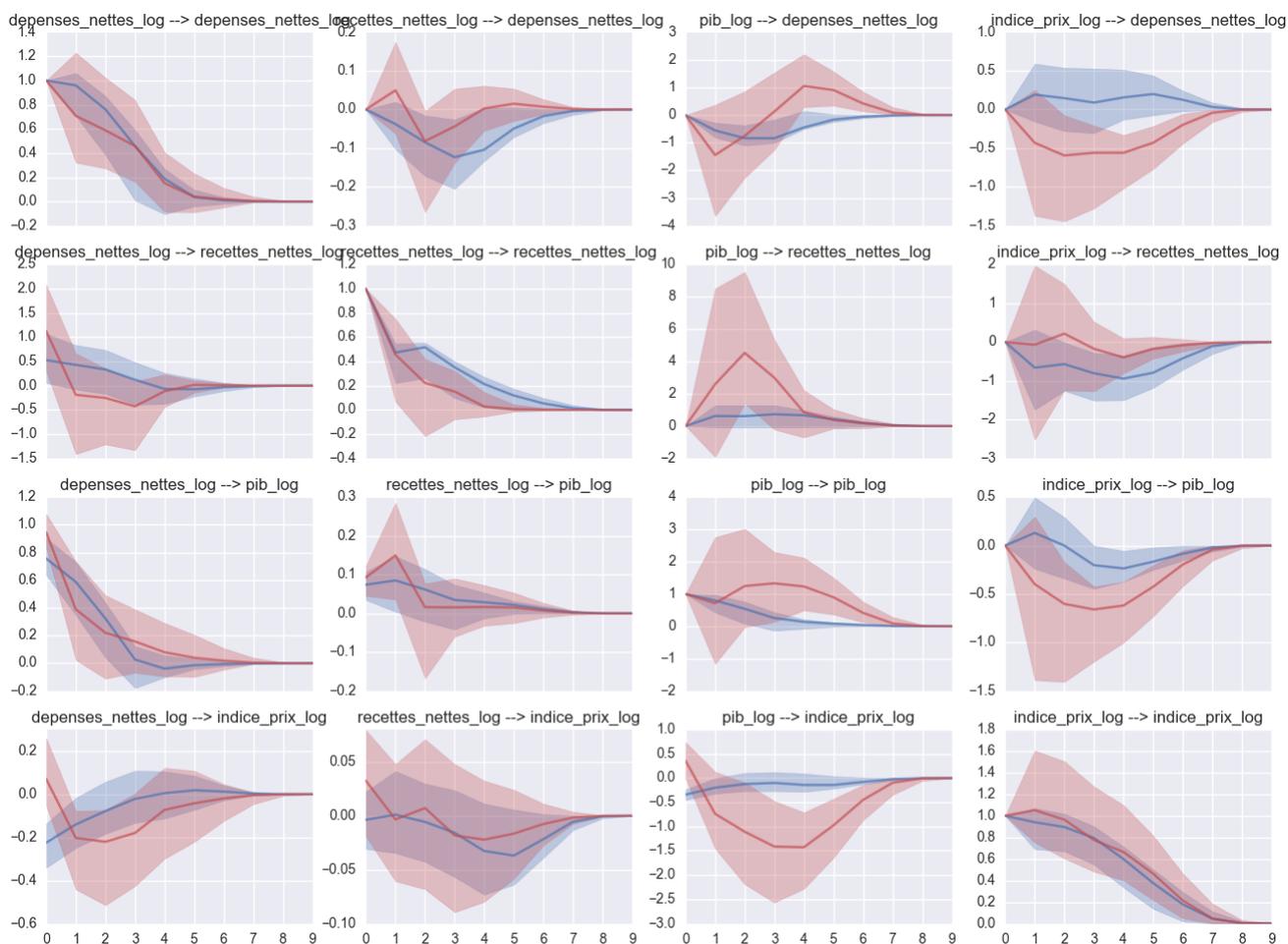
1. Nous observons une contracyclicité du multiplicateur de dépenses à court terme. En effet, l'augmentation instantanée du PIB suite à un choc positif sur les dépenses publiques est de 0,945 en période de récession alors qu'elle est de 0,756 en période d'expansion. Cette différence est significative. Cependant, à long terme la différence entre les deux multiplicateurs s'estompe et devient non significative (voir figure 9).
2. Le multiplicateur de recettes affiche un signe positif même s'il est bien moins élevé que le multiplicateur de dépenses. Nous n'observons pas de différence significative entre les réponses associées à chacun des régimes.
3. Nous remarquons également qu'un choc positif sur le niveau de PIB impacte très peu les recettes en période d'expansion alors que son effet est fort en période de récession.
4. Enfin, nous observons un effet quelque peu contre intuitif puisque les prix sont négativement impactés par une hausse des dépenses publiques ou du PIB.

A partir de l'estimation des IRF il est possible de calculer le multiplicateur de dépenses (noté  $md_t$ ) aux différents temps par la formule suivante :

$$md_t = \frac{\sum_{\tau=1}^t \Delta y_{\tau}}{\sum_{\tau=1}^t \Delta g_{\tau}}$$

Le multiplicateur instantané est donné par  $md_1 = \frac{\Delta y_1}{\Delta g_1}$ . Sur la figure 9, nous effectuons le calcul pour différents temps et selon les deux régimes, nous reportons également la différence entre les deux multiplicateurs. Nous observons que le multiplicateur de dépenses est supérieur en régime de récession

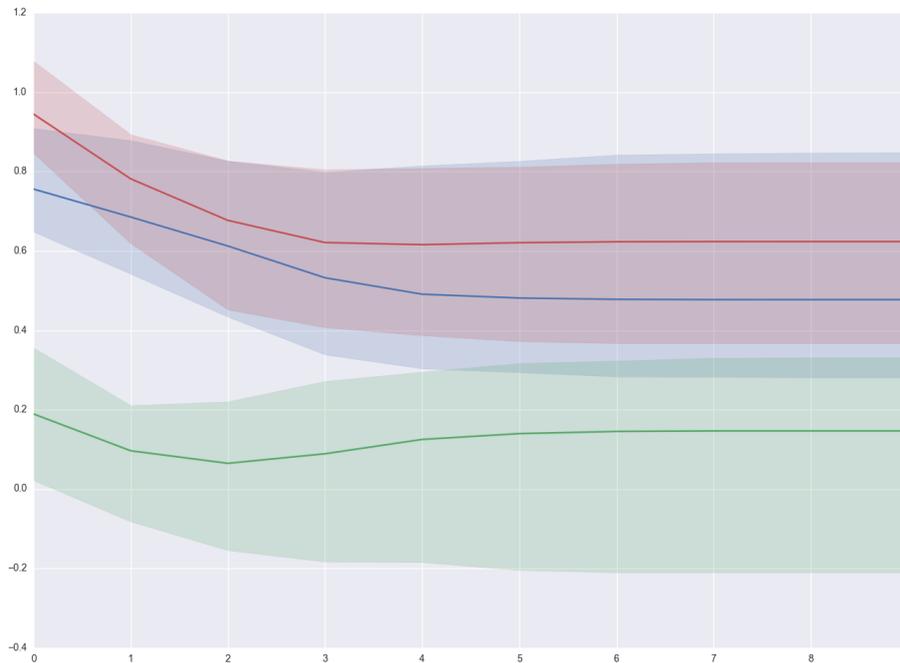
FIGURE 8 – IRF ;  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$  ;  $p = 2$



Les courbes en bleu indiquent les IRF dans le régime d'expansion, les courbes en rouge indiquent les IRF dans le régime de récession. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.

durant les 8 trimestres suivant le choc. Cependant la différence entre les deux s'estompe avec le temps, n'étant significative qu'à l'instant du choc. Nous retrouvons donc ici un résultat déjà mis en évidence sur les États-Unis par AG (2012) et plus largement par Batini et al. (2012) illustrant la contracyclité du multiplicateur de dépenses. Ce résultat implique donc qu'une politique de consolidation budgétaire sera d'autant moins efficace en période de récession. Le fait que le multiplicateur de recettes soit positif indique que les politiques de consolidation doivent davantage être mises en oeuvre via une augmentation des recettes qu'une réduction des dépenses. Enfin, le fait que les recettes publiques soient très sensibles aux variations du PIB en période de récession implique que l'accent devrait être mis sur le soutien à l'activité économique afin d'éviter toute augmentation brutale du déficit public.

