



Multiplicateurs budgétaires et efficacité du *policy mix* en récession : une analyse appliquée à la zone euro

Thomas Brand

Département Économie Finances

n° 2012-09, novembre 2012



PREMIER MINISTRE



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

Table des matières

Résumé	6
Abstract	7
1 Introduction	8
2 Estimation des changements de régime budgétaire en zone euro	18
2.1 Dynamique non linéaire de l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques en zone euro	19
2.2 Estimation d'un modèle à correction d'erreur à seuil	20
3 Modèle	24
3.1 Ménages	24
3.1.1 Ménages ricardiens	24
3.1.2 Ménages non ricardiens	25
3.1.3 Travail et salaires	25
3.2 Entreprises	26
3.2.1 Producteur du bien d'équipement	26
3.2.2 Producteurs des biens domestiques	27
3.2.3 Secteurs importateurs et exportateurs	28
3.2.4 Producteurs des biens finaux	29
3.2.5 Actifs extérieurs nets	30
3.3 Secteur public	30
3.3.1 Autorité monétaire	30
3.3.2 Autorité budgétaire	30
3.4 Calibrage du modèle	31
4 Multiplicateurs budgétaires en fonction des règles de politiques budgétaire et monétaire en zone euro	33
4.1 Multiplicateurs avec politique budgétaire active et politique monétaire passive . .	33
4.1.1 Méthodologie et caractéristiques de l'équilibre	33
4.1.2 Évaluation des multiplicateurs	36
4.2 Multiplicateurs budgétaires lors d'un changement de régime des politiques monétaire et budgétaire	40
5 Conclusion	45
Bibliographie	47

Annexes	51
A Méthodologies d'estimation de la cointégration à seuil	51
A.1 Les modèles à seuil en analyse univariée	51
A.2 Les modèles à seuil en analyse bivariée	51
B Détails du calibrage	53
C Étude de l'équilibre en fonction de la vitesse de l'ajustement budgétaire et de l'élasticité des taux d'intérêt à l'inflation	53
D Réponses impulsionnelles pour chaque type de relance en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire	53
E Réponses impulsionnelles pour chaque type de relance en fonction du <i>policy mix</i>	53

Liste des tableaux

1 Caractéristiques de l'équilibre selon les règles de politiques budgétaire et monétaire	34
B.1 Valeurs en régime stationnaire : modèle vs données empiriques (1985T1-2006T4)	54
B.2 Valeurs des paramètres	55

Liste des graphiques

1 Variation des recettes et des dépenses publiques selon l'écart à leur relation de long terme	21
2 Dépenses, recettes, déficits publics et taux d'intérêt nominal de court terme en zone euro, 1980T1-2011T3	23
3 Étude de l'équilibre en fonction de la vitesse de l'ajustement budgétaire et de l'élasticité des taux d'intérêt à l'inflation	35
4 Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire	38
5 Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction du <i>policy mix</i>	42
A.1 Détection du seuil dans la dynamique de l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques de la zone euro	52
C.2 Étude de l'équilibre en fonction de la vitesse de l'ajustement budgétaire et de l'élasticité des taux d'intérêt à l'inflation, à la limite entre politique budgétaire active et passive	56
D.3 Réponses impulsionnelles après un choc sur <i>gc</i> en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire	57
D.4 Réponses impulsionnelles après un choc sur <i>gi</i> en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire	58

D.5 Réponses impulsionnelles après un choc sur tau_k en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire	59
D.6 Réponses impulsionnelles après un choc sur tau_c en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire	60
D.7 Réponses impulsionnelles après un choc sur tau_{wh} en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire	61
D.8 Réponses impulsionnelles après un choc sur tau_{wf} en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire	62
D.9 Réponses impulsionnelles après un choc sur T en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire	63
D.10 Réponses impulsionnelles après un choc sur Tnr en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire	64
E.11 Réponses impulsionnelles après un choc sur gc en fonction du <i>policy mix</i>	65
E.12 Réponses impulsionnelles après un choc sur gi en fonction du <i>policy mix</i>	66
E.13 Réponses impulsionnelles après un choc sur tau_k en fonction du <i>policy mix</i>	67
E.14 Réponses impulsionnelles après un choc sur tau_c en fonction du <i>policy mix</i>	68
E.15 Réponses impulsionnelles après un choc sur tau_{wh} en fonction du <i>policy mix</i>	69
E.16 Réponses impulsionnelles après un choc sur tau_{wf} en fonction du <i>policy mix</i>	70
E.17 Réponses impulsionnelles après un choc sur T en fonction du <i>policy mix</i>	71
E.18 Réponses impulsionnelles après un choc sur Tnr en fonction du <i>policy mix</i>	72

Résumé

Ce document s'attache à évaluer l'impact du *policy mix* sur l'efficacité des relances budgétaires en situation de récession. Plus précisément, on étudie dans un modèle d'équilibre général calculable, calibré sur la zone euro en économie ouverte, les multiplicateurs budgétaires à court et moyen terme pour différentes spécifications des règles de politiques budgétaire et monétaire. Quatre résultats peuvent être mis en évidence. Premièrement, l'estimation d'une cointégration à seuil entre recettes et dépenses publiques de la zone euro entre 1980 et 2011 montre que la politique budgétaire suit une dynamique non linéaire, où les forces de rappel vers l'équilibre s'exercent uniquement après une très forte dégradation des déficits publics et principalement par les dépenses publiques. Deuxièmement, il existe un régime de *consolidation excessive* dans lequel l'équilibre du modèle est instable, si la politique budgétaire est trop restrictive, quel que soit le comportement de la banque centrale à l'égard de l'inflation. Troisièmement, par rapport à un régime standard, les multiplicateurs budgétaires sont bien plus élevés lorsque les taux d'intérêt nominaux sont constants et que recettes et dépenses publiques ne s'ajustent pas, quel que soit le type de relance et l'horizon d'actualisation. Ils atteignent une valeur de 2,2 pour la consommation publique à un horizon de cinq ans, soit un résultat proche des estimations empiriques de Auerbach et Gorodnichenko (2012). Quatrièmement, une consolidation qui commence pendant la période de taux nominaux nuls est plus efficace qu'un ajustement plus tardif, pour les relances privilégiant l'augmentation de la demande globale (mais cette stratégie se révèle la moins efficace pour les relances favorisant l'offre). Ce résultat se distingue de Corsetti *et al.* (2010). La différence tient au fait que l'ajustement budgétaire par les dépenses est, chez ces auteurs, particulièrement rapide. Le multiplicateur est donc plus élevé lorsque l'ajustement commence pendant la période de taux nuls à condition que l'ajustement soit relativement lent.

Classification JEL : E52, E62, E63.

Mots clés : politique budgétaire ; politique monétaire ; relance budgétaire ; multiplicateur budgétaire ; modèle néokeynésien.

Abstract

This paper aims to evaluate the policy-mix impact on the global effectiveness of fiscal stimulus in recession. More precisely, with a general equilibrium model applied to the euro area in an open economy, we study short and medium term fiscal multipliers for various specifications of fiscal and monetary rules. Four results can be drawn. First, threshold cointegration between revenues and public expenditures in the euro area (1980-2011) shows that the dynamic of fiscal policy is non-linear. The error-correction term is significant only for huge deficits, through public expenditures increases. Second, an *excessive consolidation* regime appears where model equilibrium is instable, if fiscal policy is too restrictive, whatever central bank's reaction to inflation is. Third, relative to standard regime, fiscal multipliers are larger when nominal interest rates are constant and when there is no fiscal adjustment, whatever the type of fiscal stimulus and the time of discount are. Public consumption multiplier is 2.2 at five years, a result closed to empirical estimates of Auerbach and Gorodnichenko (2012). Fourth, an adjustment which begins before the end of the zero lower bound period is more effective than a later consolidation, if fiscal stimulus increases global demand (but this strategy is less effective if fiscal stimulus increases global supply). This result is different from Corsetti *et al.* (2010), because fiscal adjustments in their paper are very fast. Fiscal multiplier is bigger when adjustment begins during the zero lower bound period only if adjustment is relatively slow.

JEL Classification: E52, E62, E63.

Keywords : fiscal policy ; monetary policy ; fiscal stimulus ; fiscal multiplier ; neokeynesian model.

Multiplicateurs budgétaires et efficacité du *policy mix* en récession : une analyse appliquée à la zone euro

Thomas Brand *

1. Introduction

Après la crise de 2007, le regain d'intérêt pour la politique budgétaire comme instrument contracyclique a conduit à en renouveler l'analyse empirique pour mesurer son efficacité. L'un des résultats les plus intéressants de cette littérature récente et encore restreinte (Baum et Koester, 2011; Auerbach et Gorodnichenko, 2012; Baum *et al.*, 2012) est la mise en évidence d'effets différents selon la position de l'économie dans le cycle au moment de la relance budgétaire, ou de la consolidation. Déjà Perotti (2004) soulignait l'évolution de l'impact des politiques budgétaires dans le temps, avec une baisse d'efficacité à partir du début des années 1980 dans les grands pays de l'OCDE. L'originalité de cette nouvelle littérature empirique est de permettre des changements récursifs, en utilisant d'autres méthodes économétriques.

Jusqu'à présent la recherche empirique se fondait sur des modèles autorégressifs structurels linéaires (ou des modèles d'équilibre général dynamiques stochastiques linéaires) qui, par construction, évacuaient la question des multiplicateurs budgétaires en fonction de l'état de l'économie par exemple¹. Auerbach et Gorodnichenko (2012) mettent ainsi en évidence, à partir d'un modèle VAR à changement de régime, que les multiplicateurs des dépenses publiques aux États-Unis sur la période 1947-2008 étaient beaucoup plus importants lors des récessions que lors des phases d'expansion (entre 0 et 0,5 en expansion et entre 1 et 1,5 en récession)². Baum *et al.* (2012) montrent, quant à eux, avec une méthodologie similaire appliquée aux pays du G7 (hors Italie) depuis le début des années 1970, que les multiplicateurs budgétaires moyens des recettes et des dépenses publiques dépendent significativement de la position dans le cycle économique. Ainsi, les multiplicateurs sont significativement plus élevés lorsque l'*output gap* est négatif (de l'ordre de 1,3 pour les dépenses et de 0,4 pour les recettes) que lorsqu'il est positif (de 0,7 et 0,03 respectivement).

Parmi les arguments avancés pour justifier la plus grande efficacité de la politique budgétaire en période de récession, le plus étudié dans la littérature récente est l'effet du taux d'intérêt nominal nul (Eggertsson, 2010; Woodford, 2011; Christiano *et al.*, 2011a)³. L'une des conditions

*. Département Économie Finances, Centre d'analyse stratégique (thomas.brand@strategie.gouv.fr).

1. On désigne par multiplicateur budgétaire le ratio entre le supplément de production et le coût de la relance pour l'État. Nous précisons cette définition plus loin.

2. Les régimes sont définis en fonction du taux de croissance de l'économie. Le multiplicateur maximal est de 0,57 en phase haute du cycle et de 2,48 en creux de cycle (avec des écarts-types de 0,12 et 0,28 respectivement). Lorsqu'ils ignorent la distinction entre les deux régimes, le multiplicateur est proche de l'unité.

3. En période de croissance négative de la production et des prix particulièrement longue, les banques centrales diminuant les taux d'intérêt nominaux peuvent ainsi se trouver contraintes par la limite des taux d'intérêt nominaux nuls. Nous montrons par la suite que les mêmes effets peuvent prévaloir en situation de taux d'intérêt constants ou de taux nuls. D'autres arguments ont été récemment avancés pour expliquer la plus grande efficacité

de cette plus grande efficacité budgétaire est la mise en place rapide de la politique de relance. L'hypothèse de base de cette littérature est que l'efficacité globale des relances budgétaires tient avant tout aux règles de politiques budgétaire et monétaire qui prévalent et aux changements de spécification de ces règles au cours du temps. Le travail présenté ici partage cette hypothèse.

Comme souligné dans Brand (2012b) et montré empiriquement par la suite, les consolidations budgétaires *via* l'augmentation des recettes et la diminution des dépenses, en Europe et aux États-Unis, sont cependant mises en place alors que les taux d'intérêt sont toujours proches de zéro, ou du moins constants. Autrement dit, la littérature s'est focalisée sur les délais de mise en oeuvre de la politique budgétaire, souvent jugés trop longs pour être efficaces (Ramey, 2011), alors que l'enjeu de politique économique, crucial aujourd'hui, porte bien davantage sur l'impact des consolidations budgétaires après la relance. Si nous nous sommes concentrés auparavant sur la vitesse de l'ajustement, définie comme la sensibilité des instruments budgétaires à la dynamique de la dette publique (Brand, 2012b), il s'agit ici d'évaluer les multiplicateurs à court et moyen terme en fonction du moment où l'ajustement budgétaire se met en place par rapport à la durée de la période de taux nuls. La question du *policy mix* le plus efficace pose alors celle du bon *timing* des ajustements budgétaires après la relance, par rapport à la durée de la période de taux d'intérêt nuls. Très peu abordée dans cette littérature, elle renvoie à des raisonnements différents.

Il est nécessaire avant tout d'explicitier le raisonnement justifiant l'efficacité accrue de la politique budgétaire en situation de taux d'intérêt nul⁴ : après un choc, sur les préférences des agents par exemple, qui pousse à épargner davantage et conduit les taux d'intérêt fixés par la banque centrale à leur limite inférieure, une relance par la consommation publique a un effet multiplicateur plus important que lorsqu'une règle de Taylor prévaut. En effet, la brusque hausse de l'épargne entraîne la chute de la production ainsi qu'une baisse des coûts marginaux et des prix. Le taux d'intérêt nominal ne peut cependant plus baisser, du fait de la limite de taux nominal nul, et les taux d'intérêt réels augmentent, ce qui fait encore augmenter l'épargne et diminuer la production. Un cercle vicieux se forme. Le surcroît de dépenses publiques permet alors l'augmentation de la production, puis des coûts marginaux et de l'inflation, donc une baisse du taux d'intérêt réel (car le taux d'intérêt nominal reste au plancher). La baisse du taux d'intérêt réel augmente alors les dépenses privées et joue positivement sur les coûts marginaux et l'inflation. Le résultat net est une déflation moins importante et une augmentation relative de la production qui casse la spirale récessive.

Dans cette littérature, le paramètre essentiel pour obtenir de tels résultats est celui qui conditionne la persistance de la relance budgétaire par rapport à la période de taux d'intérêt nuls.

de la relance budgétaire en situation de récession. Canzoneri *et al.* (2011a) par exemple étendent le modèle de Curdia et Woodford (2009, 2010) où l'intermédiation financière est coûteuse, pour la rendre contracyclique (la prime de financement s'élève lorsque la richesse des intermédiaires financiers diminuent). Les frictions financières contracycliques entraînent des multiplicateurs budgétaires plus importants en situation de récession car la relance abaisse davantage les *spreads* dans ce cas. Malgré l'intérêt de ce cadre d'analyse, *a fortiori* dans la zone euro où les *spreads* de taux d'intérêt jouent un rôle particulier, nous n'incorporons pas l'hypothèse de frictions financières dans notre évaluation qui mériterait un développement à part entière.

4. Il s'inspire directement du paradoxe de l'épargne développé à l'origine par Keynes (1936) et réactualisé par Krugman (1998), Eggertsson et Woodford (2003) et Christiano (2004).

Eggertsson (2010) étudie dans quelle mesure l'efficacité de la politique budgétaire de relance se modifie si l'augmentation des dépenses est perçue comme permanente, et non plus transitoire⁵. Il conclut, dans cette hypothèse, que les effets positifs sont fortement diminués à court terme, voire deviennent négatifs. L'idée sous-jacente est qu'en situation de taux d'intérêt nuls, si la demande, insuffisante, doit être augmentée pour faire baisser les taux d'intérêt réels, l'insuffisance des dépenses n'est pas absolue mais relative : l'État doit augmenter les dépenses publiques à court terme par rapport aux dépenses de long terme s'il veut obtenir un effet positif sur la demande⁶.

Selon une logique et un modèle similaires, Woodford (2011) considère la probabilité qu'à chaque période qui s'ouvre à l'issue d'un épisode de taux d'intérêt nuls, les dépenses publiques restent au-dessus de leur valeur d'état stationnaire. Il établit alors une relation négative entre la probabilité de persistance du stimulus et la taille du multiplicateur⁷. De même, Christiano *et al.* (2011a) étudient, à partir d'un modèle moins stylisé développé dans Altig *et al.* (2011), dans quelle mesure le multiplicateur budgétaire est sensible à la part des dépenses publiques effectivement engagées en situation de taux d'intérêt nul. Conformément aux travaux précédents, ils concluent que le multiplicateur budgétaire est d'autant plus fort que les dépenses sont réalisées pendant la période de taux nuls⁸.

La persistance de la politique budgétaire de relance, au delà de la période de taux d'intérêt nuls, est, dans cette littérature, l'unique angle sous lequel est traitée l'interaction entre politique monétaire et politique budgétaire. Cela présente certes plusieurs avantages. Dans un cadre DSGE, la vitesse de mise en place du plan de relance, avec financement forfaitaire, peut être étudiée tout en maintenant l'hypothèse d'équivalence ricardienne⁹. Le modèle relativement simple qui en découle permet souvent une résolution analytique. Par ailleurs, les divergences dans la persistance de la relance budgétaire se révèlent essentielles pour expliquer les multiplicateurs budgétaires obtenus selon différentes simulations. Avec un modèle néokeynésien semblable à ceux des précédents, Cogan *et al.* (2010) prédisent par exemple des multiplicateurs de dépenses publiques beaucoup plus faibles en situation de taux nuls. Mais à la différence des cas étudiés précédem-

5. La politique budgétaire expansive temporaire se limite selon l'auteur à la période de taux d'intérêt nuls.

6. À partir d'un modèle néokeynésien stylisé, l'auteur montre plus précisément qu'une augmentation permanente des dépenses publiques accroît de manière permanente la production à long terme (les agents travaillent davantage pour compenser la perte de consommation privée due à l'augmentation des taxes) et l'inflation à long terme est plus basse, du fait de la forme d'engagement de la politique monétaire. Cela vient diminuer les anticipations d'inflation, y compris à court terme. Or, en situation de taux d'intérêt nul, une inflation positive permet une diminution des taux réels. La demande, fonction croissante de l'inflation, est alors plus faible que si le choc était transitoire. À cet effet modéré de la demande s'ajoute l'augmentation de l'offre qui, à court terme (la durée pendant laquelle les taux sont nuls), joue négativement sur la production. Les simulations du modèle calibré par Eggertsson (2010) montrent que ces deux effets négatifs sur la production dominent à court terme les anticipations des effets positifs à long terme.

7. Pour une probabilité nulle, le multiplicateur est d'environ 2,3, soit très proche de celui de Eggertsson (2010). Pour une valeur de 0,8 ou plus (autrement dit un stimulus qui dure 4 trimestres ou plus après la fin de la période de taux nuls), le multiplicateur est en dessous de l'unité.

8. Plus précisément, pour une période avec taux nuls fixée à trois ans, les auteurs calculent le multiplicateur pour des dépenses publiques qui croissent pendant 3, 4 ou 5 ans. La part des dépenses publiques engagées avant la fin de la période de taux nul est donc respectivement de 100, 75 ou 50%. Le pic du multiplicateur chute de 2,3 à 1,06 lorsqu'on passe du premier au troisième cas.

9. Ce point est développé dans Brand (2012b).

ment, ils étudient l'effet d'une augmentation permanente des dépenses publiques et aboutissent mécaniquement à un effet multiplicateur inférieur à l'unité, dès la deuxième année¹⁰.

Cependant, comme souligné précédemment, l'enjeu de politique économique tient moins à la persistance de la relance budgétaire qu'aux effets des consolidations en situation de taux nuls. On propose donc ici une évaluation de leur impact sur l'efficacité globale de la relance dans un modèle d'équilibre général. À notre connaissance, cette question est abordée uniquement dans Corsetti *et al.* (2010) et en annexe de Christiano *et al.* (2011a). Le résultat principal des premiers est que l'effet bénéfique à court terme d'une consolidation par une baisse des dépenses, après une relance par la consommation publique, dépend du moment où l'ajustement est mis en place. En effet, un ajustement prématuré contracte la demande et la désinflation peut encore avoir lieu en situation de taux nuls, ce qui augmente les taux d'intérêt réels et abaisse le multiplicateur. S'il est plus tardif, les effets déflationnistes interviennent à un moment où la banque centrale peut à nouveau baisser ses taux d'intérêt et donc le plan de relance est globalement plus efficace¹¹.

Christiano *et al.* (2011a) étudient en annexe la possibilité d'un financement de la relance par des taxes distorsives en situation de taux nuls. Selon eux, une hausse des taxes sur le travail pour financer la relance, pendant ou après la période de taux nuls, aboutit à une augmentation du multiplicateur instantané par rapport à un financement forfaitaire¹². Ils montrent en outre que le multiplicateur est plus élevé si ce type d'ajustement a lieu pendant la période de taux nuls.

Nous proposons ici, à la suite de ces deux articles, de systématiser dans un modèle d'équilibre général l'évaluation de l'efficacité globale des politiques budgétaires de relance dans une situation de taux d'intérêt nuls, en fonction de la date de mise en place de l'ajustement budgétaire distorsif. Il est en effet remarquable que ces travaux ne donnent pas une vision claire de l'impact cumulé sur le PIB des effets de la relance. Chez Christiano *et al.* (2011a) par exemple, l'augmentation en situation de taux nuls de taxes sur les salaires afin de financer la relance conduit certes à un multiplicateur instantané plus élevé qu'avec un financement forfaitaire, mais les effets sont fortement négatifs lorsque la période de taux nuls s'arrête¹³. La hiérarchie des stratégies de

10. Selon leurs simulations, des dépenses publiques augmentées d'un point de PIB de façon permanente augmentent le PIB d'1% le premier trimestre et de seulement 0,6% à la fin de la deuxième année (période au cours de laquelle ils font l'hypothèse que les taux d'intérêt sont nuls).

11. Dans Corsetti *et al.* (2010), lorsque les taux d'intérêt sont fixés par une règle de Taylor, une consolidation par les dépenses après une relance, plutôt que par des taxes forfaitaires, a des effets bénéfiques sur l'activité à court terme en permettant une baisse de l'inflation à moyen terme et donc une baisse des taux d'intérêt y compris à court terme. Cependant, dans une situation de taux d'intérêt nuls, cet effet sur l'inflation peut au contraire renforcer la dépression en augmentant les taux d'intérêt réels. Leurs simulations indiquent que ce dernier effet ne joue que modérément si l'ajustement par les dépenses est suffisamment tardif. Ainsi, les anticipations d'ajustements futurs stimulent la demande actuelle et donc l'inflation actuelle, ce qui est souhaitable en situation de taux nuls.

12. Ce résultat reprend les conclusions de Eggertsson (2010). L'idée est que, dans un tel modèle, une augmentation de la fiscalité sur les salaires est équivalente à une réduction de l'offre de travail. L'augmentation du salaire réel induite conduit à des coûts marginaux plus élevés et une hausse de l'inflation. Cela entraîne une baisse des taux d'intérêt réels, une augmentation de la consommation et de la production, et *in fine* un multiplicateur budgétaire plus important. Cet effet peut être cependant réduit, comme l'explique Christiano (2010) dans son commentaire de Eggertsson (2010), en incorporant des rigidités salariales. En effet, dans ce cas l'emploi est déterminé par la demande et les effets d'offre de travail sont moins importants car ils affectent uniquement les employés qui peuvent réévaluer leurs salaires.

13. La baisse des taux réels que permet la hausse de ces taxes pendant la période de taux nominaux nuls entraîne

policy mix pour maximiser l'efficacité globale de la politique de la relance mérite donc un nouvel examen. De plus, la plupart des articles se concentrent sur un seul type de relance, *via* l'augmentation de la consommation publique, alors que d'autres types de relance ont des effets très différents. Enfin, la plupart des modèles évoqués précédemment sont très stylisés et n'intègrent qu'une concurrence monopolistique sur le marché des biens et des rigidités nominales sur les prix. Or, Christiano (2010) montre que les effets des taxes sur les salaires en situation de taux nuls dépendent fortement de la présence de frictions salariales. Il suggère aussi en conclusion d'évaluer ces politiques dans un modèle qui intègre une fraction d'agents non ricardiens consommant tout leur revenu courant (Galí *et al.*, 2007). C'est la raison pour laquelle nous utilisons le modèle développé originellement dans Brand (2012b), qui intègre ces caractéristiques.

Cependant, l'évaluation des multiplicateurs en fonction du *policy mix* ne peut constituer qu'un aboutissement de notre analyse et nécessite au préalable un examen plus précis des différents régimes de politiques budgétaire et monétaire. En effet, le changement de spécification des règles de politiques budgétaire et monétaire pose des problèmes dans la mesure où la combinaison de certains régimes remet en cause la stabilité du modèle étudié et aboutit à un équilibre instable ou indéterminé. Une autre branche de la littérature, dans la lignée de la théorie budgétaire du niveau des prix, s'est intéressée spécifiquement à cette question. Il faut s'y référer de manière à définir les différents régimes dans lesquels on évaluera ensuite les politiques budgétaires de relance. Cette théorie n'a été que très peu mise en relation avec celle sur les effets des taux d'intérêt nuls.

Le point de départ de la théorie budgétaire du niveau des prix est que la contrainte budgétaire intertemporelle publique est vérifiée en termes réels et non nominaux. Woodford (1995) démontre alors que si les surplus primaires s'ajustent automatiquement pour assurer la contrainte budgétaire publique, les prix peuvent être déterminés de manière conventionnelle et l'on est dans un régime *ricardien* (ou à dominante monétaire). Si, au contraire, les surplus primaires suivent un processus arbitraire, alors le chemin d'équilibre des prix est déterminé par la nécessité de respecter la contrainte budgétaire publique, autrement dit les prix doivent augmenter pour la satisfaire et l'on est dans un régime *non ricardien* (ou à dominante budgétaire).

Les implications en termes d'impact des politiques budgétaire et monétaire, selon les différents régimes, sont importantes et viennent fortement nuancer au moins deux articles de référence dans la macroéconomie contemporaine. D'une part, les effets mis en avant par la théorie budgétaire du niveau des prix peuvent aller à l'encontre des conclusions de Barro (1974), puisque les titres publics peuvent être considérés par les agents comme une richesse nette, tout en conservant l'hypothèse d'anticipations rationnelles et de marchés de capitaux parfaits. Dans le cas, par exemple, d'une relance par la consommation publique qui n'est pas financée par des taxes forfaitaires et en présence de taux d'intérêt nominaux fixes, les ménages augmentent leur consommation car ils n'anticipent pas de baisse de leur revenu. D'autre part, Christiano et Fitzgerald (2000) mettent en évidence la *Woodford's really unpleasant arithmetic*, par contraste avec le titre de Sargent et Wallace (1981)¹⁴. Woodford (1995) souligne en effet que peu importe la rigueur de la banque

ainsi une substitution de la consommation des ménages du futur vers le présent.

14. Pour Sargent et Wallace (1981), l'autorité budgétaire peut menacer la stabilité des prix lorsque la banque centrale est faible et se trouve contrainte d'augmenter la base monétaire pour acheter les titres publics. Pourtant,

centrale, les prix peuvent ne pas être stabilisés. Dans le cadre défini précédemment, une hausse temporaire des taux d'intérêt entraîne une augmentation de la dette publique, une richesse nette des agents privés plus importante en termes nominaux car l'État ne réagit pas en augmentant les taxes forfaitaires, une augmentation de la consommation privée et donc une inflation plus élevée. Si la banque centrale répond plus vigoureusement à l'inflation, par des taux d'intérêt nominaux plus élevés, l'inflation s'élève encore et un cercle vicieux se forme.

Si cette théorie permet de rendre compte de certains épisodes historiques¹⁵, elle fait aussi l'objet de différentes critiques, parmi lesquelles celle de Buiter (2002) se révèle particulièrement intéressante ici. On rappelle que Woodford (1995) considère la contrainte budgétaire publique comme une condition d'équilibre et d'optimalité¹⁶, équivalente à la condition de transversalité pour les ménages. Or, pour Buiter (2002), la contrainte budgétaire publique, de la même manière que celle des ménages, est une identité. Elle est vraie à l'équilibre, mais aussi en dehors. Dans un système où la contrainte budgétaire intertemporelle publique est une identité (ricardien selon Buiter), deux cas sont possibles. S'il existe un degré de liberté, dépenses publiques, taxes, transferts ou seigneurage s'ajustent et la dette peut être remboursée. S'il n'y a pas de degré de liberté, il faut envisager le défaut. Dans un système où la contrainte budgétaire intertemporelle publique est une condition d'équilibre (non ricardien selon Buiter), sans degré de liberté, il y a surdétermination et la théorie budgétaire des prix fait jouer aux prix le même rôle que le défaut dans le système précédent. En incluant la possibilité de défaut dans ce dernier schéma, on revient alors au problème classique précédent. Si l'exploration plus avant de ce débat est en dehors du cadre de notre analyse, celui-ci invite néanmoins à privilégier une version plus restreinte de la théorie budgétaire des prix, en revenant à Leeper (1991), tout en maintenant l'essentiel des implications décrites plus haut.

Leeper (1991) spécifie des règles budgétaires et monétaires en fonction de l'élasticité des taux d'intérêt nominaux à l'écart entre l'inflation et sa cible et de l'élasticité des surplus primaires à l'écart entre la dette publique et sa cible. Il étudie dans ce cadre l'espace des paramètres qui produit une solution unique et localement stable du modèle¹⁷. Comme le soulignent Canzoneri *et al.* (2011b), Leeper (1991) recherche la condition pour que le sentier de dette publique soit stable, à la différence de Woodford (1995) qui identifie une condition plus générale pour que le sentier de dette publique satisfasse la contrainte budgétaire intertemporelle publique. L'avantage de l'approche de Leeper (1991), quoique plus restrictive que celle de Woodford (1995), est d'être beaucoup plus généralement acceptée dans la littérature. Leeper (1991) définit alors une politique monétaire passive lorsque les taux d'intérêt réagissent faiblement à l'écart d'inflation et une politique budgétaire active lorsque les surplus budgétaires réagissent faiblement à l'écart de

leur conclusion *unpleasant* est nuancée par leur optimisme selon lequel il suffit que la banque centrale soit forte pour que le problème de la stabilité des prix soit résolu.

15. Woodford (2001) illustre le rôle de la politique budgétaire dans la détermination des prix après l'accord entre la Fed et le Trésor américain en 1942, qui a permis jusqu'en 1951 des emprunts publics à taux d'intérêt fixes.

16. Le respect de cette contrainte nécessite de vérifier la condition de transversalité selon laquelle la valeur actualisée de la dette tend asymptotiquement vers zéro, comme rappelé dans Brand (2012a).

17. Cela revient à calculer les valeurs propres du système linéarisé et à en déduire, selon les conditions de Blanchard et Kahn (1980) sur lesquelles nous revenons par la suite, la stabilité, l'instabilité ou encore l'indétermination de l'équilibre.

dette publique¹⁸. La combinaison de ces deux politiques est un type de régime non ricardien. À l'inverse, une politique monétaire active et une politique budgétaire passive constituent un type de régime ricardien.

Malgré l'intérêt d'une telle analyse, très peu d'études ont examiné plus avant les effets des politiques budgétaire et monétaire dans ce cadre. Kim (2003) et la revue de littérature de Canzoneri *et al.* (2011b) sont à notre connaissance les seuls articles qui étudient les canaux de transmission d'une relance budgétaire par la consommation publique dans un régime non ricardien. Leur étude s'appuie sur un modèle néokeynésien très stylisé avec concurrence monopolistique sur le marché des biens et rigidité des prix. C'est pourquoi nous voulons étudier dans un modèle plus riche, avec un bloc de finances publiques détaillé, d'une part l'espace des paramètres qui détermine la stabilité ou non du modèle, d'autre part les effets des différents types de relance lorsque la politique monétaire est passive et la politique budgétaire active.

Plus récemment, la caractérisation de la coordination entre les autorités budgétaire et monétaire a été renouvelée par Davig et Leeper (2007, 2011). Dans leurs articles, le problème de stabilité de l'équilibre est moins sévère que celui précédemment exposé. En effet, partant de l'article de Leeper (1991), ils permettent aux règles de politiques budgétaire et monétaire de passer d'actif à passif, et *vice-versa*, selon une certaine probabilité estimée. Plus précisément, les coefficients de ces deux règles sont modélisés comme des chaînes de Markov (Hamilton, 1989)¹⁹. On ne raisonne donc plus dans un régime fixe, ricardien ou non. En effet, si l'on accepte la possibilité d'un changement de régime, les agents, qui anticipent rationnellement dans le modèle, adoptent un comportement différent de celui qui prévaut en régime fixe²⁰. Autrement dit, le régime ricardien futur a déjà des effets pendant le régime non ricardien. Bien que Davig et Leeper (2007) n'aient pas de résultat théorique général, un tel processus de Markov estimé puis introduit dans leur modèle produit une solution unique. Même si certaines périodes indiquent des équilibres de taches solaires (lorsque les deux politiques sont passives), l'anticipation d'un futur *policy mix* stable conduit à une solution déterminée pendant cette période.

Deux limites aux analyses de Davig et Leeper (2007, 2011) sont ici traitées. D'une part, leur méthode d'estimation selon un processus de chaîne de Markov n'explique pas pourquoi le régime se modifie de manière endogène. Dans un commentaire de l'article, Sims (2007) insiste sur la pertinence d'une endogénéisation de ce changement, selon par exemple la valeur de la dette réelle qui, au-delà d'un seuil, augmenterait la probabilité d'une politique budgétaire active. À la suite de cette critique, nous proposons d'appliquer une autre méthodologie d'estimation, la cointégration à seuil développée par Balke et Fomby (1997) et Hansen et Seo (2002), qui peut

18. Leeper (1991) définit analytiquement les valeurs critiques des élasticités dans les règles budgétaire et monétaire pour distinguer leur caractère actif ou passif.

19. Plusieurs articles antérieurs ont estimé des changements structurels dans la dynamique des finances publiques (Wilcox, 1989; Tanner et Liu, 1994; Haug, 1995). Wilcox (1989), en étudiant la stationnarité de la dette publique, montre un changement en 1974 (sur un échantillon de 1960 à 1984), date à partir de laquelle la contrainte budgétaire publique n'est plus respectée. Les changements sont perçus cependant comme uniques par ces auteurs. L'originalité de Davig et Leeper (2007), et de la méthode que nous retenons, est de permettre des changements récursifs.

20. Gali (2007) souligne d'ailleurs, dans son commentaire de Davig et Leeper (2007), qu'il est quelque peu paradoxal de raisonner en régime fixe en macroéconomie aujourd'hui dès lors qu'un des principaux objectifs des DSGE microfondés est précisément d'analyser les implications de changements de régime.

mettre en évidence un changement de régime dans la politique budgétaire en réponse à un déficit public trop élevé²¹. D'autre part, le modèle dans lequel Davig et Leeper (2007, 2011) introduisent les règles budgétaire et monétaire estimées est très stylisé, et les auteurs ne considèrent, là encore, qu'une relance par la consommation publique.

Ce document de travail comporte quatre points : premièrement, le test empirique du changement de régime dans la conduite de la politique budgétaire en zone euro depuis 1980 en fonction d'un seuil et l'analyse, selon les régimes, du comportement de l'autorité monétaire ; deuxièmement, l'étude, dans notre modèle d'équilibre général calibré sur la zone euro, de l'espace des paramètres des règles budgétaire et monétaire qui déterminent les différents régimes, en vérifiant leur stabilité ; troisièmement, la comparaison des multiplicateurs budgétaires des huit instruments du modèle dans un régime ricardien et dans un régime non ricardien ; quatrièmement, la comparaison de l'efficacité des différentes relances budgétaires lorsqu'on anticipe un changement de régime, en fonction du degré de coordination des politiques budgétaire et monétaire pour sortir du régime non ricardien. Dans la mesure où le modèle est calibré à partir des données de la zone euro dans son ensemble, les effets mis en évidence doivent être interprétés comme une moyenne pondérée des effets des chocs budgétaires des pays membres de la zone.

Quatre résultats peuvent alors être mis en avant.

Premièrement, à partir de l'estimation d'une cointégration à seuil entre recettes et dépenses publiques de la zone euro entre 1980 et 2011, nous montrons que la politique budgétaire suit une dynamique non linéaire, contrairement aux régressions en panel sur les pays de l'UE15 de Afonso (2008). Notre estimation met en évidence que les forces de rappel vers l'équilibre s'exercent uniquement après une très forte dégradation des déficits publics et principalement par une baisse des dépenses. De plus, les taux d'intérêt nominaux diminuent fortement tout au long de ce régime. Selon ces estimations, l'évaluation globale des plans de relance dans un modèle d'équilibre général appliqué à la zone euro doit donc inclure des changements de régime dans les règles de politique budgétaire et monétaire. Contrairement à la littérature récente, nos simulations n'évaluent pas l'impact de la persistance du plan de relance au-delà de la période de taux d'intérêt nuls, mais les effets des ajustements budgétaires pendant cette période.

Deuxièmement, en plus des quatre régimes mis en avant par Leeper (1991) selon le caractère actif ou passif des politiques budgétaire et monétaire, nous montrons qu'il existe un cinquième régime de *consolidation excessive* dans lequel l'équilibre est instable, quel que soit le comportement de la banque centrale à l'égard de l'inflation. En effet, si l'autorité budgétaire décide de mettre en place des ajustements budgétaires à une vitesse supérieure à une réduction d'un huitième par an de l'écart de dette publique par rapport à la cible (soit un peu plus du double de la vitesse fixée dans le *Fiscal Compact* européen), les mouvements oscillatoires des réponses impulsionnelles deviennent explosifs et le système est instable. Une forte volonté d'ajustement budgétaire pour ramener la dette à sa valeur d'équilibre entraîne une augmentation des taux d'imposition et une diminution des dépenses publiques qui contractent l'activité et oblige à intensifier encore les efforts d'ajustements, dans un effet de multiplicateur à l'envers. Cette spirale récessive s'interrompt quand la dette publique passe en-dessous de sa valeur d'équilibre

21. Favero et Monacelli (2005) proposent aussi une autre méthode pour rendre compte des changements de régime de manière endogène.

et que la politique budgétaire devient expansive, du fait de la forme des règles budgétaires. Mais alors la dette publique augmente de nouveau rapidement et un nouveau cycle s'enclenche. Le régime instable de *consolidation excessive* apparaît lorsque la volonté d'ajustement budgétaire est tellement forte que les variations de dette publique et de production qu'elle entraîne deviennent incontrôlables.

Troisièmement, les multiplicateurs budgétaires sont bien plus élevés en régime non ricardien qu'en régime ricardien, quels que soient le type de relance et l'horizon d'actualisation. Les multiplicateurs actualisés de la consommation publique et de l'investissement public atteignent une valeur de 2,2 environ à un horizon de cinq ans, soit un résultat très proche des estimations empiriques de Auerbach et Gorodnichenko (2012). Ce résultat tient à trois facteurs au moins. Avec des taux d'intérêt nominaux constants, une augmentation de la production accroît la demande de travail, les coûts marginaux et l'inflation, et donc les taux d'intérêt réels baissent. De plus, la baisse des taux d'intérêt réels entraîne une forte dépréciation du taux de change nominal, que la hausse de l'inflation domestique ne compense que partiellement. Il s'ensuit une dépréciation du taux de change réel et des exportations beaucoup plus fortes. Enfin, l'absence de consolidation budgétaire permet un effet de richesse positif et donc une plus forte augmentation de la consommation privée et de l'investissement. L'absence de consolidation budgétaire explique aussi la différence croissante dans la valeur des multiplicateurs entre les deux régimes à mesure que l'horizon d'actualisation augmente. En effet, dans le régime ricardien, la baisse des dépenses publiques en dessous de leur valeur stationnaire nuit à moyen terme à l'efficacité globale de la relance et entraîne des multiplicateurs très faibles, notamment pour les relances favorisant l'offre, *via* une baisse des coûts du travail par exemple. C'est pourquoi, dans le régime non ricardien, ce sont les multiplicateurs associés à ces instruments qui croissent le plus fortement avec l'horizon d'actualisation.