FIGURE 9 – Multiplicateurs de dépenses ;  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$  ;  $p = 2$



La courbe en bleu indique la valeur du multiplicateur de dépenses dans le régime d'expansion, la courbe en rouge indique la valeur du multiplicateur de dépenses dans le régime de récession. La courbe en vert correspond à la différence entre les deux multiplicateurs. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.

Ces résultats mettent en évidence des effets pouvant nourrir l'idée selon laquelle en période de récession il peut être contre productif de se focaliser sur la réduction du déficit public. Cependant, à ce stade de l'analyse nous ne sommes pas en mesure de déterminer si ces effets sont suffisamment forts afin que : (1) une politique de contraction budgétaire soit moins efficace en période de récession ; (2) une politique de contraction budgétaire puisse engendrer une hausse du ratio de dette à court terme. Pour cela nous passons à l'étape suivante qui consiste à calculer les IRF sur le ratio de dette publique.

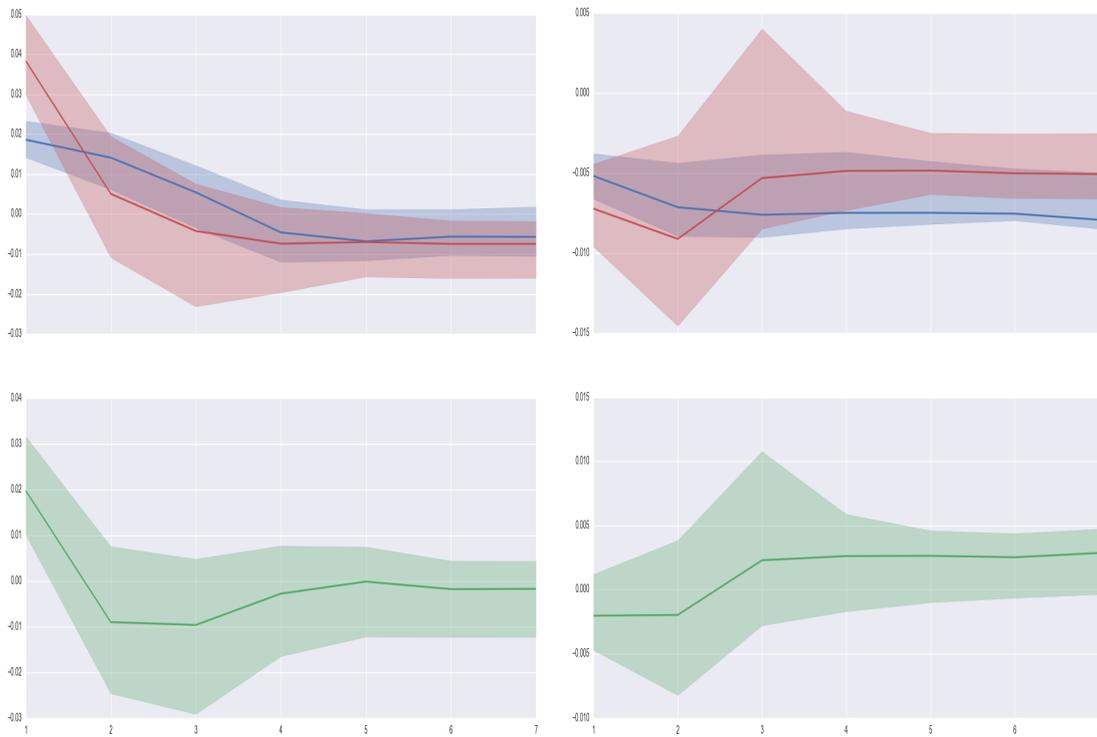
### 6.2.2 IRF sur ratio de dette publique

Calculons à présent l'IRF sur le ratio de dette conformément à la méthode décrite en section 3. Les chocs sont spécifiés pour représenter 1% de la variable en niveau. Les principaux résultats sont les suivants :

1. Une baisse des dépenses publiques entraîne une hausse significative du ratio de dette à court terme quelque soit le régime considéré. Cependant cette hausse est significativement plus importante en période de récession, de l'ordre de 0,037 point de pourcentage contre 0,018 en période d'expansion (figure 10).

2. Une hausse des recettes implique une baisse significative du ratio de dette publique à court terme, même si celle-ci est relativement faible (moins de 0,01 point de pourcentage). Nous n’observons aucune distinction significative entre les deux régimes (figure 10).
3. Une hausse du niveau des prix engendre une baisse significative du ratio de dette publique à court terme, de l’ordre de 0,036 point de pourcentage. Là encore, aucune différence significative entre les deux régimes n’est observée (figure 11).
4. Enfin le PIB est la variable endogène ayant le plus fort impact sur la trajectoire du ratio de dette publique. Ceci est d’autant plus vrai en période de récession puisque qu’une augmentation du PIB permet une diminution du ratio de dette de l’ordre de 0,05 point de pourcentage à court terme (figure 11).

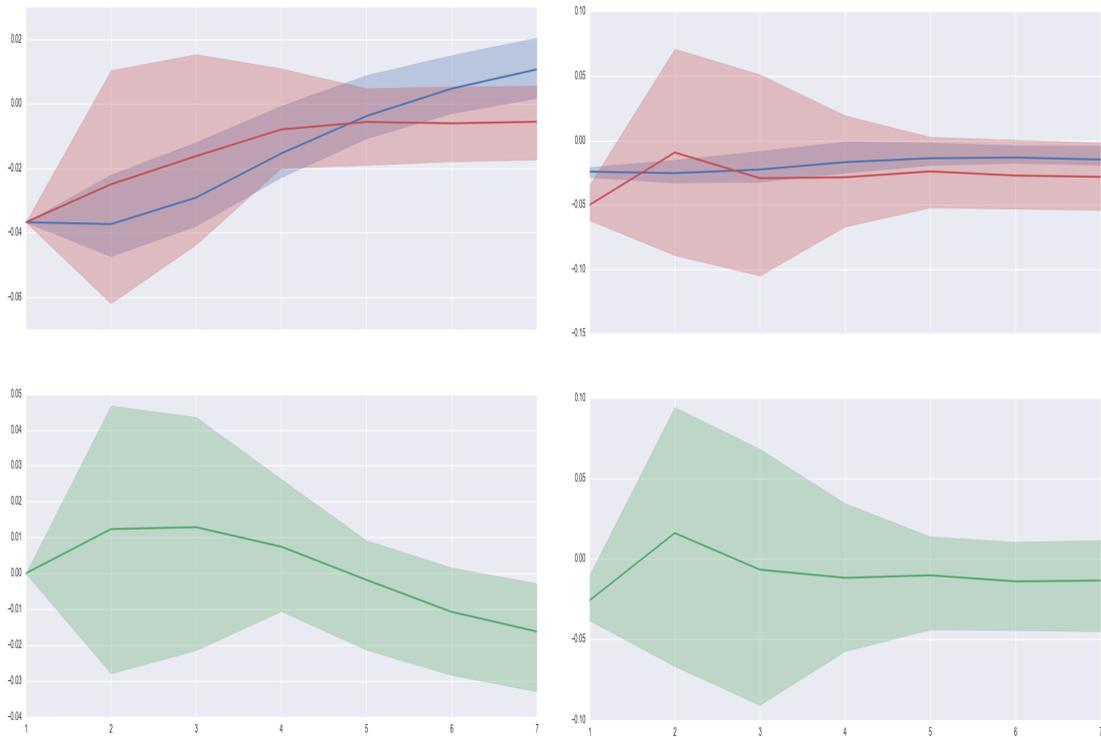
FIGURE 10 – IRF ratio de dette pour un choc négatif de dépenses (gauche) et pour un choc positif de recettes (droite) ( $p = 2$ ,  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$ ).