Quatrièmement, le *policy mix* est déterminant pour évaluer l'efficacité globale des plans de relance. Dans le cas où les politiques budgétaire et monétaire sont synchronisées, le multiplicateur est d'autant plus élevé que la durée du régime non ricardien est longue, du moins pour les relances privilégiant le soutien de la demande globale. Ce résultat n'est pas sans rappeler, même si la simulation n'est pas exactement la même, celui de Christiano *et al.* (2011a), selon lesquels le multiplicateur de la consommation publique est d'autant plus important que la durée de la période de taux d'intérêt nuls est longue, et donc que la crise est grave. En effet, l'impact principal de telles relances est surtout à court terme, et le régime ricardien a d'autant moins de poids dans les résultats qu'il s'éloigne dans le temps. En revanche, une durée plus longue du régime non ricardien (s'il passe de deux à trois ans) n'améliore pas l'efficacité des relances *via* une baisse des cotisations sociales car les effets bénéfiques sur la croissance sont plus lents à se diffuser et nécessitent surtout le maintien à moyen terme de la demande globale. L'effet négatif sur l'inflation de la baisse du coût du travail, dans un contexte de taux d'intérêt nominaux constants, augmente les taux d'intérêt réels et aboutit à des multiplicateurs plus faibles qu'en régime ricardien. Enfin, il faut remarquer que la meilleure stratégie de *policy mix* pour un type de relance n'est pas généralisable à toutes les autres relances. Si la stratégie de consolidation pendant la période de taux nominaux nuls est la plus efficace pour les relances privilégiant l'augmentation de la demande globale, elle se révèle la moins efficace pour les relances favorisant l'offre. Ce résultat se distingue de Corsetti *et al.* (2010) qui, dans un modèle globalement similaire,

montrent que le multiplicateur immédiat de la consommation publique est d'autant plus grand que l'ajustement est tardif. La différence tient notamment au fait que l'ajustement budgétaire par les dépenses est chez ces auteurs particulièrement rapide (Brand, 2012b). Le multiplicateur est donc plus élevé lorsque l'ajustement commence pendant la période de taux nuls à condition que l'ajustement soit relativement lent.

La section 2 estime, par une cointégration à seuil, les changements de régime dans la politique budgétaire des pays de la zone euro et les met en lien avec la politique monétaire. La section 3 décrit le modèle utilisé et son calibrage. La section 4 analyse la nature de l'équilibre selon les règles de politiques budgétaire et monétaire et calcule les multiplicateurs budgétaires dans des régimes fixes, ricardien ou non ricardien, puis avec changements de régime. La section 5 conclut.

2. Estimation des changements de régime budgétaire en zone euro

La première étape consiste à estimer des changements de régime dans la conduite de la politique budgétaire de la zone euro entre 1980 et 2011. Nous utilisons la technique de cointégration à seuil, qui présente l'avantage d'endogénéiser le changement de régime. On analyse ensuite, selon les régimes, le comportement de l'autorité monétaire.

Comme il est rappelé formellement dans Brand (2012a), le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle publique peut être appréhendé au moyen de tests de cointégration. Ainsi, lorsque recettes et dépenses publiques sont cointégrées, leur dynamique peut être caractérisée par un modèle à correction d'erreur qui décrit comment ces variables répondent à des déviations puis reviennent à l'équilibre sous l'effet de forces de rappel. Cette approche traditionnelle fait cependant l'hypothèse que le processus d'ajustement est linéaire et que la force de rappel vers l'équilibre de long terme agit à chaque période. La méthodologie introduite par Balke et Fomby (1997) permet alors de s'affranchir de la linéarité tout en maintenant le cadre global de la cointégration. L'originalité de la cointégration à seuil réside dans la possibilité que ce mouvement vers l'équilibre de long terme ne se réalise pas à chaque période²². En d'autres termes, il pourrait exister un ajustement discontinu vers l'équilibre.

Ce type d'ajustement discret s'avère particulièrement utile pour décrire la dynamique des recettes et des dépenses publiques. Dans notre cas, c'est seulement lorsque la déviation dépasse un certain seuil qu'une nouvelle dynamique apparaît et fait revenir le système vers l'équilibre. Plus spécifiquement, on montre que la politique budgétaire au sein de la zone euro devient passive au sens de Leeper (1991), *via* une augmentation des recettes et surtout une diminution des dépenses, dès lors que les déficits publics dépassent le seuil d'environ 5% du PIB, en 1981-1986, 1993-1996 et 2009-2011. Ces périodes correspondent toutes à de fortes baisses des taux d'intérêt nominaux, qui viennent même buter contre la limite de taux nuls dans la dernière période.

La présence de changements de régimes dans la dynamique des recettes et dépenses publiques de la zone euro n'est pas en contradiction avec la mémoire longue établie dans Brand (2012a) pour les pays du G7. En effet, comme le soulignent van Dijk *et al.* (2002) et Granger et Hyung (2004), sur un échantillon restreint de données où les changements ne sont pas fréquents, une partie de la mémoire longue peut être due à des changements de régime négligés auparavant.

Dans cette section, la non-linéarité dans la dynamique des finances publiques est appréhendée et estimée de deux manières. D'abord, on estime la dynamique de l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques, différente selon que l'écart est supérieur ou inférieur au seuil, tel Balke et Fomby (1997). Ensuite, on estime un modèle à correction d'erreur différent aussi selon la valeur de l'écart par rapport au seuil, tel Hansen et Seo (2002)²³.

22. Plusieurs raisons sont avancées par les auteurs pour le justifier, notamment la présence de coûts d'ajustement pour les agents économiques.

23. Les deux méthodologies d'estimation ainsi que les résultats intermédiaires sont présentés dans l'annexe A.

2.1. Dynamique non linéaire de l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques en zone euro

Afin de tester un modèle de cointégration à seuil, Balke et Fomby (1997) suggèrent une analyse en deux temps que nous effectuons ici : un examen du comportement global de la série pour tester la cointégration, puis du comportement local pour estimer le seuil.

Les tests utilisés pour détecter les racines unitaires et la cointégration dans le cas linéaire fonctionnent aussi dans le cas à seuil comme le montrent Balke et Fomby (1997) au moyen de simulations de Monte Carlo. Nous estimons alors les écarts à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques de la zone euro, à partir des données trimestrielles de Paredes *et al.* (2009), sur la période 1980T1-2011T2, selon l'équation

$$rev_t = \alpha + \beta exp_t + z_t, \quad (1)$$

où les séries de recettes (rev) et dépenses (exp) sont exprimées en part de PIB, et z_t correspond au terme d'erreur²⁴. Le test de Kwiatkowski *et al.* (1992), dont la statistique est comparée aux valeurs tabulées par Shin (1994), indique qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse de stationnarité au seuil de 5%.

Il s'agit ensuite de déterminer le comportement local de la série de résidus, en la considérant comme une autorégression à seuil, linéaire par morceau²⁵, d'où

$$z_t = \begin{cases} 0.051 + 0.949^{***} z_{t-1} & \text{si } z_{t-1} \leq -1.01 \\ & (29.9\% \text{ des observations}) \\ -0.075 + 1.014^{***} z_{t-1} & \text{si } z_{t-1} > -1.01 \\ & (70.1\% \text{ des observations}) \end{cases} \quad (2)$$

Le seuil est estimé à -1.01. D'après l'équation (2), tant que l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques est au-dessus du seuil, donc implicitement tant que le déficit public n'est pas trop important, on dénote la présence de racine unitaire, avec un coefficient devant z_{t-1} supérieur à l'unité. En revanche, quand l'écart à la relation de long terme se creuse, la dynamique se modifie et une force de rappel vers l'équilibre s'exerce, avec un coefficient devant z_{t-1} inférieur à l'unité. Cette dernière assure la stationnarité de la série et donc recettes et dépenses publiques apparaissent bien cointégrées²⁶. Cependant, il n'est pas possible selon cette

24. Les points à partir de 2010T1 sont issus des données d'Eurostat, dont les définitions des recettes et dépenses publiques se recourent avec la base de Paredes *et al.* (2009). Ces dernières données sont désaisonnalisées au moyen du filtre d'Hodrick et Prescott (1981). Le PIB de la zone euro est tiré de la base de Giannone *et al.* (2010).

25. Les modèles utilisés pour mettre en évidence des non-linéarités à seuil sont les modèles *TAR*, à la Tong et Lim (1980) et Tong (1983, 1990). Nous utilisons plus spécifiquement le modèle *SETAR*, (*Self-Exciting Threshold AutoRegression*), dont la particularité est de considérer comme variable de transition l'endogène retardée. Une variable de transition différente aurait pu être retenue, la série de dette publique par exemple. Mais dans ce cas on comprendrait mal pourquoi cette variable n'apparaît pas directement dans la relation de long terme. Nous testons donc une relation de long terme entre recettes et dépenses publiques uniquement, dont la pertinence pour tester la contrainte budgétaire intertemporelle publique est rappelée dans Brand (2012a).

26. Les conditions nécessaires et suffisantes pour qu'une autorégression à seuil soit stationnaire, établies par Chan *et al.* (1985), sont ici réunies. En effet, le régime bas (en dessous du seuil) n'a pas de racine unitaire, le régime haut (au dessus du seuil), présente une racine unitaire, et la constante dans le régime haut est négative.

méthodologie de mettre en avant des dynamiques différentes des recettes et dépenses selon la valeur du seuil.

2.2. Estimation d'un modèle à correction d'erreur à seuil

L'autre méthodologie pour estimer la cointégration à seuil est celle développée par Hansen et Seo (2002). Les auteurs proposent au préalable un test de non-linéarité, dont l'application indique que la non-linéarité ne peut être rejetée au seuil de 2%. Le seuil estimé est égal à -0.91, valeur proche de celle estimée précédemment. Les équations (3) et (4) présentent l'estimation des deux modèles à correction d'erreur, selon que l'on se situe au dessus ou en dessous du seuil²⁷, d'où

$$\Delta rev_t = \begin{cases} -0.412 - 0.191 z_{t-1} - 0.03 \Delta rev_{t-1} - 0.139 \Delta exp_{t-1} & \text{si } z_{t-1} \leq -0.91 \\ (0.218) \quad (0.159) \quad (0.177) \quad (0.186) & 35.2\% \text{ des observations} \end{cases} \quad (3)$$

$$\begin{cases} 0.025 - 0.041 z_{t-1} - 0.193 \Delta rev_{t-1} - 0.006 \Delta exp_{t-1} & \text{si } z_{t-1} > -0.91 \\ (0.051) \quad (0.034) \quad (0.136) \quad (0.173) & 64.8\% \text{ des observations} \end{cases}$$

$$\Delta exp_t = \begin{cases} 0.186 + 0.287 z_{t-1} - 0.278 \Delta rev_{t-1} + 0.3 \Delta exp_{t-1} & \text{si } z_{t-1} \leq -0.91 \\ (0.175) \quad (0.128) \quad (0.142) \quad (0.149) & 35.2\% \text{ des observations} \end{cases} \quad (4)$$

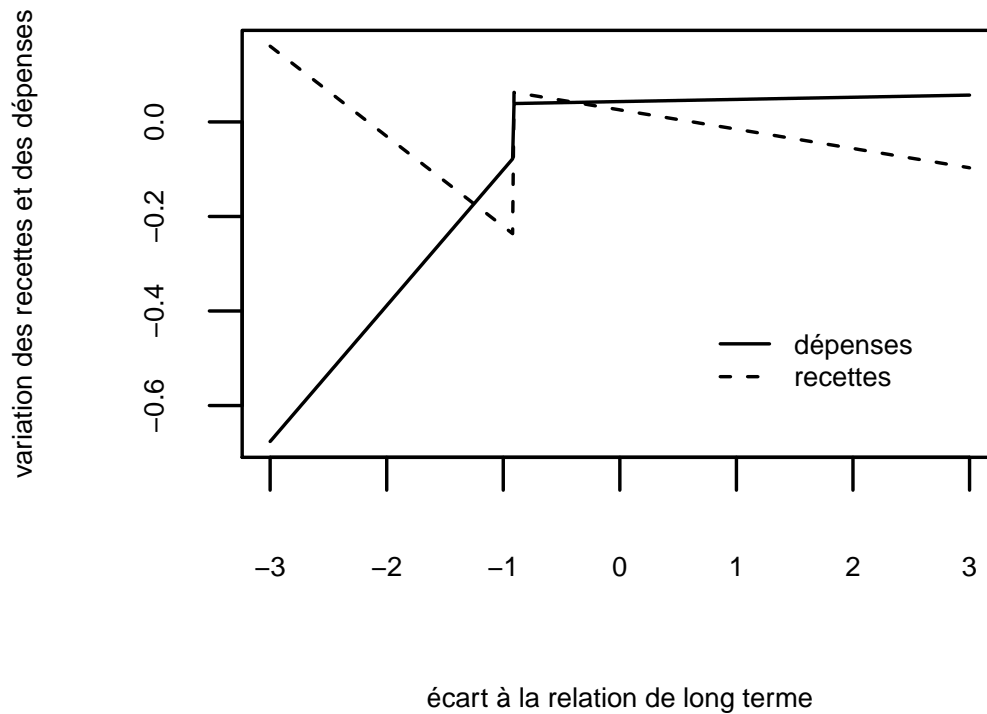
$$\begin{cases} 0.043 + 0.005 z_{t-1} - 0.186 \Delta rev_{t-1} + 0.798 \Delta exp_{t-1} & \text{si } z_{t-1} > -0.91 \\ (0.041) \quad (0.028) \quad (0.109) \quad (0.139) & 64.8\% \text{ des observations} \end{cases}$$

Même si les tests de significativité usuels ne peuvent être mobilisés pour analyser les coefficients estimés, la comparaison avec leurs écarts-types entre parenthèses met en avant des résultats assez tranchés, qui confirment ceux de la première analyse. Lorsque l'écart à la relation de long terme est relativement faible (au-dessus de la valeur du seuil), les forces de rappel en valeur absolue sont très faibles pour les recettes comme pour les dépenses, et leurs écarts-types relativement élevés. En revanche, lorsque l'écart à la relation de long terme se creuse, les forces de rappel deviennent nettement plus grandes en valeur absolue, et bien supérieures à leurs écarts-types. De plus, les signes des forces de rappel indiquent bien un retour vers l'équilibre, dans les deux régimes d'ailleurs : quand les recettes sont inférieures aux dépenses au point que l'écart est trop important, les recettes vont augmenter et les dépenses diminuer. Ces résultats sont résumés dans le graphique 1 qui représente les dynamiques des recettes et des dépenses publiques selon la valeur de l'écart à la relation de long terme par rapport au seuil. Il apparaît ici clairement que pour des valeurs inférieures au seuil, les recettes augmentent et les dépenses diminuent. On note enfin la plus grande contribution des dépenses par rapport aux recettes afin de respecter la contrainte budgétaire. Cela vient confirmer les résultats présentés dans Brand (2012b) à partir de l'étude de la consolidation budgétaire en zone euro entre 1995 et 2000, où l'amélioration du surplus primaire passe à 80% par une diminution des dépenses. Ces résultats vont à l'encontre des conclusions de Afonso (2008)²⁸, qui montre que l'hypothèse de régime ricardien prévaut tout au long de la période, aussi bien avant qu'après le Traité de Maastricht ou le Pacte de Stabilité et de Croissance.

27. Pour ne pas alourdir l'exposé, les estimations présentées se limitent à une variable autorégressive dans chaque équation, même si les estimations sont réalisées avec 4 variables autorégressives. Voir l'annexe A.

28. Il estime la relation entre les surplus primaires et la dette publique, en part de PIB, en utilisant des données de panel annuelles pour les pays de l'UE15 entre 1970 et 2003.

Graphique 1 – Variation des recettes et des dépenses publiques selon l'écart à leur relation de long terme



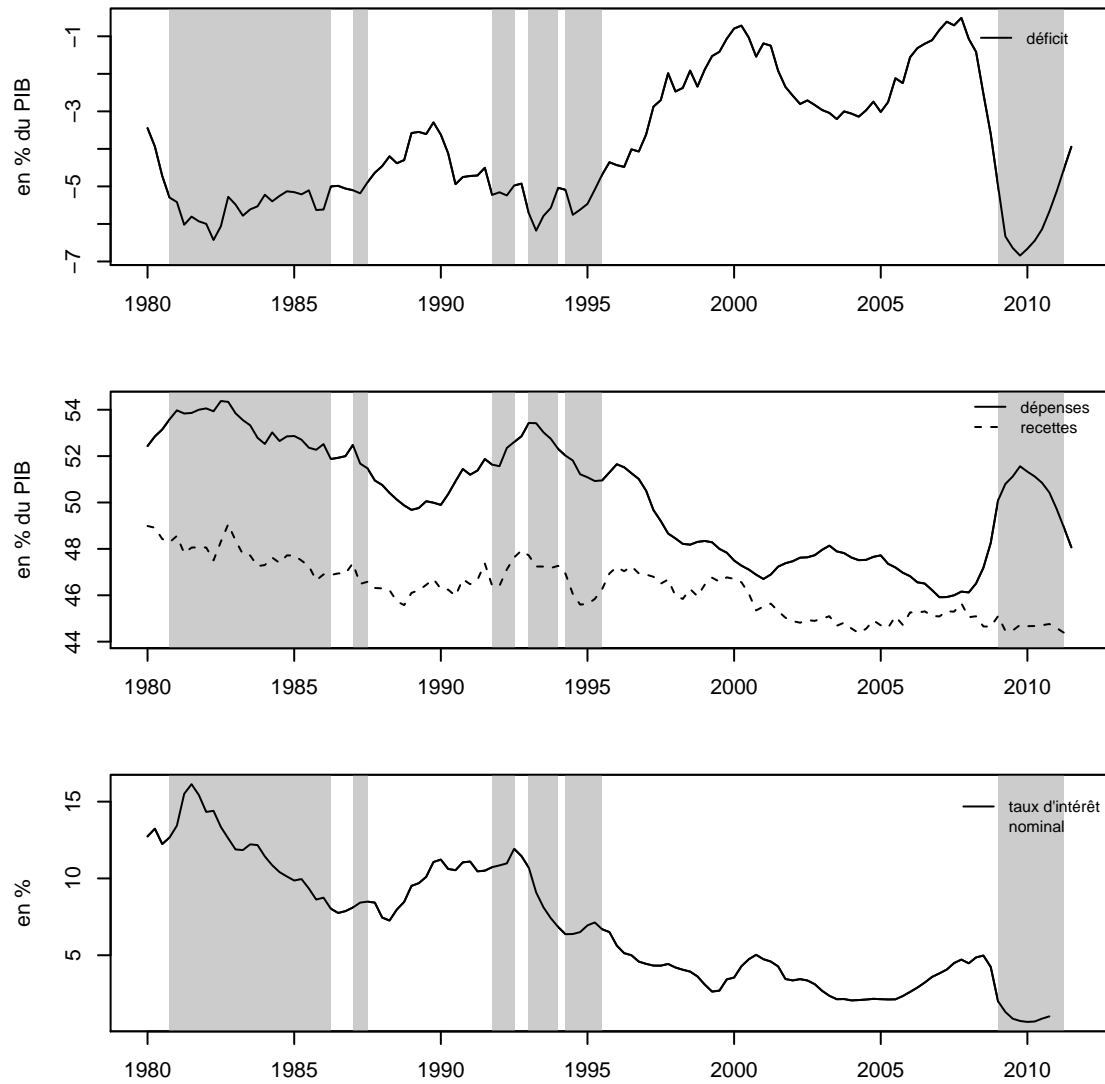
Note : La relation de long terme désigne la régression des recettes sur les dépenses publiques. Plus l'écart à la relation de long terme est grand et en dessous du seuil, autrement dit plus le déficit public est élevé, plus les recettes augmentent et les dépenses diminuent.

Le graphique 2 illustre les périodes au cours des 30 dernières années qui correspondent à ces différents régimes. Deux points essentiels caractérisent le régime bas, grisé sur le graphique. D'une part, lorsque les déficits publics se creusent rapidement et passent en dessous de 5% du PIB environ, une nouvelle dynamique apparaît où les forces de rappel s'intensifient, passant principalement par une réduction des dépenses, en 1981-1986, 1993-1996 et 2009-2011. D'autre part, ces périodes correspondent toutes à de fortes baisses des taux d'intérêt nominaux, qui durent tout au long du régime. La spécificité de la situation actuelle réside dans le fait que la politique monétaire vient buter contre la limite du taux d'intérêt nul. La politique budgétaire, quant à elle, affiche aujourd'hui un rapide effort d'ajustement et le dernier point connu est même en dehors du régime bas.

La conclusion est triple : la dynamique de la politique budgétaire en zone euro est non linéaire ; les forces de rappel vers l'équilibre s'exercent uniquement après une très forte dégradation des déficits publics, principalement par une baisse des dépenses ; les taux d'intérêt nominaux diminuent fortement pendant toute la durée du régime bas.

Selon ces estimations, l'évaluation globale des plans de relance dans un modèle d'équilibre général appliqué à la zone euro doit donc inclure des changements de régime dans les règles de politique budgétaire et monétaire. Cependant, contrairement à la littérature récente sur le sujet, l'enjeu n'est pas la persistance du plan de relance au-delà de la période de taux d'intérêt nuls mais la mise en place d'ajustement budgétaire pendant cette période.

Graphique 2 – Dépenses, recettes, déficits publics et taux d'intérêt nominal de court terme en zone euro, 1980T1-2011T3



Note : Les zones grises indiquent les périodes au cours desquelles l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques est inférieur au seuil de -0.91 , estimé selon la méthode de Hansen et Seo (2002).