*La courbe en bleu indique l’IRF dans le régime d’expansion, la courbe en rouge indique l’IRF dans le régime de récession. La courbe en vert correspond à la différence entre les deux IRF. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.*

Les résultats obtenus viennent donc confirmer les mécanismes théoriques suggérés par les faits stylisés. Ainsi la variation des dépenses publiques à la baisse n’apparaît pas comme une solution à la réduction du ratio de dette, du moins à court terme. Ce résultat est particulièrement fort en période de récession et peut être lourd de conséquences lorsque c’est l’augmentation du ratio de dette publique qui mène

FIGURE 11 – IRF ratio de dette pour un choc positif de prix (gauche) et pour un choc positif de PIB (droite) ( $p = 2$ ,  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$ ).



*La courbe en bleu indique l'IRF dans le régime d'expansion, la courbe en rouge indique l'IRF dans le régime de récession. La courbe en vert correspond à la différence entre les deux IRF. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.*

à la décision de réduire les dépenses publiques. En effet, un cercle vicieux peut émerger : la hausse du ratio de dette engendre une baisse des dépenses qui elle-même conduit à une hausse du ratio entraînant à son tour une baisse des dépenses. Ce résultat est en cohérence avec le fait que le ratio de dette est particulièrement sensible aux variations du PIB en période de récession. Dans cette configuration et au vu de nos résultats, il convient d'éviter toute baisse du PIB trop importante avant d'amorcer des politiques de réduction des dépenses. Nous remarquons que si une politique de consolidation doit avoir lieu, il semble que l'instrument des recettes publiques soit le plus adapté pour deux raisons : premièrement il permet une baisse du ratio de dette à court terme tout en ayant un effet significatif à long terme, deuxièmement les réponses sont semblables dans chacun des régimes ce qui permet une réduction de l'incertitude portant sur l'effet de la politique. Enfin, la stimulation du niveau des prix à la hausse via la politique monétaire peut également apparaître comme une solution à court terme, cependant à long terme l'effet n'est pas probant. En phase de récession, l'effet à long terme est non significatif sur le ratio de dette, en phase d'expansion il est significativement positif.

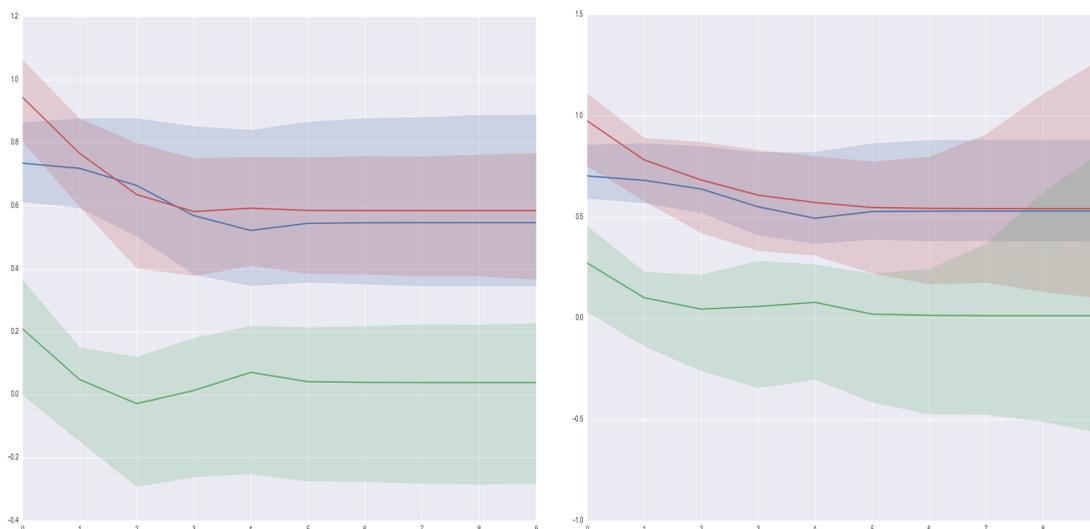
Au total, nos résultats suggèrent donc finalement la mise en place d'un policy mix consistant à renforcer l'intervention de l'État en phase de récession par une hausse des dépenses, permettant de soutenir l'activité économique, et des recettes publiques, afin d'empêcher la hausse du déficit public. Une telle stratégie peut éventuellement être accompagnée à court terme d'une politique monétaire de stimulation des prix. Nos conclusions sont donc relativement proches de celles formulées par les différents travaux du FMI (Batini et al. (2012), Eyraud et Weber (2013)) bien que notre méthodologie soit différente.

## 7 Robustesse

### 7.1 Modification de l'ordre de retard

Nous ré-estimons le modèle pour deux autres ordres de retard :  $p = 3$  et  $p = 4$ . Les IRF (figure 14 et figure 15 en annexe) du modèle TVAR montrent que les principales conclusions obtenues sur le modèle avec un ordre de retard égal à 2 restent valides.

FIGURE 12 – Multiplicateurs de dépenses pour  $p = 3$  (à gauche) et  $p = 4$  (à droite).



*La courbe en bleu indique la valeur du multiplicateur de dépenses dans le régime d'expansion, la courbe en rouge indique la valeur du multiplicateur de dépenses dans le régime de récession. La courbe en vert correspond à la différence entre les deux multiplicateurs. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.*

Nous recalculons (figure 12) également le multiplicateur de dépenses pour  $p = 3$  et  $p = 4$ . Là aussi nos conclusions précédentes sont robustes, puisque le multiplicateur de dépenses est plus important en phase de récession mais que la différence entre les deux multiplicateurs est significative seulement à l'instant du choc. Enfin, nous recalculons les IRF portant sur le ratio de dette en modifiant l'ordre de retard (figures 16, 17, 18 et 19 en annexes). A nouveau nos résultats sont validés : (1) une baisse des dépenses publiques entraîne une hausse du ratio de dette à court terme et cette hausse est significativement plus importante lorsque l'on se trouve en période de récession. (2) Une hausse des recettes ou

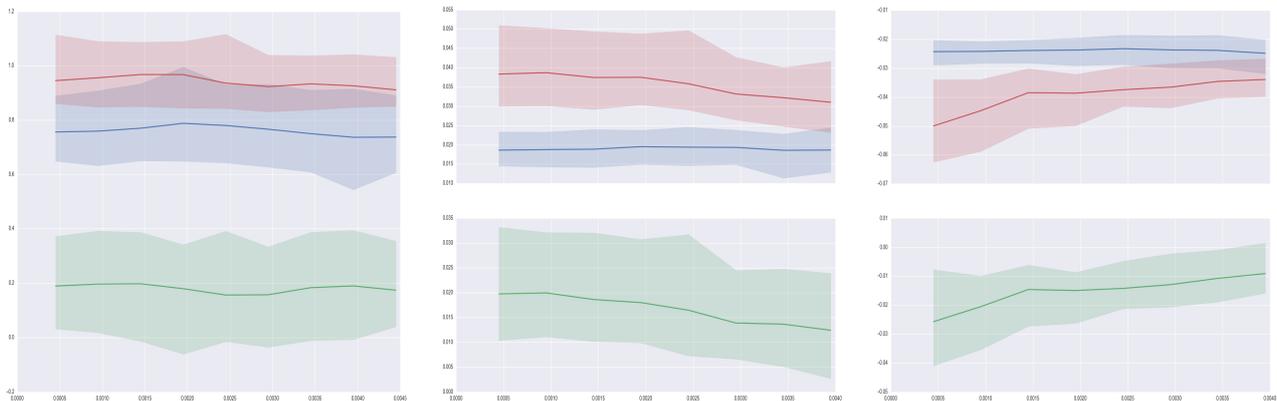
du niveau des prix conduit à une baisse du ratio de dette sans qu'il n'y ait de différence significative entre les deux régimes. (3) Une hausse du PIB engendre une réduction du ratio de dette et cette baisse est significativement plus importante lorsque l'on se trouve en période de récession.

Au total, il ressort que nos conclusions sont robustes au choix de l'ordre de retard.