3. Modèle

Les simulation des plans de relance en fonction des différents régimes de politiques budgétaire et monétaire sont effectuées à partir du modèle développé dans Brand (2012b), qui contient plusieurs éléments de base : des agents qui anticipent et optimisent, des ménages qui consomment et épargnent et des entreprises qui utilisent du travail et du capital pour produire des biens. On y ajoute un cadre de concurrence monopolistique ainsi que des rigidités nominales et réelles qui se sont révélés utiles pour analyser les effets de la politique monétaire. On introduit aussi trois autres blocs destinés à analyser en détail la politique budgétaire : des agents contraints financièrement ; des secteurs importateur et exportateur ; un bloc de finances publiques détaillé qui réagit en fonction de la dynamique de la dette publique. Pour clore le modèle, il faut spécifier les conditions d'agrégation pour les quatre marchés considérés : travail, biens domestiques, importations et exportations.

3.1. Ménages

3.1.1. Ménages ricardiens

Il existe un continuum de ménages ricardiens $r \in [0, \omega]$ (où $\omega < 1$) qui consomme, travaille et épargne. Chaque ménage est composé de L_t travailleurs identiques. Les préférences des ménages sont représentées par une fonction d'utilité séparable en consommation par tête c_{rt} et en heures travaillées par tête l_{rt}^s . D'où

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t L_t \left(\log(c_{rt} - hc_{rt-1}) - \psi \frac{(l_{rt}^s)^{1+\vartheta}}{1+\vartheta} \right), \quad (5)$$

où \mathbb{E}_0 est l'opérateur d'espérance conditionnelle évaluée au temps $t = 0$, β le facteur d'escompte, ψ le paramètre qui gouverne le poids relatif des heures travaillées, h celui qui détermine les habitudes de consommation, et selon cette spécification de la fonction d'utilité, ϑ est l'inverse de l'élasticité de l'offre de travail de Frisch. La taille du ménage, L_t , croît au taux exogène γ_t^L .

Les ménages détiennent une quantité b_{rt} d'emprunts publics domestiques, ainsi qu'une quantité d'actifs extérieurs nets exprimés en monnaie domestique $ex_t b_{rt}^W$, où le taux de change ex_t est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. R_t et R_t^W désignent les taux d'intérêt nominaux bruts domestiques et étrangers respectivement. La fonction $\Gamma(\cdot)$ représente la prime de risque associée à l'achat d'actifs étrangers et donc le coût pour les ménages de prendre des positions sur les marchés financiers internationaux. Nous faisons l'hypothèse que $\Gamma(\cdot)$ dépend de la part des titres publics étrangers dans l'économie domestique²⁹, soit

$$\tilde{b}_t^W = \frac{\int_0^1 b_{rt}^W dr}{p_t y_t^d}. \quad (6)$$

29. On pose $\Gamma(ex_t \tilde{b}_t^W) = \exp(-\Gamma^{bW}(ex_t \tilde{b}_t^W - ex \tilde{b}^W))$ avec $ex \tilde{b}^W$ la détention nette d'actifs étrangers par les ménages domestiques à l'état stationnaire et $\Gamma(0) = 1, \Gamma(\cdot)' > 0, \Gamma(\cdot)'' < 0$. Les coûts s'annulent à l'équilibre.

On obtient pour le ménage r la contrainte budgétaire intertemporelle par tête

$$\begin{aligned} & (1 + \tau_t^c) \frac{p_t^c}{p_t} c_{rt} + \left(\frac{b_{rt}}{p_t} - R_{t-1} \frac{1}{\gamma_t^L} \frac{b_{rt-1}}{p_t} \right) + \left(\frac{ex_t b_{rt}^W}{p_t} - R_{t-1}^W \Gamma \left(ex_t \tilde{b}_{t-1}^W \right) \frac{1}{\gamma_t^L} \frac{ex_t b_{rt-1}^W}{p_t} \right) \\ & = (1 - \tau_t^n - \tau_t^{wh}) w_{rt} l_{rt}^s + F_t + T_{rt}, \end{aligned} \quad (7)$$

où p_t est le prix du bien final domestique, p_t^c le prix du bien final de consommation, w_{rt} le salaire brut réel, τ_t^c , τ_t^n et τ_t^{wh} respectivement le taux de taxation sur la consommation, le taux d'imposition sur le revenu du travail et le taux de cotisations sociales payées par les salariés, F_t les profits des entreprises dans l'économie, T_{rt} les transferts sociaux forfaitaires.

3.1.2. Ménages non ricardiens

Il existe un continuum de ménages non ricardiens $k \in [\omega, 1]$, qui n'a pas accès aux marchés financiers, et ne peut donc ni épargner, ni emprunter. Son revenu courant (salaire net et transferts spécifiques) correspond ainsi à sa consommation, augmentée des taxes

$$(1 + \tau_t^c) \frac{p_t^c}{p_t} c_{kt} = (1 - \tau_n - \tau_t^{wh}) w_{kt} l_{kt}^s + T_{kt}. \quad (8)$$

La composition du panier de consommation est par hypothèse la même que pour les agents ricardiens.

3.1.3. Travail et salaires

Chaque ménage $j \in [0, 1]$ offre son travail de manière différenciée sur des marchés imparfaitement concurrentiels. Ces offres de travail différenciées sont agrégées par une entreprise représentative qui prend les salaires individuels comme donnés, dans un modèle similaire à celui de Dixit et Stiglitz (1977), appliqué au marché du travail par Erceg *et al.* (2000). Le niveau d'emploi est donc déterminé par la demande de travail. Les salaires sont fixés par les salariés eux-mêmes, qui les réoptimisent selon une probabilité du même type que Calvo (1983). Par hypothèse, les ménages non ricardiens fixent leurs salaires à la moyenne des salaires des ricardiens. Dès lors qu'ils font face à la même demande de travail que les ricardiens, les ménages non ricardiens travaillent le même nombre d'heures et obtiennent le même salaire que la moyenne des agents ricardiens.

Chaque ménage j offre une quantité de travail $L_t l_{jt}^s$, et la totalité des différents types de travail est agrégée par une entreprise en suivant la fonction

$$L_t l_t^d = L_t \left(\int_0^1 (l_{jt}^s)^{\frac{\eta-1}{\eta}} dj \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad (9)$$

où η est l'élasticité de substitution entre les différents types de travail et l_t^d est la demande de travail par tête ($L_t l_t^d$ celle par ménage).

L'agrégateur de travail, qui prête $L_t l_t^d$ au salaire w_t aux producteurs de biens intermédiaires, maximise ses profits sous la contrainte de production (9), en prenant comme donnés les salaires différenciés w_{jt} et le salaire agrégé w_t . En simplifiant la condition du premier ordre qui en découle, on obtient l'équation de demande de travail par tête

$$l_{jt}^s = \left(\frac{w_{jt}}{w_t} \right)^{-\eta} l_t^d. \quad (10)$$

Remplacer la demande de travail (10) dans la fonction de production (9) permet d'exprimer l'indice de salaire global en fonction des salaires des ménages

$$w_t = \left(\int_0^1 w_{jt}^{1-\eta} dj \right)^{\frac{1}{1-\eta}}. \quad (11)$$

Chaque ménage j qui offre un travail différencié l_{jt}^s est en concurrence monopolistique avec les autres et fixe donc son salaire w_{jt} . Par hypothèse, les contrats sont du même type que Calvo (1983) : à l'instant t , chaque ménage peut réoptimiser son salaire w_{jt} avec une probabilité $1 - \theta_w$. Chaque ménage qui peut réoptimiser son salaire à la période t maximise sa fonction d'utilité définie en (5), sous la contrainte (7). En ne retenant que les termes pertinents, on obtient

$$\max_{w_{jt}} \mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\theta_w \beta)^\tau \tilde{\gamma}_\tau^L \left(-\psi \frac{(l_{jt+\tau}^s)^{1+\vartheta}}{1+\vartheta} + \lambda_{jt+\tau} (1 - \tau_t^n - \tau_t^{wh}) w_{jt+\tau} l_{jt+\tau}^s \right), \quad (12)$$

avec $\tilde{\gamma}_t^L = \prod_{i=1}^t \gamma_i^L$ et λ_{jt} le multiplicateur devant la contrainte budgétaire du ménage. Les ménages qui ne peuvent réoptimiser leur salaire en t l'indexent selon une moyenne géométrique entre l'inflation domestique passée ($\Pi_t = \frac{p_t}{p_{t-1}}$) et l'inflation à l'état stationnaire (Π), pondérée par $\chi_w \in [0, 1]$. À chaque période, une fraction $1 - \theta_w$ des ménages fixent leur salaire à w_t^* , alors que la fraction restante θ_w l'indexe partiellement. En réutilisant la définition de l'indice du salaire agrégé (11), l'indice des salaires réels évolue

$$w_t^{1-\eta} = \theta_w \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w} \Pi^{1-\chi_w}}{\Pi_t} \right)^{1-\eta} w_{t-1}^{1-\eta} + (1 - \theta_w) w_t^{*1-\eta}. \quad (13)$$

3.2. Entreprises

3.2.1. Producteur du bien d'équipement

Le producteur représentatif du bien d'équipement, en concurrence parfaite, produit le capital physique k_t , à partir du capital de la période précédente, net de la dépréciation δ , et de l'investissement i_t , bien final de l'économie. La loi d'accumulation du capital s'écrit alors

$$\mathbb{E}_t \gamma_{t+1}^L k_t = (1 - \delta) k_{t-1} + \mu_t \left(1 - S \left(\gamma_t^L \frac{i_t}{i_{t-1}} \right) \right) i_t, \quad (14)$$

où $S(\cdot)$ désigne un coût d'ajustement de l'investissement³⁰. μ_t est le progrès technique spécifique à l'investissement (Greenwood *et al.*, 1997, 2000), avec un taux de croissance $\tilde{\mu}_t$ constant à l'état stationnaire.

Le producteur du bien d'équipement en prête une fraction u_t aux entreprises productrices de biens intermédiaires au taux r_t , dont la variation a un coût $\phi(u_t)$ ³¹. Le producteur de bien d'équipement est taxé sur ses revenus au taux τ^k , hors coût d'utilisation et dépréciation δ du capital. Ainsi ses revenus sont définis par

$$(1 - \tau_t^k) \left(r_t u_t - \mu_t^{-1} \frac{p_t^i}{p_t} \phi(u_t) \right) k_{t-1} + \mu_t^{-1} \frac{p_t^i}{p_t} \tau_t^k \delta k_{t-1}. \quad (15)$$

Le producteur du bien d'équipement maximise la somme de ses profits actualisés sous la contrainte d'accumulation définie en (14). Il décide des quantités optimales de capital, d'investissement et du taux d'utilisation du capital. On appelle q_t le multiplicateur sur la contrainte d'accumulation, qui désigne le coût de remplacement du capital (ou Q marginal de Tobin (1969)).

3.2.2. Producteurs des biens domestiques

Un producteur du bien final domestique y_t^d agrège des biens domestiques intermédiaires y_{it} selon la fonction

$$y_t^d = \left(\int_0^1 (y_{it})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (16)$$

où ε est l'élasticité de substitution entre les différents biens intermédiaires domestiques. Le producteur de bien final domestique est en concurrence parfaite et maximise son profit, en prenant comme donné les prix de chaque bien intermédiaire domestique p_{it} et le prix du bien final domestique p_t . On en déduit une fonction de demande de bien final y_t^d et de prix agrégé p_t

$$y_{it} = \left(\frac{p_{it}}{p_t} \right)^{-\varepsilon} y_t^d \quad (17)$$

$$p_t = \left(\int_0^1 p_{it}^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}. \quad (18)$$

Un continuum de producteurs $i \in [0, 1]$ de biens intermédiaires prennent comme donnés le salaire brut w_t , augmenté des cotisations sociales employeurs τ_{wf} , et cherchent à minimiser le coût réel de production. Chaque producteur de bien intermédiaire i a accès à une technologie définie par une fonction de production (par tête)

$$y_{it} = A_t k_{it-1}^\alpha (l_{it}^d)^{1-\alpha} (k_{t-1}^g)^{\alpha_g} - \phi z_t, \quad (19)$$

30. La forme fonctionnelle de S est définie comme $S\left(\frac{i_t}{i_{t-1}}\right) = \frac{\kappa}{2} \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} - \gamma^L \tilde{z}\right)^2$ avec $S(\gamma^L \tilde{z}) = 0$, $S'(\gamma^L \tilde{z}) = 0$, $S''(\cdot) > 0$.

31. On retient $\phi(u_t) = \phi_1(u_t - 1) + \phi_2(u_t - 1)^2$ avec $\phi(1) = 0$, $\phi(\cdot)'$ et $\phi(\cdot)'' > 0$.

où k_{it-1} est le capital loué par l'entreprise, l_{it}^d est la quantité de travail utilisé par l'entreprise, k_{t-1}^g le capital public et α_g l'élasticité de la production à la quantité de capital public³². Chaque entreprise a accès à la même quantité de capital public. La présence de capital public crée des rendements d'échelle croissants, de la même manière que dans les travaux de Baxter et King (1993) et Leeper *et al.* (2010). ϕ sont les coûts fixes de production, et A_t le progrès technique non spécifique³³. On déduit le coût marginal réel

$$mc_t = \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \frac{\left((1 + \tau_t^{wf}) w_t \right)^{1-\alpha} r_t^\alpha}{A_t}. \quad (20)$$

Ensuite, chaque producteur de biens intermédiaires qui peut réoptimiser ses prix à la période t les choisit de façon à maximiser le flux de profits futurs réels actualisés. La fixation des prix par les entreprises de biens intermédiaires suit le même schéma que celle des salaires par les ménages. À chaque période, une fraction $1 - \theta_p$ des producteurs de biens intermédiaires peut changer ses prix. Les autres producteurs ont des prix qui évoluent en fonction d'une moyenne entre l'indice de l'inflation passée du prix des biens finaux domestiques et l'inflation en régime stationnaire, pondérée par $\chi_p \in [0, 1]$. L'indice de prix à la Calvo évolue, quant à lui, à partir de l'équation de l'indice des prix agrégés (18), selon l'équation

$$p_t^{1-\varepsilon} = \theta_p \left(\Pi_{t-1}^{\chi_p} \Pi^{1-\chi_p} \right)^{1-\varepsilon} p_{t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta_p) p_t^{*1-\varepsilon}, \quad (21)$$

où p_t^* est le prix fixé par les entreprises qui peuvent réoptimiser.

3.2.3. Secteurs importateurs et exportateurs

De la même manière que pour le travail et les biens domestiques, le processus d'importation est double. Il existe un agrégateur de biens importés différenciés y_{it}^M (avec ε_M l'élasticité de substitution entre les différents biens importés), qui produit un bien final importé y_t^M . Ces biens importés différenciés sont produits par des entreprises importatrices à partir d'un bien standard importé qu'elles ont acheté au prix p_t^W , soit $ex_t p_t^W$ en monnaie domestique. De plus, un importateur étranger représentatif agrège les biens différenciés exportés (avec ε_x l'élasticité de substitution entre les différents biens exportés) produits par les entreprises exportatrices en concurrence monopolistique à partir de l'achat du bien final domestique.

Il existe une transmission incomplète des variations des taux de change dans les prix des biens importés et exportés, du fait que les entreprises importatrices et exportatrices sont soumises à une dynamique de prix à la Calvo (Adolfson *et al.*, 2007).

Dès lors que les entreprises importatrices achètent le bien final étranger au prix p_t^W , les coûts marginaux réels, en monnaie domestique, sont égaux à $mc_t^M = \frac{ex_t p_t^W}{p_t^M}$. L'entreprise importatrice

32. Le capital public suit un processus d'accumulation similaire au capital privé $\mathbb{E}_t \gamma_{t+1}^L k_t^g = (1 - \delta) k_{t-1}^g + \mu_t \left(1 - S \left(\gamma_t^L \frac{g_t^i}{g_{t-1}^i} \right) \right) g_t^i$.

33. La croissance économique de long terme évolue selon le progrès technique global z_t , qui combine le progrès technique spécifique à l'investissement μ_t et le progrès technique non spécifique A_t .

qui ne peut réoptimiser ses prix les fait évoluer à partir d'une moyenne géométrique entre l'inflation passée du prix des biens importés (Π_{t-1}^M) et l'inflation sur le bien final domestique en régime stationnaire, pondérée par χ_M .

Dès lors que les entreprises exportatrices achètent le bien final domestique au prix p_t , les coûts marginaux en monnaie étrangère sont égaux $mc_t^x = \frac{p_t}{p_t^x e_{xt}}$. L'entreprise exportatrice qui ne peut réoptimiser son salaire fait évoluer les prix à partir d'une moyenne géométrique entre l'inflation passée du prix des biens exportés (Π_{t-1}^x) et l'inflation en régime stationnaire, pondérée par χ_x .

À chaque période, une fraction $1 - \theta_M (1 - \theta_x)$ des entreprises importatrices (exportatrices) peut réoptimiser ses prix. La dynamique à la Calvo qui s'impose donc aux entreprises importatrices et exportatrices fait que les prix évoluent selon

$$1 = \theta_M \left(\frac{(\Pi_{t-1}^M)^{\chi_M} \Pi^{1-\chi_M}}{\Pi_t^M} \right)^{1-\varepsilon_M} + (1 - \theta_M) (\Pi_t^{M*})^{1-\varepsilon_M} \quad (22)$$

$$1 = \theta_x \left(\frac{(\Pi_{t-1}^x)^{\chi_x} \Pi^{1-\chi_x}}{\Pi_t^x} \right)^{1-\varepsilon_x} + (1 - \theta_x) (\Pi_t^{x*})^{1-\varepsilon_x} \quad (23)$$

où $\Pi_t^{M*} = \frac{p_t^{M*}}{p_t^M}$ et $\Pi_t^{x*} = \frac{p_t^{x*}}{p_t^x}$, avec p_t^{M*} et p_t^{x*} les prix fixés par les entreprises qui peuvent réoptimiser.

3.2.4. Producteurs des biens finaux

En haut de la chaîne de distribution, un producteur de bien final de consommation (d'investissement) agrège la consommation (l'investissement) domestique c_t^d (i_t^d) et importée c_t^M (i_t^M) pour créer un bien de consommation (d'investissement) final c_t (i_t), selon la fonction

$$c_t = \left((n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} (c_t^d)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}} + (1 - n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} (c_t^M (1 - \Gamma_t^c))^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}} \right)^{\frac{\varepsilon_c}{\varepsilon_c-1}} \quad (24)$$

$$i_t = \left((n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} (i_t^d)^{\frac{\varepsilon_i-1}{\varepsilon_i}} + (1 - n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} (i_t^M (1 - \Gamma_t^i))^{\frac{\varepsilon_i-1}{\varepsilon_i}} \right)^{\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_i-1}} \quad (25)$$

où il existe des biais domestiques dans l'agrégation, mesurés par n^c et n^i , qui déterminent le degré d'ouverture à l'état stationnaire, ε_c et ε_i représentant l'élasticité de substitution intratemporelle entre les biens importés et domestiques de consommation et d'investissement. En plus, nous faisons l'hypothèse que modifier le volume des importations de consommation et d'investissement a un coût, suivant en cela Erceg *et al.* (2005). Ce coût est modélisé par Γ_t^c (Γ_t^i)³⁴. Il en résulte que la part des importations réagira plus lentement à des variations du prix relatif des biens importés.

34. Ce coût apparaît quand on modifie le ratio de la consommation importée dans la consommation totale (*idem* pour l'investissement). Plus spécifiquement, $\Gamma_t^s = \frac{\Gamma^s}{2} \left(\frac{s_t^M}{s_t} / \frac{s_{t-1}^M}{s_{t-1}} - 1 \right)^2$ pour $s = c, i$.

Le producteur de bien final de consommation maximise ses profits en prenant comme donné le prix du bien final de consommation p_t^c sous la contrainte définie par la fonction de production (24). Il en va de même pour le producteur de bien final d'investissement.