## 7.2 Modification du seuil

Comme nous l'avons précédemment mentionné, le seuil est déterminé par la méthode des moindres carrés non linéaires et est considéré comme fixé lors des répliques bootstrap. L'inférence porte donc uniquement sur les coefficients des matrices caractérisant l'autocorrélation dans chacun des régimes. Examinons cependant la robustesse de nos résultats à une variation du seuil.

FIGURE 13 – Robustesse : multiplicateur de dépenses instantané (gauche), réponse instantanée du ratio de dette à un choc de dépenses (centre), réponse instantanée du ratio de dette à un choc de PIB (droite). ( $p = 2$ ,  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$ ).



*La courbe en bleu indique la réponse instantanée dans le régime d'expansion, la courbe en rouge indique la réponse instantanée dans le régime de récession. La courbe en vert correspond à la différence entre les deux réponses instantanées. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.*

Nous avons montré que le multiplicateur de dépenses instantané était significativement supérieur en phase de récession. Afin d'évaluer la robustesse de ce résultat nous calculons le multiplicateur de dépenses instantané dans les deux régimes et pour différents seuils (figure 13). Pour un seuil compris entre 0,00045 et 0,0012 le multiplicateur de dépenses en phase de récession est significativement supérieur au multiplicateur de dépenses en phase d'expansion. Cependant, pour un seuil supérieur à 0,0012 nous perdons la significativité. Par contre, les résultats obtenus sur les réponses instantanées du ratio de dette à un choc de dépense (à la baisse) ou à un choc de PIB (à la hausse) sont robustes à la modification du seuil. A chaque fois, le ratio de dette répond significativement et de façon systématique, l'ampleur de la réponse est significativement plus importante en période de récession. A nouveau, il ressort de cette analyse de robustesse une faible sensibilité de nos résultats à une modification du seuil.

## 8 Discussion

La composition de l'ajustement budgétaire que nous recommandons soulève, dans une certaine mesure, une contradiction avec un résultat relativement bien établi privilégiant la baisse des dépenses (Alesina et Perotti (1995, 1996); Von Hagen et Strauch (2001); Von Hagen, Hallet et Strauch (2002); Ardagna (2002); Guichard et al. (2007); Molnar (2012)). En effet, les études évaluant directement l'impact des épisodes de consolidation sur la variation du ratio de dette concluent que ces derniers sont davantage efficaces lorsqu'ils sont basés sur des réductions de dépenses publiques plutôt que sur des augmentations de recettes publiques. Cependant, nous pouvons justifier, dans une certaine mesure, cette contradiction par la différence majeure résidant dans la méthodologie employée. En effet, les articles analysant l'effet des politiques de consolidation le font à partir de l'estimation de modèles probit/logit et traitent donc les données en coupe transversale<sup>15</sup> afin de mettre en évidence les conditions économique qui agissent significativement sur la probabilité de succès d'une politique de consolidation. De ce fait, ces études se concentrent plutôt sur les effets de long terme et ne tentent en aucun cas d'exploiter la dimension temporelle des données. Le principal inconvénient de cette méthodologie est qu'il faut au préalable définir ce qu'est une "politique de consolidation" et quand est-ce que l'on peut considérer qu'une politique de consolidation est un "succès". La méthodologie que nous employons se concentre davantage sur la structure temporelle des données, en particulier nous identifions la structure d'autocorrélation des variables intervenant dans la dynamique du ratio de dette. Nous exploitons ensuite l'équation comptable du ratio de dette afin "d'exporter" l'effet d'un choc instantané, portant sur une variable endogène du modèle TVAR, sur le ratio dette. Le principal inconvénient de cette méthodologie reste l'identification des chocs structurels. Notre analyse est donc davantage une analyse de court terme et ne vient donc pas complètement contredire les travaux effectués sur l'analyse des épisodes de consolidation. Tout du moins elle la nuance : quand bien même la réduction des dépenses serait le moyen le plus efficace pour réduire le ratio de dette, il se peut que des effets néfastes se produisent à court terme. De plus, ces effets néfastes sont d'autant plus vraisemblables que l'économie se trouve dans une phase récessionniste.

## 9 Conclusion

L'objet de cet article est d'étudier les conditions requises pour que les politiques de consolidation budgétaire conduisent à une réduction du ratio de dette publique. A cette fin, nous proposons une modélisation VAR à seuil nous permettant de tenir compte de la situation - expansion ou récession - dans laquelle se trouve l'économie. Dans ce cadre méthodologique, nous montrons qu'une réduction du niveau des dépenses publiques peut, à court terme, conduire à une hausse du ratio de dette publique, et que cette contraction est significativement plus forte en période de récession. Au contraire, une augmentation du niveau des recettes publiques permet, à court terme, une baisse du ratio de dette publique quelque soit le régime dans lequel se trouve l'économie.

Le ratio de dette publique faisant intervenir deux composantes (le niveau de dette et le niveau de PIB), il existe deux principaux moyens de le diminuer : réduire le déficit public et/ou augmenter le

---

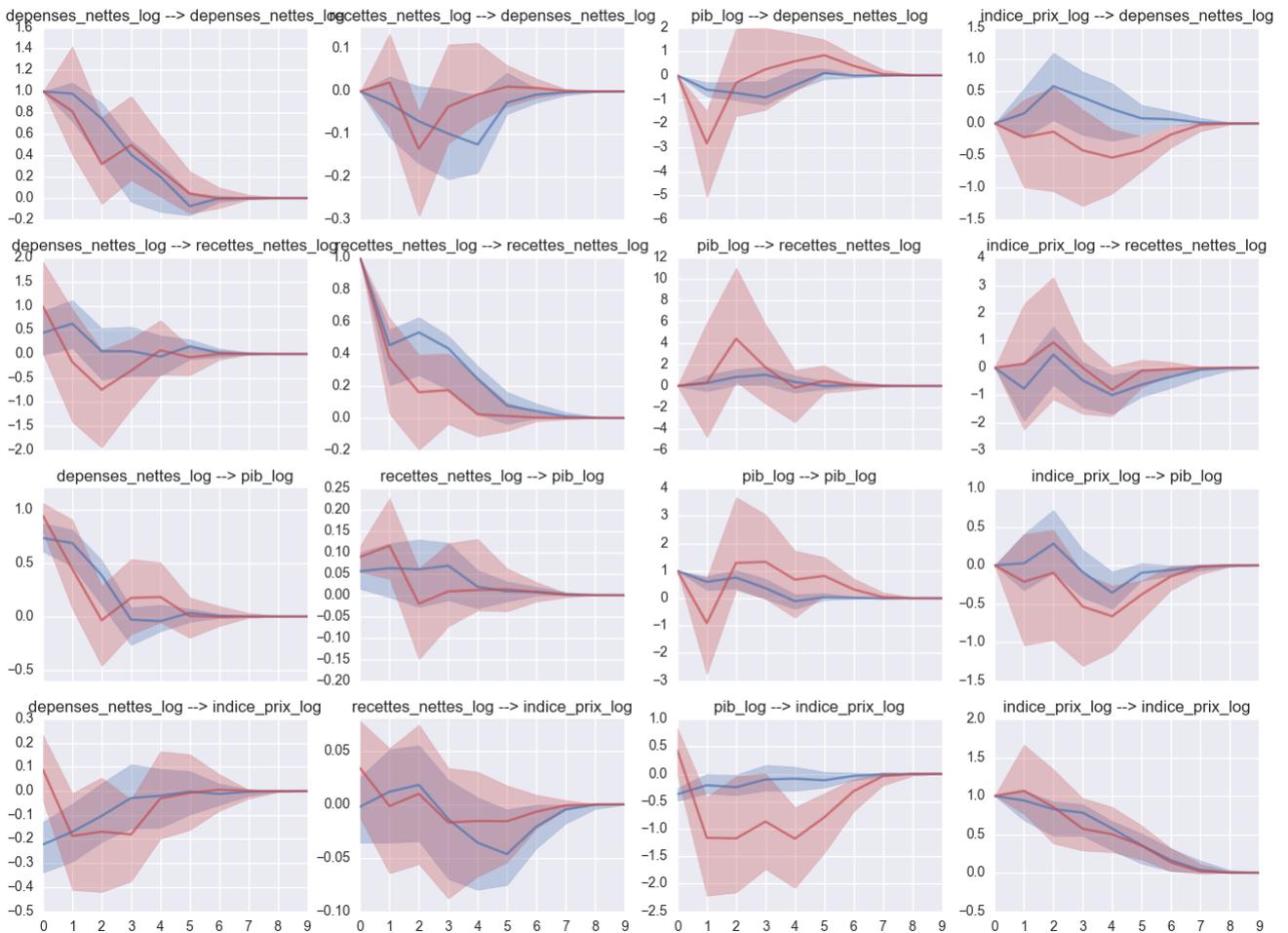
15. Le succès d'une politique de consolidation est considéré comme une variable binaire; le succès d'un épisode de consolidation étant l'observation d'une baisse (ou d'une stabilisation) du ratio de dette les années suivant l'épisode de consolidation. Les observations sont tirées des différents épisodes de consolidation pour différents pays et différentes dates.

PIB. Ces deux leviers ne sont pas indépendants l'un de l'autre et il est primordial d'être en capacité de mesurer les relations d'interdépendance entre les variables intervenant dans la dynamique du ratio de dette. En période de récession, les multiplicateurs étant particulièrement élevés, un fort couplage existe entre les deux composantes. En d'autres termes, la modification du déficit public par la variation des dépenses et/ou des recettes publiques impacte fortement le PIB qui, lui même, affecte fortement les recettes en retour et donc le déficit public. Dans ces conditions, nos résultats suggèrent qu'en période de récession l'État doit avant tout se concentrer sur la composante PIB et favoriser, à court terme, des politiques de relance budgétaire en priorité face au déficit public. Au contraire, en période d'expansion, le couplage entre les deux composantes est faible, les politiques publiques n'impactant que peu le PIB et les recettes étant également moins sensibles aux variations de PIB. L'État peut alors davantage se focaliser sur la composante déficit public afin de diminuer le ratio de dette publique, sans avoir besoin de se soucier des effets sur l'activité économique.

# Annexes

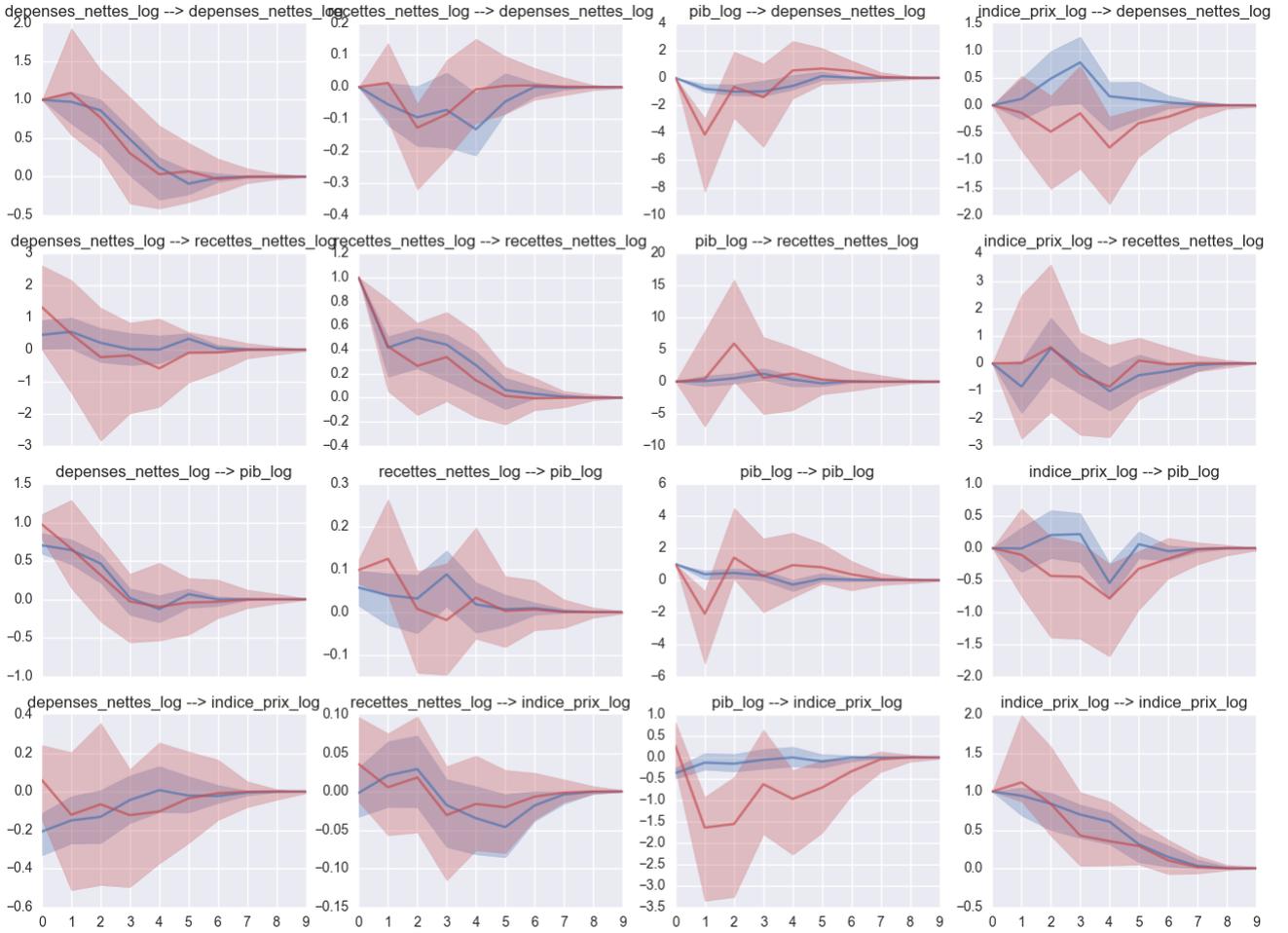
## IRF, modèle TVAR et ratio de dette pour $p = 3$ et $p = 4$

FIGURE 14 – IRF ;  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$  ;  $p = 3$



Les courbes en bleu indiquent les IRF dans le régime d'expansion, les courbes en rouge indiquent les IRF dans le régime de récession. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.

FIGURE 15 – IRF;  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$ ;  $p = 4$



Les courbes en bleu indiquent les IRF dans le régime d'expansion, les courbes en rouge indiquent les IRF dans le régime de récession. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.

## Estimation du modèle TVAR

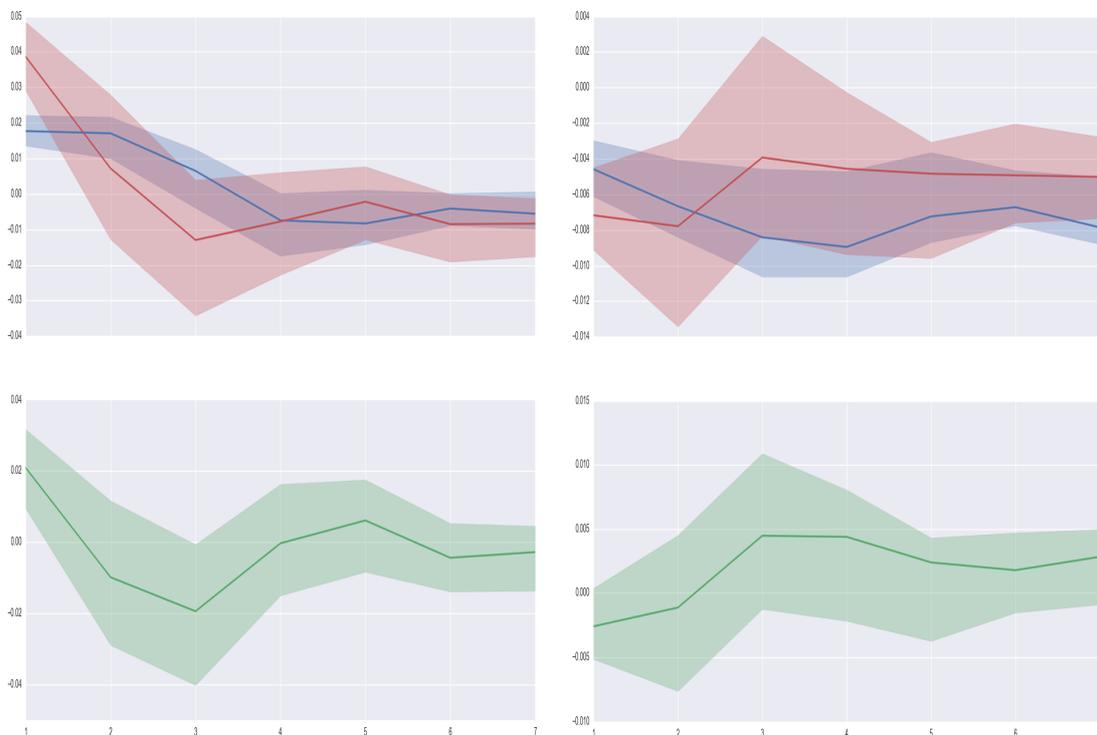
On considère un modèle VAR à changement de régime avec variables exogènes, dans le cas de deux régimes et  $p$  retards. Le modèle s'écrit :