3.2.5. Actifs extérieurs nets

On considère les actifs extérieurs nets de l'économie domestique (en part de production domestique) comme la somme des rendements de ces actifs lors de la période précédente et de la balance commerciale

$$ex_t \tilde{b}_t^W = R_{t-1}^W \Gamma \left(ex_t \tilde{b}_{t-1}^W \right) \frac{1}{\gamma_t^L} \frac{ex_t b_{rt-1}^W}{p_t} + \frac{tb_t}{y_t^d}. \quad (26)$$

La balance commerciale est égale à la différence entre les recettes des exportations et les dépenses d'importations³⁵

$$tb_t = \frac{ex_t p_t^x}{p_t} y_t^x - \frac{ex_t p_t^W}{p_t} M_t. \quad (27)$$

3.3. Secteur public

3.3.1. Autorité monétaire

L'autorité monétaire de la zone considérée fixe le taux d'intérêt nominal de court terme selon une règle de Taylor

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\gamma_R} \left(\left(\frac{\Pi_t}{\Pi} \right)^{\gamma_\pi} \left(\frac{\gamma_t^L \frac{y_t}{y_{t-1}}}{\gamma_t^L \bar{z}} \right)^{\gamma_y} \right)^{1-\gamma_R} \quad (28)$$

Le taux d'intérêt nominal, comme dans une règle de Taylor (1993) standard, est défini en fonction des écarts de l'inflation à l'inflation stationnaire³⁶ et du taux de croissance de l'économie domestique au taux de croissance stationnaire. La présence de R_{t-1} est justifiée par la volonté de lisser le taux d'intérêt, conformément aux résultats empiriques (Clarida *et al.*, 1999, 2000) et reprise dans la plupart des modèles DSGE par la suite.

3.3.2. Autorité budgétaire

La contrainte budgétaire publique peut se déduire en définissant la dette publique pour la période t comme la différence entre la somme des dépenses publiques et la somme des recettes durant cette période. Les dépenses primaires correspondent à la somme des transferts vers les ménages ricardiens et non ricardiens T , de la consommation publique g_t^c et de l'investissement public g_t^i ,

35. M_t est égal aux dépenses d'importations totales, y compris le coût de la dispersion des prix, afin de considérer le coût total domestique. La dispersion des prix à l'exportation n'est pas en revanche un revenu domestique supplémentaire, comme le remarquent Christiano *et al.* (2011b).

36. L'inflation ciblée par la banque centrale porte, selon cette équation, sur les prix à la production, ce qui est l'hypothèse la plus répandue dans la littérature.

ces deux derniers étant des biens finaux de l'économie domestique³⁷. On ajoute aux dépenses primaires les charges d'intérêt sur la dette publique de la période précédente et le remboursement du principal³⁸. On retranche les prélèvements sur les revenus du capital et du travail et sur la consommation pour obtenir

$$\begin{aligned}\tilde{b}_t &= \frac{g_t^c}{y_t^d} + \frac{g_t^i}{y_t^d} + \frac{T}{y_t^d} + \frac{1}{\gamma_t^L} R_{t-1} \frac{\int_0^1 b_{rt-1} dr}{p_t y_t^d} \\ &- \tau_t^k (r_t u_t - \mu_t^{-1} \frac{p_t^i}{p_t} \phi(u_t) - \mu_t^{-1} \frac{p_t^i}{p_t} \delta) \frac{k_{t-1}}{y_t^d} \\ &- \left(\tau_t^n + \tau_t^{wf} + \tau_t^{wh} \right) l_t^d \frac{w_t}{y_t^d} - \tau_c \frac{p_t^c}{p_t} \frac{c_t}{y_t^d},\end{aligned}\quad (29)$$

où l'on redéfinit le niveau de dette émise en proportion de la production avec $\tilde{b}_t = \frac{\int_0^1 b_{rt} dr}{p_t y_t^d}$.

De plus, les variables de dépenses (g_t^c, g_t^i, T_t) et de taux d'imposition ($\tau_t^k, \tau_t^n, \tau_t^c, \tau_t^{wf}, \tau_t^{wh}$) ont toutes une dynamique en fonction de leur valeur passée et du niveau de dette en $t-1$ par rapport à la dette d'équilibre

$$\frac{X_t}{X} = \left(\frac{X_{t-1}}{X} \right)^{\rho_X} \left(\frac{b_{t-1}}{b} \right)^{\rho_{X,b}} \exp(\sigma_X \zeta_X), \quad (30)$$

où ζ_X est un choc exogène sur la variable X qui suit une loi $\mathcal{N}(0, 1)$, et qu'on multiplie par σ_X pour spécifier l'écart-type.

L'élasticité des dépenses et recettes publiques à une évolution de la dette publique par rapport à son ratio d'équilibre permet de déduire l'évolution de la dette entre t et $t+1$ comme une fraction de l'écart à la cible, fixée à 60% du PIB dans le Traité de Maastricht. On a ainsi, pour un choc sur la dette publique en t

$$\left(\frac{b_{t+1}}{b_t} \right) = \left(\frac{b}{b_t} \right)^\Upsilon \quad (31)$$

où Υ est fonction des élasticités des différents instruments budgétaires à la dette publique ($\rho_{X,b}$ dans l'équation (30)). L'équation (31) n'entre pas directement dans le modèle mais se révèle essentielle dans la stratégie de calibrage. La valeur du paramètre Υ permet ainsi de fixer la vitesse agrégée de l'ajustement budgétaire, pour déduire ensuite les élasticités de chaque instrument budgétaire à l'écart de dette publique, comme nous le précisons par la suite.

3.4. Calibrage du modèle

La stratégie de calibrage reprend pour l'essentiel les résultats de la littérature qui repose sur des modèles DSGE utilisés pour étudier la zone euro. Les ratios des variables en régime stationnaire

37. La consommation publique, comme l'investissement public, sont par hypothèse composés uniquement de biens finaux produits domestiquement. Cette hypothèse est communément admise dans la littérature. Elle se justifie dans la mesure où les salaires des agents publics sont l'une des composantes majeures de cette consommation et qu'il existe un fort biais pour l'achat, par les administrations publiques, de produits domestiques, *a fortiori* lors de plans de relance.

38. On rappelle que le taux d'intérêt nominal est brut. Par hypothèse, la dette publique a une maturité d'une période.

et les valeurs des paramètres sont synthétisés dans les tableaux B.1 et B.2³⁹. L'originalité tient ici au calibrage des variables et règles budgétaires, où l'on fixe d'abord une vitesse globale de convergence de la dette publique à la cible, pour déduire ensuite les élasticités de chaque instrument budgétaire à l'écart de dette.

La vitesse globale d'ajustement budgétaire est résumée à travers la valeur du paramètre Υ de l'équation (31). Nous retenons la vitesse globale mise en avant dans le paquet législatif sur la gouvernance économique de l'Union européenne adopté en décembre 2011 (*Fiscal Compact*), selon lequel un vingtième de l'écart de la dette publique à la dette cible doit être réduit chaque année. On déduit ensuite les élasticités de chaque instrument budgétaire à l'écart de dette par rapport à sa cible. Ce calcul est réalisé à partir de la contribution des recettes et des dépenses publiques à la principale phase de consolidation budgétaire qu'a connue la zone euro depuis 1985, qui correspond à la préparation de l'entrée dans la zone euro. La réduction des dépenses primaires explique 80% de cette amélioration, et l'augmentation des recettes, 20%. Cette répartition est reprise dans le modèle. La composition des ajustements budgétaires entre 2010 et 2014, selon la Commission européenne (2011), reflète un partage similaire : la réduction des dépenses publiques représenterait 3,6 points de PIB et l'augmentation des recettes 0,5 point de PIB (soit un ajustement qui passe à 88% par la baisse des dépenses)⁴⁰.

39. Voir l'annexe B et Brand (2012b) pour le détail des choix des paramètres.

40. Afin de ne pas complexifier la dynamique des variables budgétaires, les élasticités à l'écart de dette pour les différents taux d'imposition et pour les différentes dépenses ne modifient ni la structure des recettes, ni celle des dépenses.

4. Multiplicateurs budgétaires en fonction des règles de politiques budgétaire et monétaire en zone euro

L'objectif de cette section est d'évaluer l'impact global des politiques budgétaires de relance puis de consolidation en fonction des règles de politiques budgétaire et monétaire. L'analyse se fait en deux temps : d'abord, l'évaluation est réalisée avec un modèle où le régime ricardien (politique budgétaire active et politique monétaire passive) ou non ricardien (politique budgétaire passive et politique monétaire active) est fixe ; ensuite, elle est faite dans un régime non ricardien, mais où les agents anticipent un retour à un régime ricardien. Dans le premier cas, on examine au préalable la stabilité du modèle selon les paramètres retenus dans les règles de politiques budgétaire et monétaire. Dans le second cas, on étudie plus spécifiquement les multiplicateurs pour différents chemins de retour au régime ricardien, selon que les changements de politiques budgétaire et monétaire sont synchronisés ou non.

4.1. Multiplicateurs avec politique budgétaire active et politique monétaire passive

4.1.1. Méthodologie et caractéristiques de l'équilibre

Avant d'effectuer les simulations de relances budgétaires dans différents régimes de politiques budgétaire et monétaire, il importe de définir chacun des régimes et de caractériser la stabilité ou non de l'équilibre dans chaque cas.

Le caractère actif ou passif de la politique budgétaire dépend de la valeur de l'élasticité des variables de dépenses et de taux d'imposition à l'écart entre la dette publique effective et la dette cible, qui correspond à $\rho_{X,b}$ dans l'équation (30). La politique budgétaire est d'autant plus active que ce paramètre tend vers 0. Le caractère actif ou passif de la politique monétaire dépend quant à lui de la valeur de l'élasticité des taux d'intérêt nominaux à l'écart entre l'inflation effective et l'inflation cible, qui correspond à γ_π dans l'équation (28). La politique monétaire est d'autant plus passive que ce paramètre tend vers 0.

L'enjeu est alors de caractériser l'équilibre en fonction des valeurs de chacun des paramètres. Il faut au préalable remarquer que la comparaison des simulations pour les différentes valeurs des paramètres est permise dans la mesure où c'est bien le même modèle que l'on teste. En effet, ce sont seulement les paramètres des règles budgétaire et monétaire que nous modifions, paramètres qui n'entrent pas dans le calcul du régime stationnaire. Cela autorise ainsi le changement et la comparaison entre les différentes configurations.

Leeper (1991) met en évidence quatre régimes différents selon les valeurs des deux paramètres, résumés dans le tableau 1. La configuration ricardienne, retenue dans Brand (2012b) par exemple comme dans la plupart des modèles DSGE, est une politique budgétaire passive et une politique monétaire active. Dans ce cas, la politique monétaire réagit fortement à l'inflation et la politique budgétaire obéit aux contraintes des agents privés et de la politique monétaire en ajustant ses recettes et ses dépenses pour parvenir à équilibrer le budget et respecter la contrainte budgétaire publique. Si l'on passe à une politique budgétaire active, tout en maintenant une politique monétaire active, la banque centrale continue à réagir fortement à l'inflation, mais la politique budgétaire n'ajuste plus assez ses recettes et ses dépenses pour respecter la contrainte budgétaire publique. Il n'y a dès lors pas d'équilibre stable. Si la politique monétaire et la politique

Tableau 1 – Caractéristiques de l'équilibre selon les règles de politiques budgétaire et monétaire

	Politique monétaire passive	Politique monétaire active
Politique budgétaire active	nouvel équilibre	pas d'équilibre stable
Politique budgétaire passive	équilibre indéterminé	équilibre standard

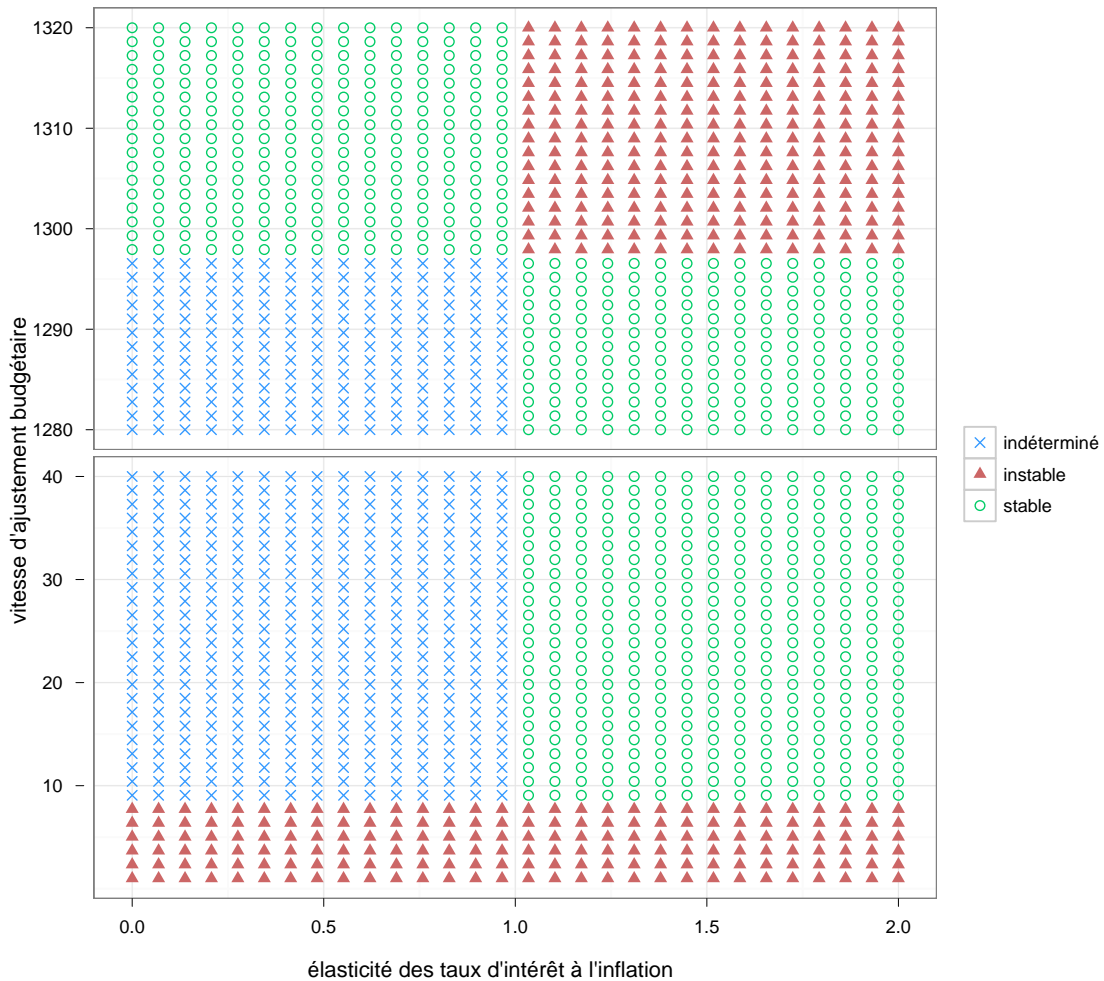
budgétaire sont passives, l'équilibre est indéterminé car il y a échec à ancrer les anticipations des agents. Il n'y a finalement qu'une autre configuration permettant un nouvel équilibre : lorsque la politique monétaire est passive et la politique budgétaire active. Dans ce cas, la politique budgétaire ne permet plus un ajustement des recettes et des dépenses qui respecte la contrainte budgétaire publique, mais celle-ci est quand même vérifiée grâce à la montée des prix, permise par une banque centrale qui réagit peu, voire pas du tout, à l'inflation.

Même si, à la différence de Leeper (1991), on ne définit pas de manière analytique les valeurs critiques des paramètres qui distinguent les différents régimes, il est possible de retrouver ces résultats dans notre modèle. Pour ce faire, on examine les conditions de Blanchard et Kahn (1980) pour différentes combinaisons des paramètres, que l'on présente dans les graphiques 3 et C.2 en annexe⁴¹. Plusieurs résultats émergent.

Les quatre régimes mis en avant par Leeper (1991) sont bien présents dans nos simulations. Il faut souligner que seule une vitesse d'ajustement budgétaire très faible (une réduction de l'écart de dette par rapport à l'équilibre inférieure à 1/1297ème) permet de passer d'une politique budgétaire passive à une politique budgétaire active. En outre, la valeur critique de l'élasticité des taux d'intérêt nominaux à l'inflation qui distingue une politique monétaire active d'une politique monétaire passive est en première approximation l'unité. On montre cependant dans le graphique C.2 en annexe, qui se focalise sur la limite entre les quatre régimes, que la frontière est moins nette qu'il ne semble. En effet, on obtient un équilibre indéterminé (et non instable) avec une élasticité des taux d'intérêt à l'inflation légèrement supérieure à l'unité si la vitesse d'ajustement budgétaire est légèrement plus rapide que la valeur critique discutée ci-dessus. Il existe donc un corridor d'indétermination qui empêche de passer de manière continue du régime non ricardien au régime ricardien. L'existence de ces quatre régimes permet de comprendre pourquoi la banque centrale intervient dans le débat sur la politique budgétaire, notamment en situation de taux nuls : si l'autorité monétaire veut redevenir active, elle doit attendre que l'autorité budgétaire décide de réduire ses déficits, et donc que la politique budgétaire cesse

41. On rappelle que selon les conditions de Blanchard et Kahn (1980) pour résoudre un modèle linéaire à anticipations rationnelles, le nombre de valeurs propres du système en dehors du cercle unitaire doit être égal au nombre de variables *forward-looking*. Il existe dans ce cas une solution stable pour l'économie. Si le nombre de valeurs propres en dehors du cercle unitaire est supérieur au nombre de variables *forward-looking*, l'équilibre est instable. Si le nombre de valeurs propres en dehors du cercle unitaire est inférieur au nombre de variables *forward-looking*, l'équilibre est indéterminé.

Graphique 3 – Étude de l'équilibre en fonction de la vitesse de l'ajustement budgétaire et de l'élasticité des taux d'intérêt à l'inflation



Note : Chaque point du graphique indique si l'équilibre est stable, instable ou indéterminé pour une simulation du modèle en fonction des valeurs des paramètres. La vitesse de l'ajustement budgétaire désigne sur le graphique le dénominateur de la fraction de l'écart de dette par rapport à l'équilibre résorbée en une année. Une vitesse égale à 20 sur le graphique signifie qu'un vingtième de l'écart de dette par rapport à l'équilibre est résorbé en une année.

d'être passive, pour garantir un équilibre stable.

Le résultat principal est qu'il existe un cinquième régime de *consolidation excessive*, qui n'a pas été étudié dans la littérature à notre connaissance, où l'équilibre du modèle est instable dès lors que la vitesse d'ajustement budgétaire est trop rapide, quel que soit le comportement de la banque centrale vis-à-vis de l'inflation. Pour passer dans ce nouveau régime, la vitesse critique est une réduction de l'écart de dette publique par rapport à la cible d'environ un huitième par an, soit un peu plus du double de la vitesse fixée dans le *Fiscal Compact* européen.

Comment interpréter un tel résultat ? L'analyse des valeurs propres en dehors du cercle unitaire fournit un premier enseignement. Que l'on passe, en augmentant la vitesse d'ajustement, du régime indéterminé ou du régime stable standard à ce nouveau régime instable, le nombre de valeurs propres en dehors du cercle unitaire augmente de deux. Cela est caractéristique d'un mouvement oscillatoire qui devient explosif. Pour illustrer ce phénomène, on effectue des simulations dans le régime standard en augmentant la vitesse d'ajustement budgétaire vers la valeur critique d' $1/8$. On voit alors effectivement des oscillations de plus en plus marquées dans les réponses impulsionnelles après une relance budgétaire, notamment pour la dette publique (exprimée en % du PIB).

Une volonté de plus en plus forte de réduire les déficits publics après une relance budgétaire conduit la dette publique à afficher des oscillations de plus en plus grandes. En effet, pour arrêter l'augmentation de la dette publique, puis la faire diminuer, les taux d'imposition montent et les dépenses publiques baissent très rapidement. La contraction de l'activité que ces politiques entraînent oblige à augmenter les efforts d'ajustement. Un phénomène de multiplicateur budgétaire à l'envers se crée⁴². Cette spirale récessive s'interrompt quand la dette publique passe en dessous de sa valeur d'équilibre et que la politique budgétaire redevient expansive, du fait de la forme des règles budgétaires. Mais alors la dette publique augmente de nouveau rapidement et un nouveau cycle s'enclenche. Ce nouveau régime instable de *consolidation excessive* apparaît lorsque la volonté d'ajustement budgétaire est tellement forte que les variations de dette publique et de production qu'elle entraîne deviennent incontrôlables.