$$y_t = \sum_{i=1}^p ((1 - g_t)A_i^1 + g_t A_i^2) y_{t-i} + ((1 - g_t)\phi^1 + g_t \phi^2) d_t + u_t$$

Les notations sont les suivantes :

- $y_t$  le vecteur des variables exogènes de taille  $[K, 1]$ .
- $A_i^j$  la matrice des coefficients capturant l'effet du retard  $i$  dans le régime  $j$ , de taille  $[K, K]$ .

FIGURE 16 – IRF ratio de dette pour un choc négatif de dépenses (gauche) et pour un choc positif de recettes (droite) ( $p = 3$ ,  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$ ).



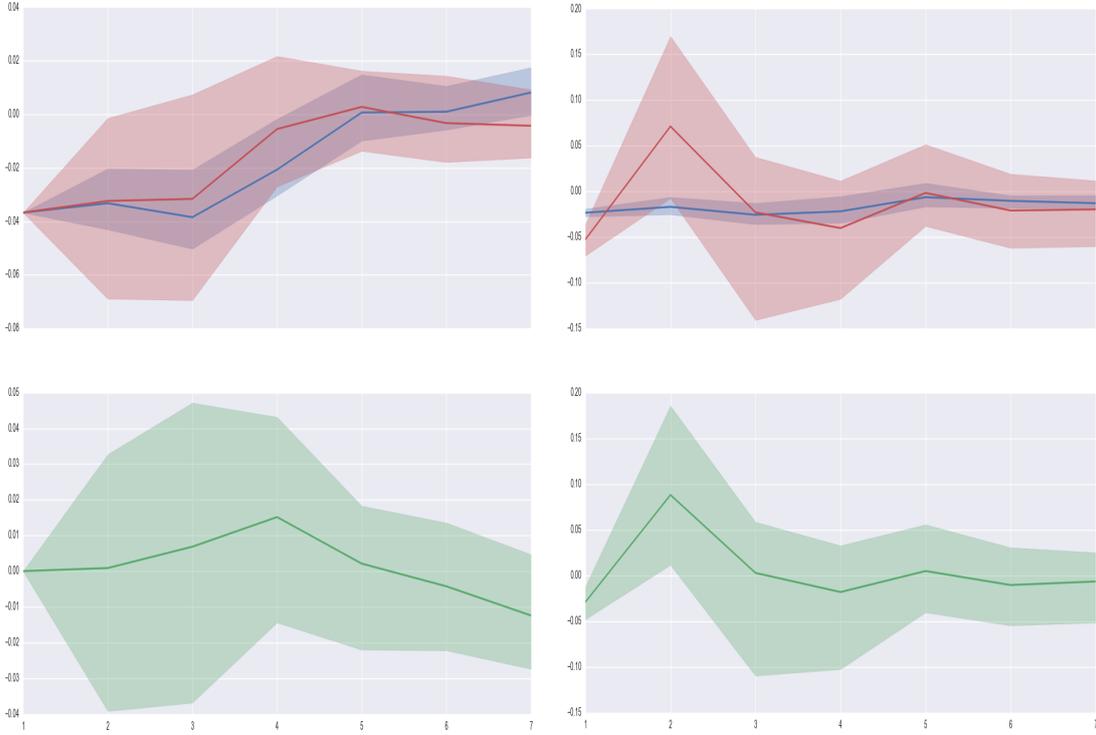
La courbe en bleu indique l'IRF dans le régime d'expansion, la courbe en rouge indique l'IRF dans le régime de récession. La courbe en vert correspond à la différence entre les deux IRF. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.

- $d_t$  le vecteur regroupant les variables exogènes, incluant la constante et le trend, de taille  $[H, 1]$
- $\phi^j$  la matrice capturant l'effet des variables exogènes sur les variables endogènes dans le régime  $j$ , de taille  $[K, H]$ .
- $g_t$  est une variable scalaire comprise entre  $[0, 1]$  caractérisant la combinaison linéaire des deux régimes à chaque instant. Cette variable est en général fonction d'une autre variable nommée variable de transition. Dans le cas d'un modèle TVAR la fonction est une fonction indicatrice, dans le cas d'un modèle STVAR on utilise généralement une fonction logistique.
- $u_t$  est le terme d'erreur. Nous supposons que celui-ci suit une loi normale de moyenne nulle dans chacun des régimes, cependant sa matrice de variance-covariance diffère selon les régimes :  $V[u_t] = (1 - g_t)\Omega^1 + g_t\Omega^2$ .

En utilisant les règles de multiplication sur les matrices block, le modèle peut être reformulé de la manière suivante :

$$y_t = \psi_t \left[ \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \phi d_t \right] + u_t$$

FIGURE 17 – IRF ratio de dette pour un choc positif de prix (gauche) et pour un choc positif de pib (droite) ( $p = 3$ ,  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$ ).



La courbe en bleu indique l'IRF dans le régime d'expansion, la courbe en rouge indique l'IRF dans le régime de récession. La courbe en vert correspond à la différence entre les deux IRF. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.

Avec  $\psi_t = ((1 - g_t)I_K, g_t I_K)$ ,  $A_i = \begin{pmatrix} A_i^1 \\ A_i^2 \end{pmatrix}$ ,  $\phi = \begin{pmatrix} \phi^1 \\ \phi^2 \end{pmatrix}$ . Le modèle peut être écrit de manière encore plus compacte en posant  $B = (A_1, A_2, \dots, A_p, \phi)$  et  $x_t = \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ \dots \\ y_{t-p} \\ d_t \end{pmatrix}$ . On a alors :

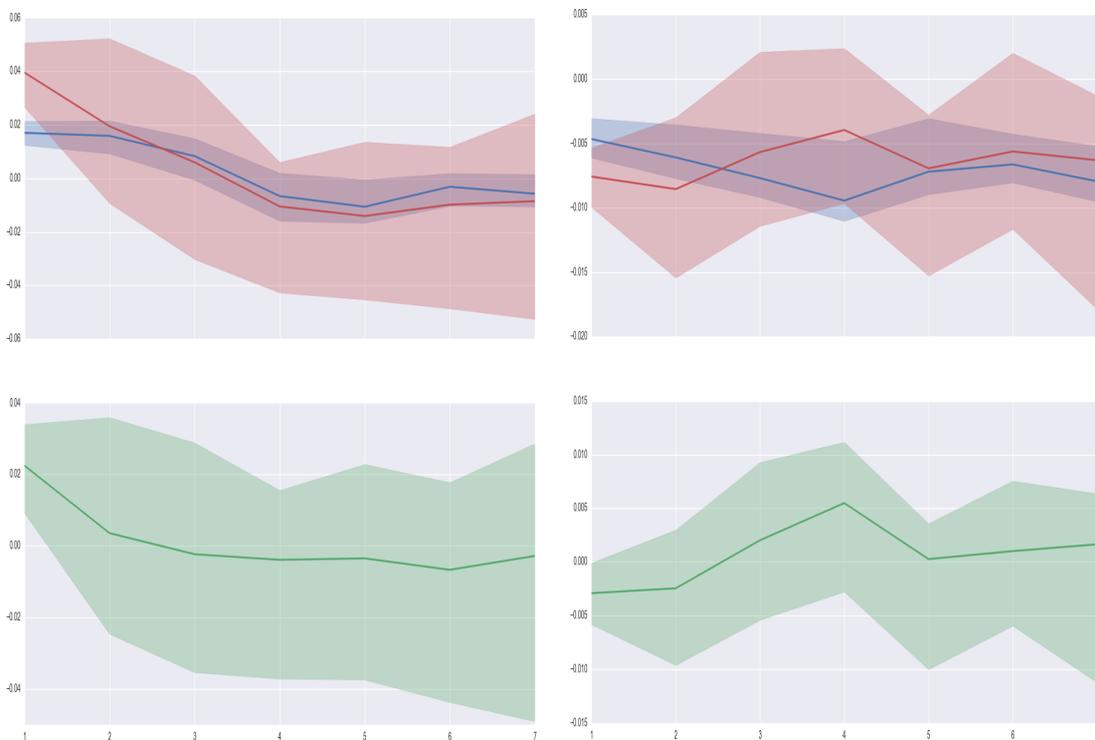
$$y_t = \psi_t B x_t + u_t$$

On pose également  $\Omega = \begin{pmatrix} \Omega^1 \\ \Omega^2 \end{pmatrix}$ , ainsi  $V(u_t) = \psi_t \Omega$ .

Les erreurs étant supposées suivre une loi normale, l'estimation s'effectue par la méthode du maximum de vraisemblance. La log vraisemblance du modèle est donné par

$$L(\beta, \Omega) = const - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \{ \log(\det(\psi_t \Omega)) + u_t'(\psi_t \Omega)^{-1} u_t \}$$

FIGURE 18 – IRF ratio de dette pour un choc négatif de dépenses (gauche) et pour un choc positif de recettes (droite) ( $p = 4$ ,  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$ ).



La courbe en bleu indique l'IRF dans le régime d'expansion, la courbe en rouge indique l'IRF dans le régime de récession. La courbe en vert correspond à la différence entre les deux IRF. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.

Avec  $u_t = y_t - \psi_t B x_t$  et  $T$  le nombre d'observations temporelles. On note  $\text{vec}(B) = \beta$ , on détermine  $\hat{\beta}$  en posant  $\frac{\partial L}{\partial \beta'} = 0$ . On obtient alors

$$\hat{\beta} = \left[ \sum_{t=1}^T (x_t x_t' \otimes \psi_t' (\psi_t \Omega)^{-1} \psi_t) \right]^{-1} \left( \sum_{t=1}^T (x_t' \otimes y_t' (\psi_t \Omega)^{-1} \psi_t)' \right)$$

Afin de déterminer  $\Omega$  on pose

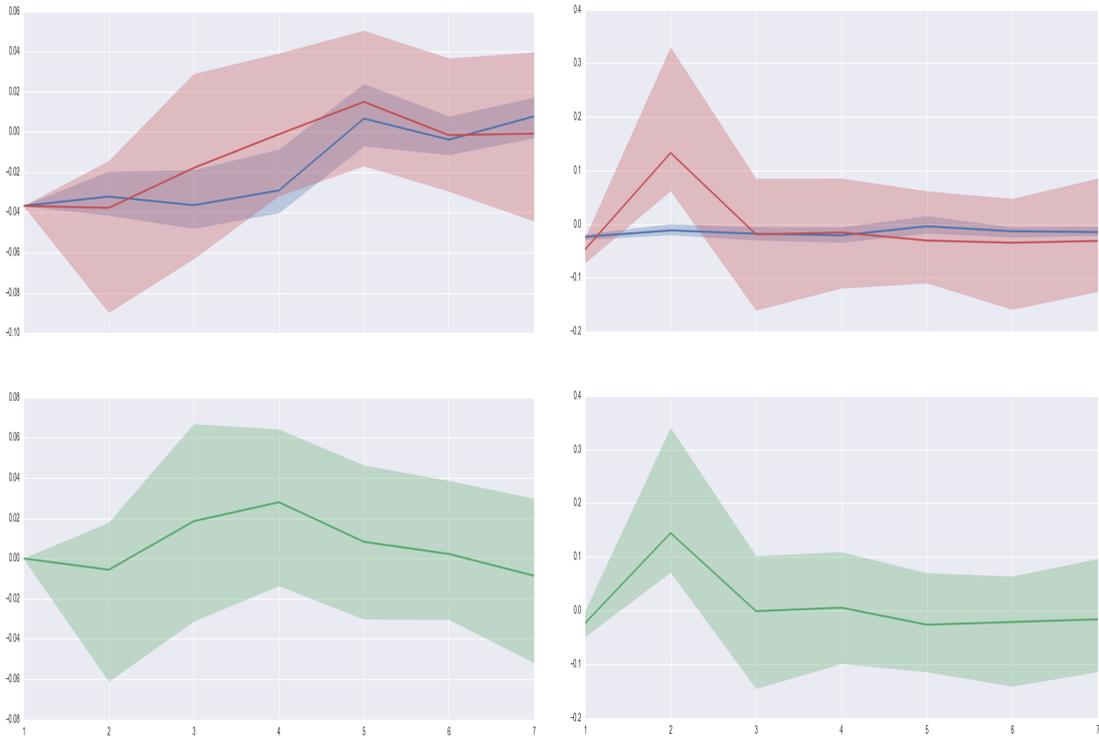
$$\frac{\partial L}{\partial \Omega} = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{\partial \log(|\psi_t \Omega|)}{\partial \Omega} + \frac{\partial u_t' (\psi_t \Omega)^{-1} u_t}{\partial \Omega} \right\} = 0$$

Or

$$\frac{\partial \log(|\psi_t \Omega|)}{\partial \Omega} = \psi_t' (\psi_t \Omega)^{-1}$$

$$\frac{\partial u_t' (\psi_t \Omega)^{-1} u_t}{\partial \Omega} = -\psi_t' (\psi_t \Omega)^{-1} u_t u_t' (\psi_t \Omega)^{-1}$$

FIGURE 19 – IRF ratio de dette pour un choc positif de prix (gauche) et pour un choc positif de pib (droite) ( $p = 4$ ,  $z_t = (y_{t-1} - y_{t-5})/4$ ).



La courbe en bleu indique l'IRF dans le régime d'expansion, la courbe en rouge indique l'IRF dans le régime de récession. La courbe en vert correspond à la différence entre les deux IRF. Les intervalles de confiance sont tracés pour un risque à 10%.

On obtient ainsi la condition suivante

$$\sum_{t=1}^T \{ \psi_t' (\psi_t \Omega)^{-1} (u_t u_t' (\psi_t \Omega)^{-1} - I_K) \} = 0$$

où  $u_t = y_t - (x_t' \otimes \psi_t) \beta$ .

La condition portant sur les coefficients des matrices de variance-covariance ne prend pas de forme analytique simple, cependant nous pouvons distinguer deux cas particuliers :

1.  $\Omega^1 = \Omega^2 = \Omega^0$  : dans ce cas les erreurs se comportent de la même manière dans les deux régimes ce qui nous amène à la simplification suivante,  $\psi_t \Omega = \Omega^0$ . On en déduit alors

$$\Omega^0 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_t u_t'$$

Dans ce cas on retrouve l'expression habituelle de l'estimateur de la matrice de variance covariance pour un modèle VAR.