4.1.2. *Évaluation des multiplicateurs*

Il s'agit maintenant de comparer les multiplicateurs des différents instruments budgétaires du modèle selon que le régime est ricardien ou non ricardien. Jusqu'à présent, on a considéré un seul type de multiplicateur budgétaire, qui représente le ratio entre le surplus de production que permet la relance et l'ampleur du stimulus. En cas de choc sur une ou deux périodes uniquement, il est usuel de calculer ce multiplicateur instantané, dans la mesure où les effets sur la production se limitent à la période de stimulus. Cependant, la variable budgétaire peut revenir plus lentement à son niveau initial, voire être modifiée de manière permanente. Dans ce cas, Uhlig (2010) suggère d'adapter le multiplicateur en calculant le ratio entre la somme actualisée des surplus

42. Cet enchaînement, que nous examinons dans Brand (2012b), est déjà présent dans Baxter et King (1993) lorsqu'ils simulent une relance budgétaire avec financement immédiat par taxes distorsives.

de production et la somme actualisée du stimulus budgétaire

$$\frac{\sum_{i=0}^k \left(\prod_{j=0}^i r_{t+j}^{-1} \right) \Delta y_{t+i}^d}{\sum_{i=0}^k \left(\prod_{j=0}^i r_{t+j}^{-1} \right) \Delta X_{t+i}}, \quad (32)$$

pour différents horizons k , X désignant l'une des dépenses publiques ou l'un des produits des taxes⁴³.

Nous retenons cette dernière forme de multiplicateur pour plusieurs raisons. Tout d'abord, il est toujours possible d'obtenir le multiplicateur instantané pour $k = 1$. De plus, la sélection de l'horizon d'actualisation du multiplicateur budgétaire modifie parfois substantiellement sa valeur. Afin d'éviter l'arbitraire de cette sélection et d'appréhender la dynamique du multiplicateur en fonction de l'horizon, nous calculons tous les multiplicateurs actualisés, à partir du choc jusqu'à cinq ans.

Le graphique 4 présente les multiplicateurs actualisés selon l'instrument budgétaire privilégié lors de la relance, pour les deux régimes, ricardien et non ricardien, où l'équilibre est stable. Plus spécifiquement, on choisit comme valeurs des paramètres du régime ricardien celles du calibrage usuel, utilisé dans Brand (2012b) et rappelé dans l'annexe B. Pour le régime non ricardien, on annule les élasticités des taux d'intérêt à l'écart d'inflation ainsi que l'élasticité des dépenses et taux d'imposition à l'écart de dette publique⁴⁴. Les résultats dans ce dernier régime doivent donc être interprétés comme des cas limites dans la mesure où la politique monétaire est passive au maximum, les taux d'intérêt nominaux étant constants, et la politique budgétaire est active au maximum, les dépenses et les taux d'imposition n'étant pas modifiés par rapport à l'équilibre stationnaire⁴⁵. On peut en outre décomposer les canaux de transmission des différentes relances dans les graphiques D.3 à D.10 de l'annexe D.

Le résultat général est que les multiplicateurs budgétaires sont bien plus élevés en régime non ricardien qu'en régime ricardien, quel que soit le type de relance et l'horizon d'actualisation. Deux canaux sont à privilégier pour expliquer ce résultat. D'une part, les taux d'intérêt nominaux constants appellent le même raisonnement qu'en situation de taux d'intérêt nuls. En effet, l'élément déterminant est l'incapacité de la banque centrale à augmenter les taux d'intérêt nominaux quand l'inflation croît⁴⁶. Si la relance permet une augmentation de la production, alors les coûts marginaux et l'inflation augmentent, ce qui diminue les taux d'intérêt réels. Cette

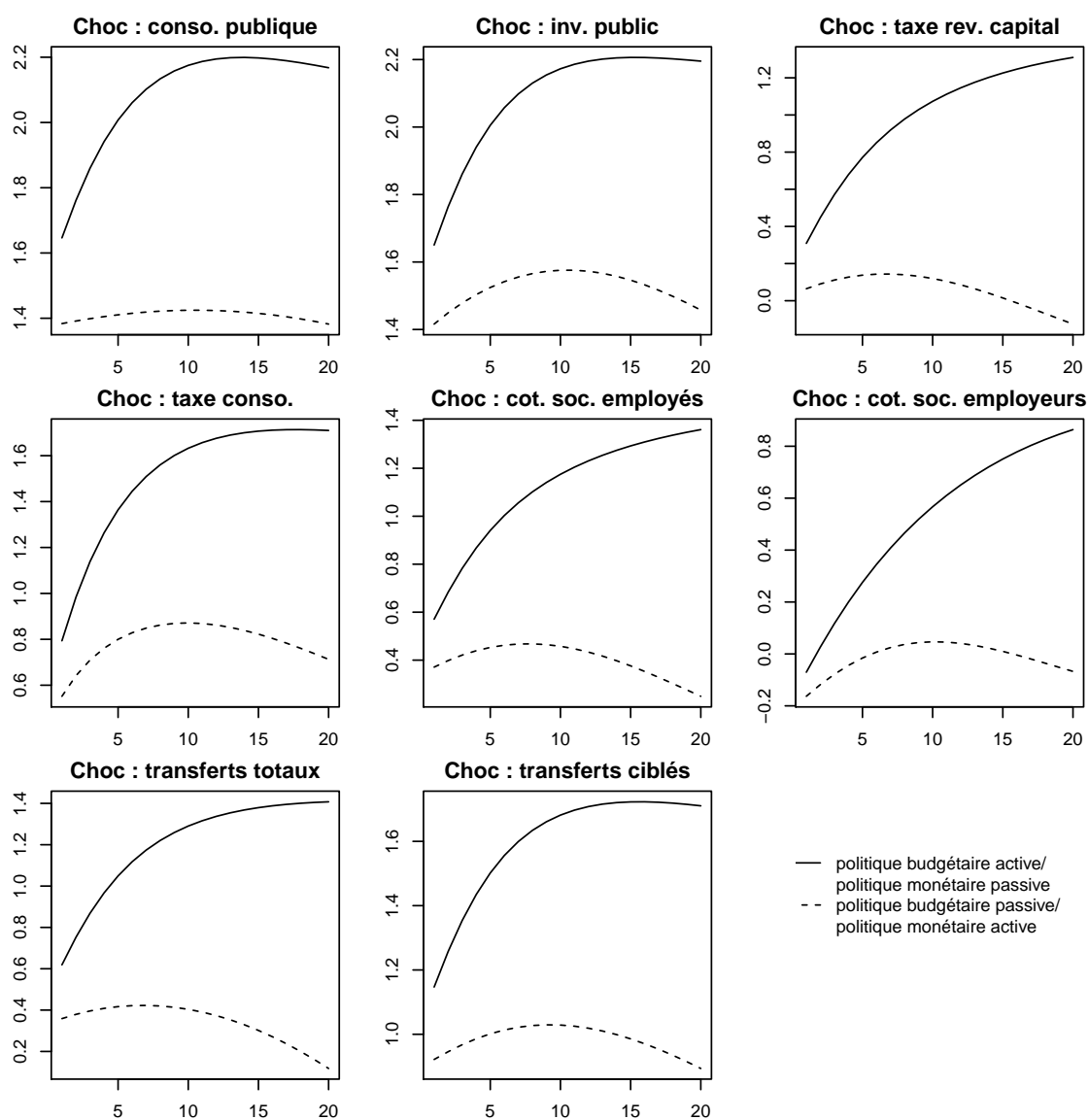
43. Afin de faciliter la lecture des graphiques qui suivent, on représente l'opposé des multiplicateurs dans le cas d'une relance par une baisse d'impôts. Dans notre modèle, le taux d'escompte est égal au taux d'intérêt réel à l'équilibre. En outre, on considère au dénominateur les seules dépenses discrétionnaires, et non celles automatiques. Ce choix permet de comparer plus facilement d'une part l'efficacité des différents instruments budgétaires du modèle et, d'autre part, les résultats du modèle avec ceux de la plupart des articles qui retiennent une telle mesure du multiplicateur. Enfin, il faut remarquer qu'une telle normalisation des relances budgétaires implique que les chocs sont d'ampleur très différente en valeur relative aux agrégats sur lesquels ils portent.

44. On annule aussi l'élasticité des taux d'intérêt à l'écart de production de manière à avoir des taux d'intérêt nominaux constants pour simplifier l'interprétation.

45. Les simulations prennent comme point de départ l'équilibre stationnaire. Les taux d'intérêt nominaux, les dépenses et les taux d'imposition restent donc à leur valeur d'équilibre stationnaire.

46. Les simulations de Christiano *et al.* (2011a) à partir du modèle de Altig *et al.* (2011) mettent en évidence une telle analogie.

Graphique 4 – Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



Note : Chaque graphique indique la valeur du multiplicateur (en ordonnées), actualisé selon différents horizons temporels (en abscisses, les trimestres), à la suite d'un choc sur l'un des instruments budgétaires du modèle. Chaque choc est égal à 1% de la production d'équilibre.

baisse des taux d'intérêt réels entraîne à son tour une augmentation des dépenses privées, donc de la production et de l'inflation. Les taux d'intérêt réels diminuent encore puisque la banque centrale ne modifie pas les taux d'intérêt nominaux et un cercle vertueux se forme. D'autre part, l'absence de consolidation par une baisse des dépenses et une hausse des taux d'imposition à la suite de la relance a pour conséquence que les titres publics deviennent une richesse nette pour les ménages puisque ces derniers n'anticipent pas d'ajustement.

Un autre canal dans notre modèle vient renforcer les effets positifs d'une relance budgétaire en régime non régime ricardien par rapport au régime ricardien *via* la dépréciation du taux de change réel, quel que soit le type de relance. À notre connaissance, la littérature sur la question ne s'est pas intéressée à une économie ouverte. Or, la baisse des taux d'intérêt réels dans un régime non ricardien à la suite d'une relance budgétaire entraîne à court terme une forte dépréciation du taux de change nominal, que la hausse de l'inflation domestique ne compense que partiellement. Il s'ensuit une dépréciation du taux de change réel et des exportations beaucoup plus fortes. Les importations augmentent certes en régime non ricardien, du fait d'une consommation privée plus forte, mais dans une moindre mesure que les exportations et *in fine* les actifs extérieurs nets augmentent fortement.

Une autre conclusion que l'on tire du graphique 4 est que l'écart de multiplicateurs entre les deux régimes croît à mesure que l'horizon d'actualisation s'accroît. Dès l'impact, le multiplicateur budgétaire est certes plus élevé. Cela s'explique par des taux d'intérêt plus faibles et une consommation privée des agents ricardiens et un investissement plus importants. Mais dans tous les cas, le multiplicateur budgétaire actualisé croît avec l'horizon dans le régime non ricardien. La différence essentielle tient aux effets pervers des ajustements budgétaires dans le régime ricardien, notamment la baisse des dépenses publiques qui nuit à la demande globale. Dans le régime non ricardien, le maintien des dépenses publiques à leur niveau d'équilibre permet d'éliminer cet effet. Le produit fiscal augmente quant à lui, à taux d'imposition fixes, du fait de l'augmentation de la base imposable. *In fine*, la dette publique croît moins, quel que soit le type de relance.

Plus précisément, les multiplicateurs actualisés de la consommation publique et de l'investissement public atteignent une valeur de 2,2 environ à un horizon de cinq ans après le choc. Ces résultats sont très proches des estimations empiriques de Auerbach et Gorodnichenko (2012) qui calculent aussi des multiplicateurs actualisés à un horizon de cinq ans, égaux à 2,24 pour les dépenses publiques totales lorsque l'économie est en récession et qu'il n'y a pas de changement de régime. Le multiplicateur de l'investissement public est très légèrement plus élevé que celui de la consommation en régime non ricardien, alors que la différence est plus marquée en régime ricardien. Cela s'explique par deux effets qui s'opposent : l'investissement public augmente certes la demande, mais il a aussi la spécificité de permettre une diminution des coûts de production et donc de l'inflation. Une plus faible inflation dans le régime ricardien est certes bénéfique pour l'activité car les taux d'intérêt réels sont plus faibles. En revanche, si les taux nominaux sont constants (régime non ricardien), une plus faible inflation entraîne une moins forte diminution des taux d'intérêt réels, et donc un effet positif relativement plus faible sur la production. Ces deux effets conjugués aboutissent à des multiplicateurs actualisés entre consommation et investissement public très similaires en régime non ricardien.

Les multiplicateurs budgétaires des taxes favorisant l'offre de travail et de capital dans le régime

non ricardien sont ceux qui diffèrent le plus du régime ricardien à moyen terme. Ces multiplicateurs sont fortement croissants et le sont toujours d'ailleurs à un horizon de cinq ans. Il existe donc un temps de diffusion des effets bénéfiques à l'activité pour ce type de relance qu'il faut expliciter. La baisse des taxes sur les revenus du capital, des cotisations sociales employés et surtout employeurs joue à la baisse sur les coûts de production, et donc sur l'inflation. Si les taux sont constants, le taux d'intérêt réel diminuera moins pour ces relances et donc l'activité sera relativement plus faible. Néanmoins, le maintien de la demande globale dû à l'absence de diminution des dépenses publiques permet à moyen terme de produire davantage à moindre coût. Le multiplicateur budgétaire augmente alors fortement ⁴⁷.

4.2. Multiplicateurs budgétaires lors d'un changement de régime des politiques monétaire et budgétaire

Le cadre d'analyse privilégié jusqu'à présent est celui de régime fixe, ricardien ou non ricardien, sans que les agents anticipent un changement de régime. Nous reprenons ici l'idée centrale de la littérature récente selon laquelle la durée de la période de taux d'intérêt nuls est déterminante dans l'analyse des effets d'une relance budgétaire. Nous déplaçons cependant la question, qui ne porte pas ici sur la persistance de cette relance mais sur le *timing* de l'ajustement, comme nos estimations empiriques y invitent (section 2). Il s'agit donc maintenant de déterminer, pour chaque type de relance budgétaire, le bon *policy mix*, autrement dit le passage du régime non ricardien au régime ricardien le plus efficace ⁴⁸.

Plus précisément, il existe trois configurations possibles pour modéliser le passage d'un régime non ricardien à un régime ricardien : soit les changements de politiques budgétaire et monétaire sont synchronisés, avec une politique monétaire qui devient active et une politique budgétaire qui devient passive en même temps ; soit on passe par une phase où la politique monétaire est passive et la politique budgétaire passive ; soit il y a une phase où la politique monétaire est active et la politique budgétaire active. Même si l'on a montré précédemment que l'équilibre est instable lorsque les deux politiques sont actives, ou indéterminé lorsque les deux sont passives, l'anticipation d'un futur *policy mix* stable, le régime ricardien, conduit à une solution déterminée pendant toute la période. Ce point, mis en évidence par Davig et Leeper (2007), a comme conséquence importante que les effets propres au régime ricardien sont ici en partie à l'oeuvre y compris dans le régime non ricardien ⁴⁹. Il s'agit donc aussi de comparer les effets des relances selon le *policy mix* avec les précédentes simulations. Le graphique 5 illustre les multiplicateurs

47. On rappelle que dans Brand (2012b), les effets multiplicateurs relativement faibles pour ce type de relance tiennent notamment aux consolidations budgétaires par les dépenses. Lorsqu'on modifie la composition de l'ajustement en favorisant davantage une hausse des recettes, ces multiplicateurs paraissent alors plus efficaces.

48. Nous utilisons dans tout le reste du raisonnement un cadre déterministe où les agents anticipent parfaitement les changements de régime qui sont fixés de manière exogène. D'autres articles privilégient une sortie endogène de la période de taux nuls (Erceg et Lindé, 2010; Corsetti *et al.*, 2010). Nous nous restreignons au changement de régime exogène, tout comme Christiano *et al.* (2011a) ou encore Coenen *et al.* (2012), afin de pouvoir comparer plus facilement les effets propres des différents instruments de relance.

49. Davig et Leeper (2007) ne justifient pas théoriquement un tel résultat. On peut d'ailleurs envisager que si l'ajustement est trop tardif, pour une vitesse d'ajustement donnée, la dette publique aura tellement dévié par rapport à sa cible que la mise en place de la consolidation nécessitera une augmentation des taux d'imposition et une réduction de dépenses telles que l'équilibre du système ne sera plus assuré. Malgré l'intérêt d'une telle situation, nous laissons ce point à une recherche ultérieure.

budgétaires actualisés des différents instruments du modèle pour quatre situations : soit la politique budgétaire est active et la politique monétaire passive durant deux années, soit les deux durent trois années, soit la première dure deux ans et la seconde trois, soit la première dure trois ans et la seconde deux. Les graphiques E.11 à E.18 de l'annexe E donnent, quant à eux, les réponses impulsionnelles des principales variables pour les différentes relances envisagées.

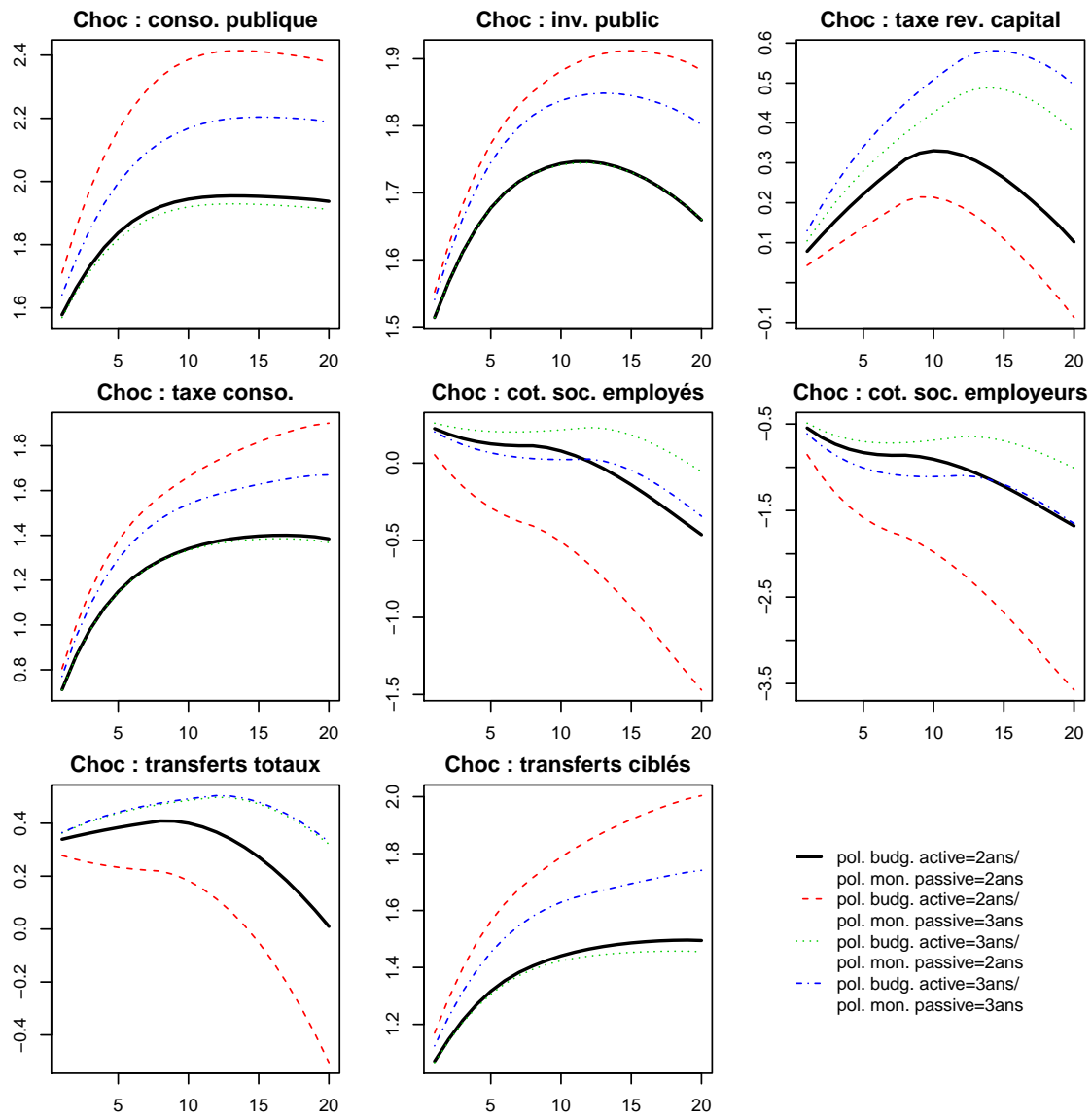
Les multiplicateurs présentés dans le graphique 5 montrent d'emblée l'importance du *policy mix* pour déterminer l'efficacité globale de la relance. Tout d'abord, il faut remarquer que dans le cas où les politiques budgétaire et monétaire sont synchronisées, le multiplicateur est d'autant plus élevé que la durée du régime non ricardien est grande, du moins pour les relances privilégiant le soutien de la demande globale (par l'augmentation de la consommation publique, de l'investissement public, des transferts ciblés ou par la baisse des taxes sur la consommation). Ce résultat n'est pas sans rappeler, même si la simulation n'est pas exactement la même, celui de Christiano *et al.* (2011a), selon lesquels le multiplicateur de la consommation publique est d'autant plus important que la durée de la période de taux d'intérêt nuls est grande, et donc que la crise est grave⁵⁰. En effet, selon les auteurs, une relance de deux ans, conjointe à une période de taux nuls de deux ans, permet un multiplicateur instantané moins important qu'une relance de trois ans conjointe à une période de taux nuls de trois ans. Pour ce type de relance, une durée de plus en plus longue du régime non ricardien fait que le poids accordé au futur régime ricardien dans les anticipations des agents est de plus en plus faible. Dans ce cas, les multiplicateurs budgétaires se rapprochent des multiplicateurs obtenus dans un régime fixe non ricardien : ils augmentent à mesure que le changement de régime s'éloigne.

En revanche, une durée plus grande du régime non ricardien n'améliore pas l'efficacité des relances par la baisse des cotisations sociales. Comme on l'a souligné auparavant, les effets bénéfiques pour la production sont pour ce type de relances plus lents à se diffuser (tandis que l'impact sur la production d'une relance par les dépenses publiques est immédiat) et nécessitent le maintien à moyen terme de la demande globale. Or, l'ajustement budgétaire mis en place au bout de deux ou trois ans diminue considérablement les dépenses publiques. De plus, la spécificité d'une baisse des cotisations sociales, par rapport aux autres relances, est de diminuer les coûts de production. Or, dans un contexte de taux d'intérêt constants, ces mesures augmentent les taux d'intérêt réels, comme le souligne Eggertsson (2010)⁵¹. Cet effet négatif était clairement contre-balançé dans l'analyse du régime fixe non ricardien par l'effet positif d'une absence de consolidation à moyen terme (section 4.1). C'est pourquoi les multiplicateurs de ce type de relances sont beaucoup plus faibles qu'en régime fixe non ricardien et même plus faibles qu'en régime fixe ricardien. Pour corroborer cette analyse, une politique budgétaire active sur trois ans, quand la politique monétaire est passive seulement sur deux ans, permet d'augmenter les multiplicateurs, attestant bien les effets pervers d'un ajustement précoce pour ces deux types de

50. De manière similaire, Coenen *et al.* (2012) montrent que les différentes relances budgétaires augmentent la production, avec des effets plus marqués à mesure que la période de politique monétaire accommodante est plus longue (à l'exception d'une baisse des cotisations sociales).

51. Ce mécanisme est plus fort pour les cotisations employeurs que les cotisations employés dans la mesure où la baisse de ces dernières permet une augmentation du revenu courant des ménages contraints financièrement, qui consomment le surplus. Cela augmente la production et compense partiellement l'effet négatif d'une hausse des taux d'intérêt réels.

Graphique 5 – Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction du *policy mix*



Note : Chaque graphique indique la valeur du multiplicateur (en ordonnées), actualisé selon différents horizons temporels (en abscisses, les trimestres), à la suite d'un choc sur l'un des instruments budgétaires du modèle. Chaque choc est égal à 1% de la production d'équilibre.

relance.

Ensuite, il faut remarquer que la meilleure stratégie de *policy mix* pour un type de relance n'est pas généralisable à toutes les autres relances, même si plusieurs lignes de force se dégagent. En effet, si une consolidation budgétaire mise en place avant la fin de la période de taux nuls est la stratégie la plus efficace pour les relances privilégiant l'augmentation de la demande globale, elle se révèle la moins efficace pour les relances favorisant l'offre (par la baisse des taxes sur les revenus du capital ou des cotisations sociales employés et employeurs). Les raisons d'une telle différence entre les deux types de relance concernent l'impact différent des consolidations et rejoignent celles évoquées précédemment. Le point à souligner est qu'un tel *policy mix* peut même avoir une efficacité plus grande qu'une relance en régime fixe non ricardien : les multiplicateurs actualisés à cinq ans de la consommation publique sont ainsi proches de 2,4 si la consolidation intervient pendant la période de taux nuls, contre 2,2 dans un régime fixe non ricardien. Ce résultat se distingue de celui mis en avant par Corsetti *et al.* (2010) : avec un modèle globalement similaire, les auteurs montrent que le multiplicateur budgétaire de la consommation publique a un impact d'autant plus grand que l'ajustement intervient plus tardivement à l'issue de la période de taux nuls. Dans un régime fixe ricardien, on sait qu'une consolidation par les dépenses peut augmenter à court terme l'ampleur du multiplicateur dans la mesure où la banque centrale anticipe une inflation à moyen terme plus basse et baisse ainsi ses taux d'intérêt nominaux : les taux d'intérêt réels sont plus bas, y compris à court terme, ce qui augmente la consommation privée et l'investissement. Cependant, si l'inflation est plus faible alors que les taux d'intérêt nominaux sont encore constants, les taux d'intérêt réels augmentent. C'est ce dernier effet qui domine dans l'analyse de Corsetti *et al.* (2010) et qui explique pourquoi, dans leur modèle, retarder la consolidation peut accroître le multiplicateur ⁵².

Trois points distinguent nos simulations de celles de Corsetti *et al.* (2010) et permettent de comprendre pourquoi, dans notre modèle, une consolidation qui commence en période de taux nuls augmente le multiplicateur de la consommation publique, par rapport à une sortie synchronisée du régime non ricardien ⁵³.

Premièrement, l'ajustement budgétaire par les dépenses publiques simulé dans Corsetti *et al.* (2010) est très rapide comme nous l'avons noté dans Brand (2012b), avec des effets récessifs sur l'activité particulièrement marqués à moyen terme. Notre ajustement plus lent permet d'atténuer l'impact de la déflation sur la hausse des taux d'intérêt réels en situation de taux nominaux constants.

Deuxièmement, l'amélioration du solde budgétaire primaire passe certes dans notre modèle non seulement par une baisse des dépenses, mais aussi par une hausse des taux d'imposition. Or, la hausse des cotisations sociales notamment augmente les coûts marginaux de production, et donc le niveau des prix. En situation de taux nuls, cela entraîne une baisse des taux d'intérêt réels bénéfiques à l'activité, contrairement à une situation où la politique monétaire est active. Ce point ne constitue pas cependant un effet majeur dans notre modèle dans la mesure où il

52. Si l'ajustement intervient plus tard, l'impact déflationniste se fait sentir au moment où la banque centrale a retrouvé la possibilité de lutter contre une inflation plus faible par des taux d'intérêt plus bas.

53. Il faut remarquer que la comparaison entre nos simulations et celles de Corsetti *et al.* (2010) reste limitée dans la mesure où les auteurs ne donnent que le multiplicateur budgétaire à l'impact.

incorpore des frictions salariales. En effet, dans son commentaire de Eggertsson (2010), Christiano (2010) montre que si le marché du travail est en concurrence monopolistique et les salaires sont rigides, l'emploi est avant tout déterminé par la demande. Les effets sur l'offre de travail des ménages d'une hausse des cotisations, responsables d'une hausse des coûts de production, sont donc moins importants dès lors qu'ils affectent seulement les salariés qui réoptimisent leurs salaires⁵⁴.

Troisièmement, commencer la consolidation budgétaire pendant la période de taux nuls permet de juguler l'augmentation de dette publique, qui peut revenir en dessous de son ratio d'équilibre lorsqu'on repasse en régime ricardien. La consommation publique retourne alors moins rapidement à l'équilibre (l'écart entre la dette publique effective et la dette cible étant relativement plus réduit), et les taux d'imposition augmentent relativement moins. À moyen terme, la demande globale est donc plus importante. En plus, les entreprises anticipent ce surcroît d'activité et vont augmenter les prix si elles le peuvent. L'inflation à court terme va croître. En situation de taux d'intérêt nuls, les taux d'intérêt réels sont donc relativement plus bas, ce qui augmente la consommation privée et l'investissement.

54. Prenons le cas limite où le salaire réel est fixé. Si le volume d'emploi est déterminé par la demande, à un niveau inférieur à l'équilibre entre offre et demande, alors l'augmentation de l'offre de travail permise par la baisse des taxes n'aura pas pour autant d'effet sur l'emploi, ni sur le salaire.

5. Conclusion

Parmi les arguments avancés pour justifier la plus grande efficacité de la politique budgétaire en période de récession, le plus étudié dans la littérature récente est l'effet du taux d'intérêt nominal nul (Eggertsson, 2010; Woodford, 2011; Christiano *et al.*, 2011a). L'une des conditions de cette plus grande efficacité budgétaire est la mise en place rapide de la politique de relance. L'hypothèse de base de cette littérature est que l'efficacité globale des relances budgétaires tient avant tout aux règles de politiques budgétaire et monétaire qui prévalent et aux changements de spécification de ces règles au cours du temps. Le travail présenté ici partage cette hypothèse. Il s'agit d'évaluer les multiplicateurs à court et moyen terme en fonction du moment où l'ajustement budgétaire se met en place par rapport à la durée de la période de taux nuls. La question du *policy mix* le plus efficace pose alors celle du bon *timing* des ajustements budgétaires après la relance, par rapport à la durée de la période de taux d'intérêt nuls.

Ce document de travail comporte quatre points : premièrement, le test empirique du changement de régime dans la conduite de la politique budgétaire en zone euro depuis 1980 en fonction d'un seuil et l'analyse, selon les régimes, du comportement de l'autorité monétaire ; deuxièmement, l'étude, dans notre modèle d'équilibre général calibré sur la zone euro, de l'espace des paramètres des règles budgétaire et monétaire qui déterminent les différents régimes, en vérifiant leur stabilité ; troisièmement, la comparaison des multiplicateurs budgétaires des huit instruments du modèle dans un régime ricardien et dans un régime non ricardien ; quatrièmement, la comparaison de l'efficacité des différentes relances budgétaires lorsqu'on anticipe un changement de régime, en fonction du degré de coordination des politiques budgétaire et monétaire pour sortir du régime non ricardien. Dans la mesure où le modèle est calibré à partir des données de la zone euro dans son ensemble, les effets mis en évidence doivent être interprétés comme une moyenne pondérée des effets des chocs budgétaires des pays membres de la zone.

Quatre résultats peuvent alors être mis en avant.

Premièrement, à partir de l'estimation d'une cointégration à seuil entre recettes et dépenses publiques de la zone euro entre 1980 et 2011, la politique budgétaire suit une dynamique non linéaire, contrairement aux régressions en panel sur les pays de l'UE15 de Afonso (2008). Notre estimation met en évidence que les forces de rappel vers l'équilibre s'exercent uniquement après une très forte dégradation des déficits publics et principalement par une baisse des dépenses. De plus, les taux d'intérêt nominaux diminuent fortement tout au long de ce régime.

Deuxièmement, en plus des quatre régimes mis en avant par Leeper (1991) selon le caractère actif ou passif des politiques budgétaire et monétaire, il existe un cinquième régime de *consolidation excessive* dans lequel l'équilibre est instable, quel que soit le comportement de la banque centrale à l'égard de l'inflation. En effet, si l'autorité budgétaire décide de mettre en place des ajustements budgétaires à une vitesse supérieure à une réduction d'un huitième par an de l'écart de dette publique par rapport à la cible (soit un peu plus du double de la vitesse fixée dans le *Fiscal Compact* européen), les mouvements oscillatoires des réponses impulsionnelles deviennent explosifs et le système est instable.

Troisièmement, les multiplicateurs budgétaires sont bien plus élevés en régime non ricardien qu'en régime ricardien, quels que soient le type de relance et l'horizon d'actualisation. Les mul-

multiplicateurs actualisés de la consommation publique et de l'investissement public atteignent une valeur de 2,2 environ à un horizon de cinq ans, soit un résultat très proche des estimations empiriques de Auerbach et Gorodnichenko (2012).

Quatrièmement, le *policy mix* est déterminant pour évaluer l'efficacité globale des plans de relance. Dans le cas où les politiques budgétaire et monétaire sont synchronisées, le multiplicateur est d'autant plus élevé que la durée du régime non ricardien est longue, du moins pour les relances privilégiant le soutien de la demande globale. Ce résultat n'est pas sans rappeler, même si la simulation n'est pas exactement la même, celui de Christiano *et al.* (2011a), selon lesquels le multiplicateur de la consommation publique est d'autant plus important que la durée de la période de taux d'intérêt nuls est longue, et donc que la crise est grave. En revanche, une durée plus longue du régime non ricardien (s'il passe de deux à trois ans) n'améliore pas l'efficacité des relances *via* une baisse des cotisations sociales car les effets bénéfiques sur la croissance sont plus lents à se diffuser et nécessitent surtout le maintien à moyen terme de la demande globale. Enfin, il faut remarquer que la meilleure stratégie de *policy mix* pour un type de relance n'est pas généralisable à toutes les autres relances. Si la stratégie de consolidation pendant la période de taux nominaux nuls est la plus efficace pour les relances privilégiant l'augmentation de la demande globale, elle se révèle la moins efficace pour les relances favorisant l'offre. Ce résultat se distingue de Corsetti *et al.* (2010) qui, dans un modèle globalement similaire, montrent que le multiplicateur immédiat de la consommation publique est d'autant plus grand que l'ajustement est tardif. La différence tient notamment au fait que l'ajustement budgétaire par les dépenses est chez ces auteurs particulièrement rapide (Brand, 2012b). Le multiplicateur est donc plus élevé lorsque l'ajustement commence pendant la période de taux nuls à condition que l'ajustement soit relativement lent.

Bibliographie

- ADOLFSON, M., LASÉEN, S., LINDÉ, J. et VILLANI, M. (2007). Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, 72(2):481–511.
- AFONSO, A. (2008). Ricardian fiscal regimes in the European Union. *Empirica*, 35(3):313–334.
- AKAIKE, H. (1973). Maximum likelihood identification of gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, 60(2):255–265.
- ALTIG, D., CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M. et LINDÉ, J. (2011). Firm-specific capital, nominal rigidities and the business cycle. *Review of Economic Dynamics*, 14(2):225–247.
- AUERBACH, A. et GORODNICHENKO, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal : Economic Policy*, 4(2):1–27.
- BALKE, N. S. et FOMBY, T. B. (1997). Threshold cointegration. *International Economic Review*, 38(3):627–645.
- BARRO, R. J. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6):1095–1117.
- BAUM, A. et KOESTER, G. (2011). The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle : Evidence from a threshold VAR analysis. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*.
- BAUM, A., POPLAWSKI-RIBEIRO, M. et WEBER, C. (2012). Fiscal multiplier and the state of the economy. *IMF Working Paper*.
- BAXTER, M. et KING, R. (1993). Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, 83(3):315–334.
- BLANCHARD, O. et KAHN, C. (1980). The solution of linear difference models under rational expectations. *Econometrica*, 48(5):1305–1311.
- BRAND, T. (2012a). La soutenabilité de long terme des finances publiques : une évaluation économétrique. *Document de travail du Centre d'Analyse Stratégique*, (8).
- BRAND, T. (2012b). Politique budgétaire en équilibre général : une analyse appliquée à la zone euro. *Document de travail du Centre d'Analyse Stratégique*, (3).
- BUITER, W. (2002). The fiscal theory of the price level : A critique. *Economic Journal*, 112:459–480.
- CALVO, G. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3):383–398.
- CANZONERI, M., COLLARD, F., DELLAS, H. et DIBA, B. (2011a). Fiscal multipliers in recessions. *Universität Bern Discussion Papers*.
- CANZONERI, M. B., CUMBY, R. E. et DIBA, B. T. (2011b). The interaction between monetary and fiscal policy. *Handbook of Monetary Economics*, pages 935–999.
- CHAN, K., PETRUCELLI, J., TONG, H. et WOOLFORD, S. (1985). A multiple-threshold AR (1) model. *Journal of Applied Probability*, 22:267–279.
- CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M. et REBELO, S. (2011a). When is the government spending multiplier large? *Journal of Political Economy*, 119(1):78–121.

- CHRISTIANO, L., TRABANDT, M. et VALENTIN, K. (2011b). Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12):1999–2041.
- CHRISTIANO, L. J. (2004). The zero-bound, low inflation, and output collapse. *Non publié*.
- CHRISTIANO, L. J. (2010). Comment on "what fiscal policy is effective at zero interest rates?". *NBER Macroeconomics Annual*, 25:113–124.
- CHRISTIANO, L. J. et FITZGERALD, T. (2000). Understanding the fiscal theory of price level. *Economic Review*, 36(2):1–37.
- CLARIDA, R., GALI, J. et GERTLER, M. (1999). The science of monetary policy : A new keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, 37:1661–1707.
- CLARIDA, R., GALI, J. et GERTLER, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability : Evidence and some theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115(1):147–180.
- COENEN, G., ERCEG, C., FREEDMAN, C., FURCERI, D., KUMHOF, M., LALONDE, R., LAXTON, D., LINDÉ, J., MOUROUGANE, A., MUIR, D. *et al.* (2012). Effects of fiscal stimulus in structural models. *American Economic Journal : Macroeconomics*, 4(1):22–68.
- COGAN, J., CUIK, T., TAYLOR, J. et WIELAND, V. (2010). New keynesian versus old keynesian government spending multipliers. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34:281–295.
- CORSETTI, G., KUESTER, K., MEIER, A. et MULLER, G. (2010). Debt consolidation and fiscal stabilization of deep recessions. *American Economic Review*, 100(2):41–45.
- CURDIA, V. et WOODFORD, M. (2009). Credit frictions and optimal monetary policy. *BIS Working Papers*.
- CURDIA, V. et WOODFORD, M. (2010). Credit spreads and monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1):3–35.
- DAVIG, T. et LEEPER, E. (2007). Fluctuating macro policies and the fiscal theory. *NBER Macroeconomics Annual*, 21:247–316.
- DAVIG, T. et LEEPER, E. (2011). Monetary–fiscal policy interactions and fiscal stimulus. *European Economic Review*, 55(2):211–227.
- DIXIT, A. et STIGLITZ, J. (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review*, 67(3):297–308.
- EGGERTSSON, G. (2010). What fiscal policy is effective at zero interest rates? *NBER Macroeconomics Annual*, 25:59–112.
- EGGERTSSON, G. et WOODFORD, M. (2003). The zero bound on interest rates and optimal monetary policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1(1):139–211.
- ERCEG, C., GUERRIERI, L. et GUST, C. (2005). Expansionary fiscal shocks and the US trade deficit. *International Finance*, 8(3):363–397.
- ERCEG, C., HENDERSON, D. et LEVIN, A. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of Monetary Economics*, 46(2):281–313.

- ERCEG, C. et LINDÉ, J. (2010). Is there a fiscal free lunch in a liquidity trap? *CEPR Discussion Papers*.
- FAVERO, C. et MONACELLI, T. (2005). Fiscal policy rules and regime (in)stability : evidence from the US. *IGIER Working Paper Series*.
- GALI, J. (2007). Comment on 'Fluctuating macro policies and the fiscal theory'. *NBER Macroeconomics Annual*, 21:299–305.
- GALÍ, J., LOPEZ-SALIDO, D. et VALLÈS, J. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1):227–270.
- GIANNONE, D., HENRY, J., LALIK, M. et MODUGNO, M. (2010). An area-wide real-time database for the euro area. *ECB Working Paper*.
- GRANGER, C. et HYUNG, N. (2004). Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns. *Journal of Empirical Finance*, 11:399–421.
- GREENWOOD, J., HERCOWITZ, Z. et KRUSELL, P. (1997). Long-run implications of investment-specific technological change. *American Economic Review*, 87(3):342–362.
- GREENWOOD, J., HERCOWITZ, Z. et KRUSELL, P. (2000). The role of investment-specific technological change in the business cycle. *European Economic Review*, 44(1):91–115.
- HAMILTON, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series subject to changes in regime. *Econometrica*, 57:357–384.
- HANSEN, B. et SEO, B. (2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. *Journal of Econometrics*, 110:293–318.
- HAUG, A. A. (1995). Has federal budget deficit policy changed in recent years? *Economic Inquiry*, 33(1):104–18.
- HODRICK, R. et PRESCOTT, E. C. (1981). Post-war US business cycles : An empirical investigation. *Northwestern University Discussion Paper*.
- KEYNES, J. (1936). *The General Theory of Interest, Employment and Money*. London : Macmillan.
- KIM, S. (2003). Structural shocks and the fiscal theory of the price level in the sticky price model. *Macroeconomic Dynamics*, 7(5):759–782.
- KRUGMAN, P. (1998). It's baaack! Japan's slump and the return of the liquidity trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:137–205.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P. et SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54:159–178.
- LEEPER, E. (1991). Equilibrium under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27:129–147.
- LEEPER, E., WALKER, T. et YANG, S. (2010). Government investment and fiscal stimulus. *Journal of Monetary Economics*, 57(8):1000–1012.
- PARADES, J., PEDREGAL, D. et PÉREZ, P. (2009). A quarterly fiscal database for the euro area based on intra-annual fiscal information. *ECB Working Paper*.