2.  $g_t \in \{0, 1\}$  : ce qui revient à considérer un modèle TVAR. Dans ce cas là nous avons  $\psi_t = (I_K, 0)$  si  $g_t = 0$  et  $\psi_t = (0, I_K)$  si  $g_t = 1$ . On note alors  $G_0 = \{t \in \{1, \dots, T\} : g_t = 0\}$ ,  $G_1 = \{t \in \{1, \dots, T\} : g_t = 1\}$  et  $T_0 = \mathbf{card}(G_0)$ ,  $T_1 = \mathbf{card}(G_1)$ . La condition d'optimalité se reformule alors de la manière suivante :

$$\sum_{t \in G_0} \left\{ \begin{pmatrix} I_K \\ 0 \end{pmatrix} (\Omega^1)^{-1} (u_t u_t' (\Omega^1)^{-1} - I_K) \right\} + \sum_{t \in G_1} \left\{ \begin{pmatrix} 0 \\ I_K \end{pmatrix} (\Omega^2)^{-1} (u_t u_t' (\Omega^2)^{-1} - I_K) \right\} = 0$$

Ainsi chaque terme s'égalise à zéro en posant respectivement

$$\Omega^1 = \frac{1}{T_0} \sum_{t \in G_0} u_t u_t'$$

$$\Omega^2 = \frac{1}{T_1} \sum_{t \in G_1} u_t u_t'$$

## Procédure Bootstrap

Afin de construire les intervalles de confiance pour nos différentes estimations nous procédons comme suit :

1. Nous nous donnons les conditions initiales pour les variables endogènes :  $g_t, t_t, y_t, p_t$ . Nous nous donnons également le seuil de la variable de transition.
2. Nous simulons le processus TVAR à partir des coefficients estimés en tenant compte du fait que la variable de transition est elle-même générée par le modèle étant donné qu'elle est une fonction de  $y_t$  et de ses retards. Selon que la valeur prise par la variable de transition est inférieure ou supérieure au seuil nous appliquons les coefficients du régime correspondant permettant de générer le vecteur des variables endogènes en  $t$  à partir des variables endogènes retardées, des variables exogènes en  $t$  et d'un choc tiré aléatoirement parmi les erreurs du modèle estimé.
3. L'ajout du terme d'erreur tient également compte du régime dans lequel le processus TVAR se trouve. A partir des erreurs estimées nous formons deux ensembles : les erreurs estimées en régime de récession et les erreurs estimées en régime d'expansion. Le terme d'erreur est donc tiré aléatoirement dans l'ensemble correspondant. Ceci est nécessaire dans la mesure où la matrice de covariance des erreurs diffère selon le régime.
4. Nous réalisons 500 simulations et nous ré-estimons le modèle sur chacune d'entre elles (le seuil de transition n'est pas ré-estimé, nous conservons le même pour toutes les simulations bootstrap) afin de récupérer une distribution et réaliser les intervalles de confiances sur les différentes estimations.

# Bibliographie

Ahrend, R., P. Catte and R. Price (2006), "Interactions between Monetary and Fiscal Policy : How Monetary Conditions Affect Fiscal Consolidation", OECD Economics Department Working Paper, No. 521.

Alesina A., and R. Perotti (1995), "Fiscal Expansions and Adjustements in OECD Countries", *Economic Policy*, n.21, 207-247.

Alesina A., and R. Perotti (1996), "Fiscal Discipline and the Budget Process", *American Economic Review*, Vol. 86, No. 2, 401-407.

Alesina, A. and S. Ardagna (2009), "Large Changes in Fiscal Policy : Taxes versus Spending", NBER Working Paper, No. 15438.

Ardagna, S. (2009), "Determinants and Consequences of Fiscal Consolidations in OECD Countries" in : *European Commission : European Economy 2009*, European Commission, Brussels.

Auerbach, A. and Y. Gorodnichenko (2012), "Measuring the Output Responses to Fiscal Policy", *American Economic Journal : Economic Policy*, Vol. 4, No. 2, 1-27.

Batini, N., G. Callegari, and G. Melina, 2012, "Successful Austerity in the United States, Europe and Japan," IMF Working Paper 12/190 (Washington : International Monetary Fund).

Baxter, M. and R. King (1993). "Fiscal Policy in General Equilibrium", *American Economic Review*, Vol. 83(3), pp. 315-334.

Bi H., Leeper E., Leith C., (2013), "Uncertain Fiscal Consolidation", *The Economic Journal*, Vol. 123, 31-63.

Biau, O. and E. Girard (2005), "Politique budgétaire et dynamique économique en France : l'approche VAR structurel," *Économie et Prévision* 169–171, 1–24.

Blanchard, O., and R. Perotti, 2002, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, pp. 1329–1368.

Boussard J., de Castro F., Salto M. (2013) Fiscal Multipliers and Public Debt Dynamics in Consolidations. In : Paganetto L. (eds) *Public Debt, Global Governance and Economic Dynamism*. Springer, Milano

Caggiano G., Castelnuovo E., Colombo V., Nodari G., (2015), "Estimating Fiscal Multipliers : News From A Non-linear World", *The Economic Journal*, Vol. 125, 746-776.

- de Castro, F and P. Hernández de Cos (2008), “The economic effects of fiscal policy : the case of Spain,” *Journal of Macroeconomics*, 30, 1005-1028.
- Christiano, L., M. Eichenbaum and S. Rebelo (2011), “When is the Government Spending Multiplier Large ? ,” *Journal of Political Economy* 119(1), 78-121.
- Cherif, R., and F. Hasanov, 2010, “Public Debt Dynamics and Debt Feedback,” MPRA Paper No. 27918.
- Cherif, R., and F. Hasanov, 2012, “Public Debt Dynamics : The Effect of Austerity, Inflation, and Growth Shocks,” *IMF Working Paper* No. 12/230.
- Davig T., E. Leeper, (2011), "Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus", *European Economic Review*, Volume 55, Issue 2, February 2011, pp. 211-227.
- Denes M., Eggertsson G., Gilbukh S., (2013), "Deficits, Public Debt Dynamics and Tax and Spending Multipliers", *The Economic Journal*, Vol. 123, 133-163.
- Eggertsson, Gauti B. (2006), Fiscal multipliers and policy coordination, Staff Report, Federal Reserve Bank of New York, No. 241
- Eggertsson, Gauti B. (2011), "What Fiscal Policy Is Effective at Zero Interest Rates", *NBER Macroeconomics Annual* 2011 25 :1, 59-112.
- Eyraud, L., and A. Weber, 2013, "The challenge of Debt Reduction during Fiscal Consolidation", *IMF Working Paper*.
- Favero, C., and F. Giavazzi, 2007, “Debt and the Effect of Fiscal Policy,” *NBER Working Paper* 12822.
- Galí, J., D. López-Salido and J. Vallés (2007), "Understanding the effects of government spending on consumption,” *Journal of the European Economic Association*, 5, pp. 227-270.
- Giordano, R., S. Momigliano, S. Neri and R. Perotti (2007), "The effects of fiscal policy in Italy : Evidence from a VAR model", *European Journal of Political Economy*, 23, pp. 707–733.
- Guichard, S., M. Kennedy, E. Wurzel and C. André (2007), “What Promotes Fiscal Consolidation : OECD Country Experiences”, *OECD Economics Department Working Paper*, No. 553.
- Luktepohl, H (2005), "New Introduction to Multiple Time Series Analysis", Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 764 p.
- Molnár, Margit (2012), “Fiscal consolidation : What factors determine the success of consolidation efforts?”, *OECD Journal : Economic Studies*, Vol. 2012/1.

Mountford, A. and H. Uhlig (2009), "What are the effects of fiscal policy shocks?," *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), pp 960-992.

Perotti, R. (2004), " Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries,". *Proceedings, Federal Reserve Bank of San Francisco*.

Von Hagen, J. and R.R. Strauch (2001), "Fiscal Consolidations : Quality, Economic Conditions and Success", *Public Choice*, Vol. 109.

Von Hagen, J., A. Hughes Hallett and R.R. Strauch (2002), "Budgetary Consolidation in Europe : Quality, Economic Conditions and Persistence", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 16.

Woodford, M., (2011), "Simple analytics of the government spending multiplier", *American Economic Journal : Macroeconomics* 3(1), 1-35.