- PEROTTI, R. (2004). Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *IGIER Working Paper Series*.
- RAMEY, V. (2011). Can government purchases stimulate the economy? *Journal of Economic Literature*, 49(3):673–685.
- SARGENT, T. et WALLACE, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3):1–17.
- SHIN, Y. (1994). A residual based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory*, 10(1):91–115.
- SIMS, C. (2007). Comment on 'Fluctuating macro policies and the fiscal theory'. *NBER Macroeconomics Annual*, 21:307–312.
- STIGLER, M. (2012). Threshold cointegration : overview and implementation in R. *Non publié*.
- TANNER, E. et LIU, P. (1994). Is the budget deficit "too large"? : Some further evidence. *Economic Inquiry*, 32:511–518.
- TAYLOR, J. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:195–214.
- TOBIN, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1):15–29.
- TONG, H. (1983). *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*. Springer-Verlag.
- TONG, H. (1990). *Non-Linear Time Series : A Dynamical System Approach*. Cambridge University Press.
- TONG, H. et LIM, K. S. (1980). Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data. *Journal of the Royal Statistical Society*, 42(B):245–292.
- TSAY, R. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84:231–240.
- UHLIG, H. (2010). Some fiscal calculus. *American Economic Review*, 100(2):30–34.
- van DIJK, D., FRANSES, P. H. et PAAP, R. (2002). A nonlinear long memory model, with an application to US unemployment. *Journal of Econometrics*, 110(2):135–165.
- WILCOX, D. (1989). The sustainability of government deficits : Implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(3):291–306.
- WOODFORD, M. (1995). Price-level determinacy without control of monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43:1–46.
- WOODFORD, M. (2001). Fiscal requirements for price stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(3):669–728.
- WOODFORD, M. (2011). Simple analytics of the government expenditure multiplier. *American Economic Journal : Macroeconomics*, 3(1):1–35.

Annexes

A. Méthodologies d'estimation de la cointégration à seuil

Lorsqu'on teste la cointégration à seuil, deux méthodologies sont utilisées : à la manière de Balke et Fomby (1997), on réalise des tests de linéarité univariés, sur la série des résidus de la relation de cointégration entre recettes et dépenses publiques ; à la manière de Hansen et Seo (2002), on estime un modèle à correction d'erreur dont les coefficients dépendent de la valeur de l'écart à la relation de long terme par rapport à un seuil. Dans ce dernier cas, la présence d'un effet de seuil est appréhendée par un test de la forme multiplicateur de Lagrange. Nous résumons successivement les deux méthodologies et les résultats intermédiaires.

A.1. Les modèles à seuil en analyse univariée

Dans les modèles considérés ici, la dynamique de l'écart à la relation de long terme z_t subit des transitions brutales entre les régimes, du type

$$z_t = \phi_0^{(j)} + \sum_{i=1}^p \phi_i^{(j)} z_{t-i} + \varepsilon_t^{(j)}, \quad (33)$$

avec

$$r_{j-1} \leq z_{t-d} < r_j, \quad (34)$$

où $j = 1, \dots, k$, et d est un entier positif. Les seuils sont tels que $-\infty = r_0 < r_1 < \dots < r_k = +\infty$. Pour tout j , $\varepsilon_t^{(j)}$ sont des bruits blancs indépendants. La variable de transition, dont la position par rapport au seuil détermine le régime, est ici une endogène retardée z_{t-d} , avec d comme paramètre de délai. Les écarts à la relation de long terme sont ainsi considérés comme des séries linéaires par morceau. Selon la situation du système par rapport au seuil, les dynamiques linéaires sont différentes.

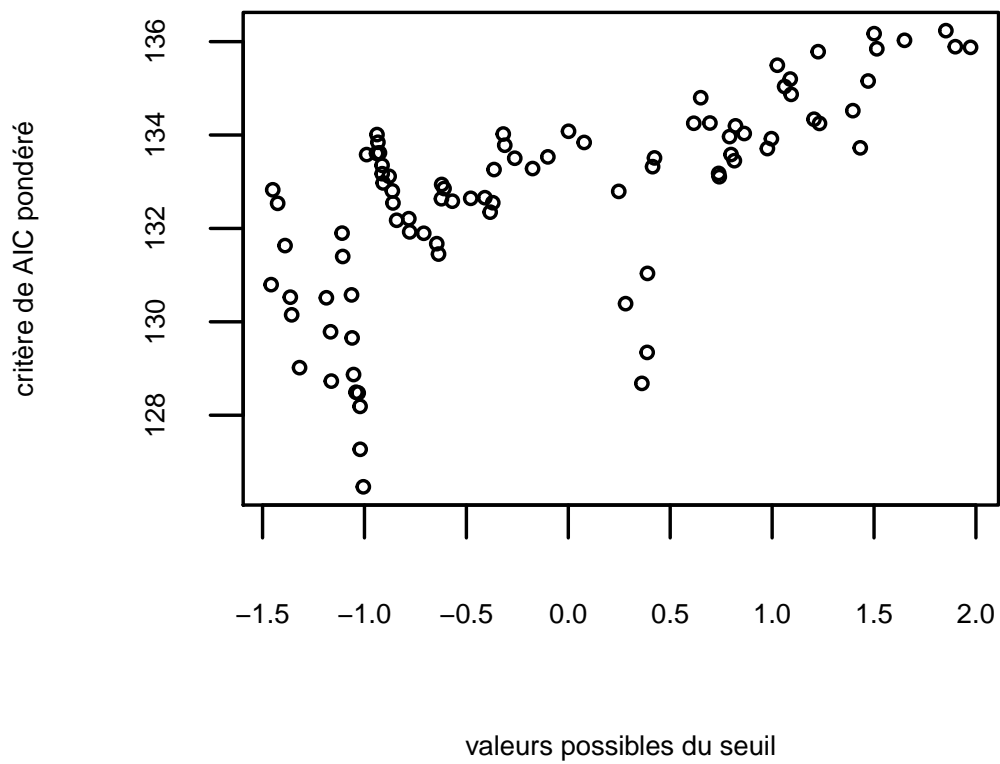
Tsay (1989) propose une méthode pour déterminer la valeur du seuil de façon graphique. Elle consiste d'abord à ordonner de manière croissante les observations selon les valeurs possibles de la variable de seuil. On retire les 7,5% plus hautes et les 7,5% plus basses. Ensuite, on applique la méthode des moindres carrés récursifs, qui consiste à estimer de façon glissante l'équation (33). Autrement dit, on ajoute à chaque nouvelle régression une nouvelle observation dans l'échantillon. On retient la valeur du seuil qui minimise le critère d'information de Akaike (1973) pondéré. Ce seuil correspond environ à -1 d'après le graphique A.1.

A.2. Les modèles à seuil en analyse bivariée

L'article de Hansen et Seo (2002) prolongent Balke et Fomby (1997) en développant des techniques pour estimer un modèle bivarié à correction d'erreur à deux régimes avec un vecteur de cointégration inconnu⁵⁵. Ces derniers apportent deux contributions essentielles pour nous : d'une part, ils développent un test de présence d'un effet de seuil, fondé sur le principe du multiplicateur de Lagrange, qui nécessite uniquement une estimation sous l'hypothèse nulle de

⁵⁵. Le fait que les auteurs utilisent le terme à correction d'erreur comme variable de transition n'est pas essentiel dans leur analyse.

Graphique A.1 – Détection du seuil dans la dynamique de l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques de la zone euro



linéarité ; d'autre part, ils proposent une méthode d'estimation par le maximum de vraisemblance du modèle à seuil.

Nous réalisons le test de non linéarité proposé par Hansen et Seo (2002) sur la série de résidus de la relation de cointégration entre recettes et dépenses publiques, à partir de Stigler (2012). Pour ce test, la p -value est calculée en utilisant une méthode paramétrique de *bootstrap* (avec 5000 réplifications), comme Hansen et Seo (2002) le proposent. Le nombre de retards dans le modèle à correction d'erreur est fixé à 4⁵⁶. La statistique de test a une valeur de 34,72 et indique que la non-linéarité ne peut être rejetée au seuil de 2%. Le seuil, estimé selon une *grid search*, est égal à -0.91, donc proche de celui estimé par la méthode de Balke et Fomby (1997).

La méthode développée par Hansen et Seo (2002) pour estimer le modèle à correction d'erreur consiste dans un premier temps à définir une fonction de vraisemblance pour une relation de long terme ($rev_t = \alpha + \beta exp_t + z_t$ ici) et un seuil γ fixés. Ensuite, les auteurs suggèrent une *grid search* sur l'espace bi-dimensionnel (β, γ) : on recalcule, à partir d'une régression par les moindres carrés ordinaires, la fonction de vraisemblance pour chaque nouvelle paire, en retenant finalement celle qui maximise cette fonction⁵⁷.

B. Détails du calibrage

C. Étude de l'équilibre en fonction de la vitesse de l'ajustement budgétaire et de l'élasticité des taux d'intérêt à l'inflation

D. Réponses impulsionnelles pour chaque type de relance en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire

E. Réponses impulsionnelles pour chaque type de relance en fonction du *policy mix*

56. L'estimation du modèle à correction d'erreur linéaire indique en effet des coefficients significatifs pour les variables dont le retard est égal à 4.

57. La maximisation de la fonction de vraisemblance pose problème dans la mesure où la fonction n'est pas dérivable au point seuil. C'est pourquoi les auteurs proposent de passer par une *grid search*.

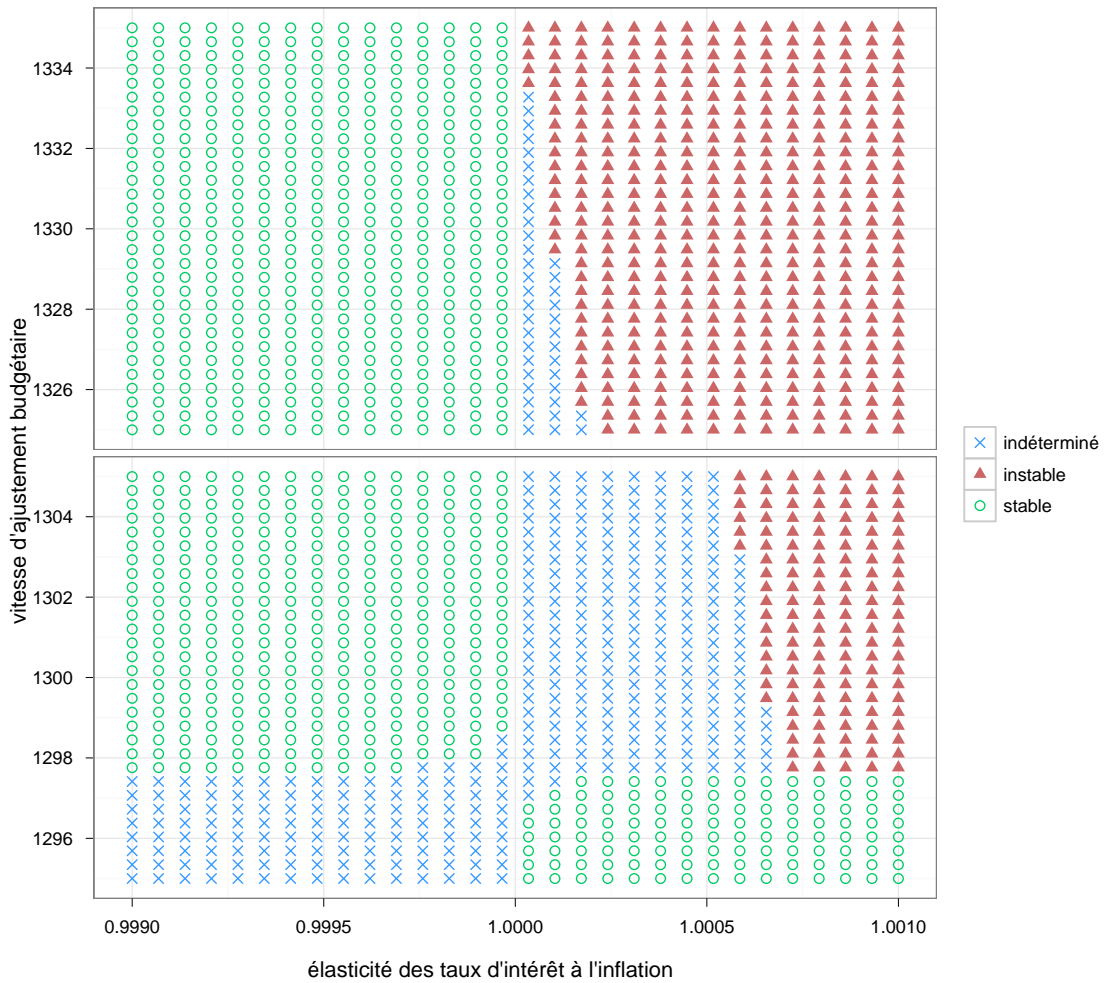
Tableau B.1 – Valeurs en régime stationnaire : modèle vs données empiriques (1985T1-2006T4)

Variabiles	Description	Modèle	Données empiriques
\tilde{z}	taux de croissance (annuel)	1.02	
π	taux d'inflation (annuel)	1.02	
R	taux d'intérêt nominal (annuel)	1.053	
g^c/y^d	consommation publique/PIB	0.21	0.21
g^i/y^d	investissement public/PIB	0.03	0.03
T/y^d	transferts sociaux/PIB	0.22	0.17
b/y^d	dette publique/PIB	0.6x4	0.65x4
τ_n	taux d'imposition directe sur ménages	0.18	0.18
τ_c	taux d'imposition indirecte	0.22	0.22
τ_{wf}	taux cot. soc. employeurs	0.17	0.17
τ_{wh}	taux cot. soc. employés	0.16	0.16
τ_k	taux d'imposition rev. du capital	0.19	-
k/k^g	capital privé/capital public	6.6	6
c/y^d	consommation privée/PIB	0.58	0.57
i/y^d	investissement privé/PIB	0.19	0.18
y^M/y^d	importations/PIB	0.16	0.16
c^M/y^d	consommation privée importée/PIB	0.10	0.10
i^M/y^d	investissement privé importé/PIB	0.06	0.06

Tableau B.2 – Valeurs des paramètres

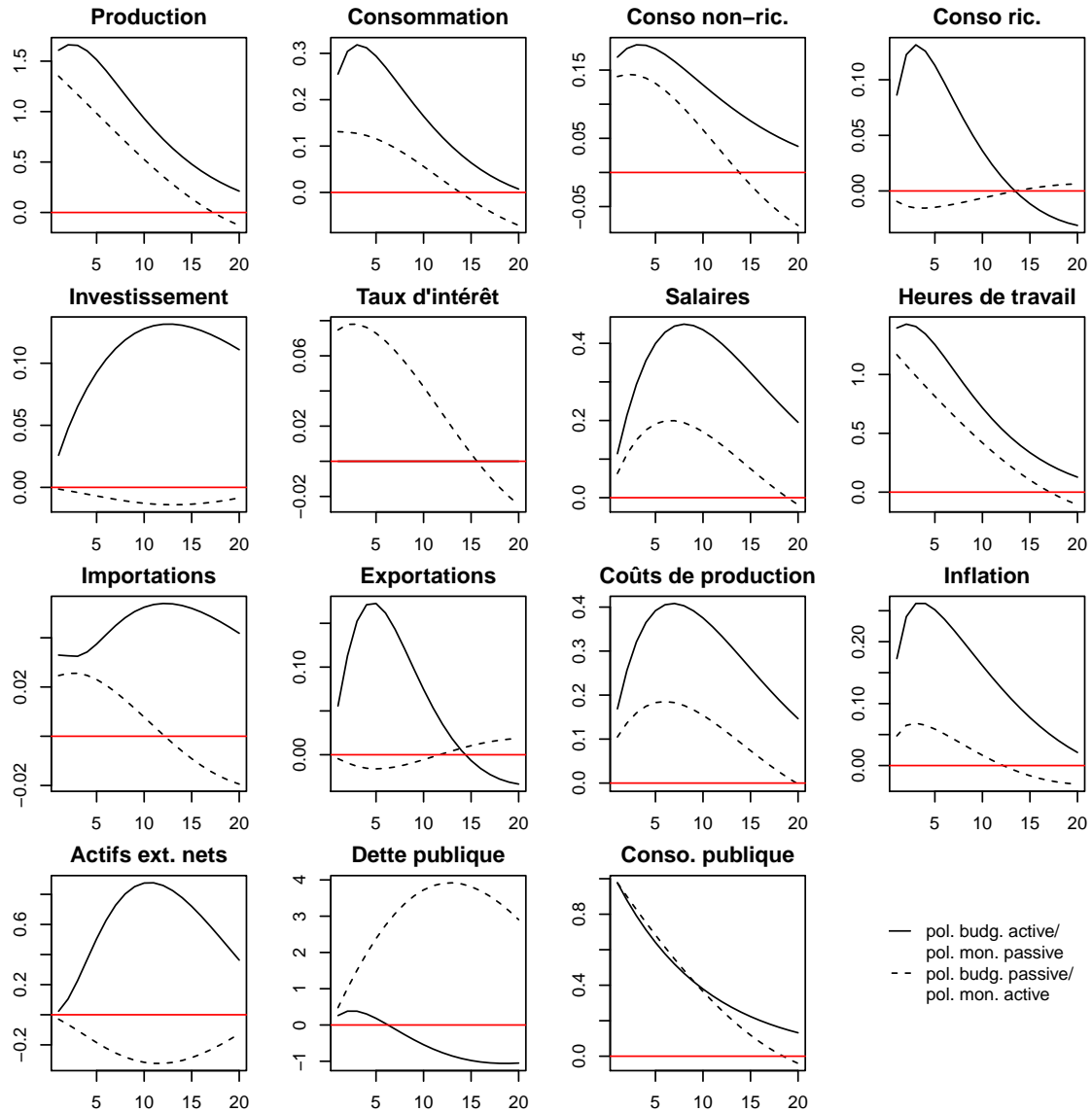
Paramètres	Description	Valeurs
β	taux d'escompte	0.995
δ	taux de dépréciation du capital	0.015
α	productivité du capital privé	0.27
α_g	productivité du capital public	0.03
$1/\vartheta$	élasticité de substitution du travail de Frisch	1/3
ψ	poids relatif des heures travaillées dans la fonction d'utilité	45
$\varepsilon, \varepsilon_M, \varepsilon_x, \varepsilon_W$	élasticité de substitution entre variétés des biens	6
η	élasticité de substitution entre variétés de travail	4.3
$\varepsilon_c, \varepsilon_i$	élasticité de substitution entre biens domestiques et importés	1.5
Γ^{bW}	prime de risque sur les actifs étrangers	0.01
n^c	biais domestique pour la consommation	0.78
n^i	biais domestique pour l'investissement	0.65
ω	part des agents non ricardiens dans l'économie domestique	0.35
ι	répartition des transferts entre ricardiens et non ricardiens	0.5
ϕ_2/ϕ_1	coûts de la variation d'utilisation du capital	0.22
ϕ	coûts fixes dans la fonction de production	0.32
h	habitudes de consommation	0.56
κ	coûts d'ajustement à investir	5.169
Γ^c	coûts d'ajustement de la consommation importée	5.596
Γ^i	coûts d'ajustement de l'investissement importé	0.404
θ_w	probabilité de Calvo de réoptimiser les salaires	0.765
θ_p	probabilité de Calvo de réoptimiser les prix domestiques	0.920
θ_x	probabilité de Calvo de réoptimiser les prix à l'exportation	0.770
θ_M	probabilité de Calvo de réoptimiser les prix à l'importation	0.528
χ_w	indexation des salaires sur l'inflation passée	0.635
χ_p	indexation des prix domestiques sur l'inflation passée	0.417
χ_x	indexation des prix à l'exportation sur l'inflation passée	0.489
χ_M	indexation des prix à l'importation sur l'inflation passée	0.480
γ_R	coefficient AR(1) sur taux d'intérêt dans la règle de Taylor	0.92
γ_π	poids de l'écart d'inflation dans la règle de Taylor	1.72
γ_y	poids de l'écart de production dans la règle de Taylor	0.13
$\gamma_{\Delta pi}$	poids de la croissance de l'inflation dans la règle de Taylor	0.23
ρ_X	coefficient AR(1) sur les variables budgétaires	0.9
$\rho_{R,b}$	élasticité des recettes à l'écart de dette	0.014
$\rho_{D,b}$	élasticité des dépenses à l'écart de dette	-0.089

Graphique C.2 – Étude de l'équilibre en fonction de la vitesse de l'ajustement budgétaire et de l'élasticité des taux d'intérêt à l'inflation, à la limite entre politique budgétaire active et passive



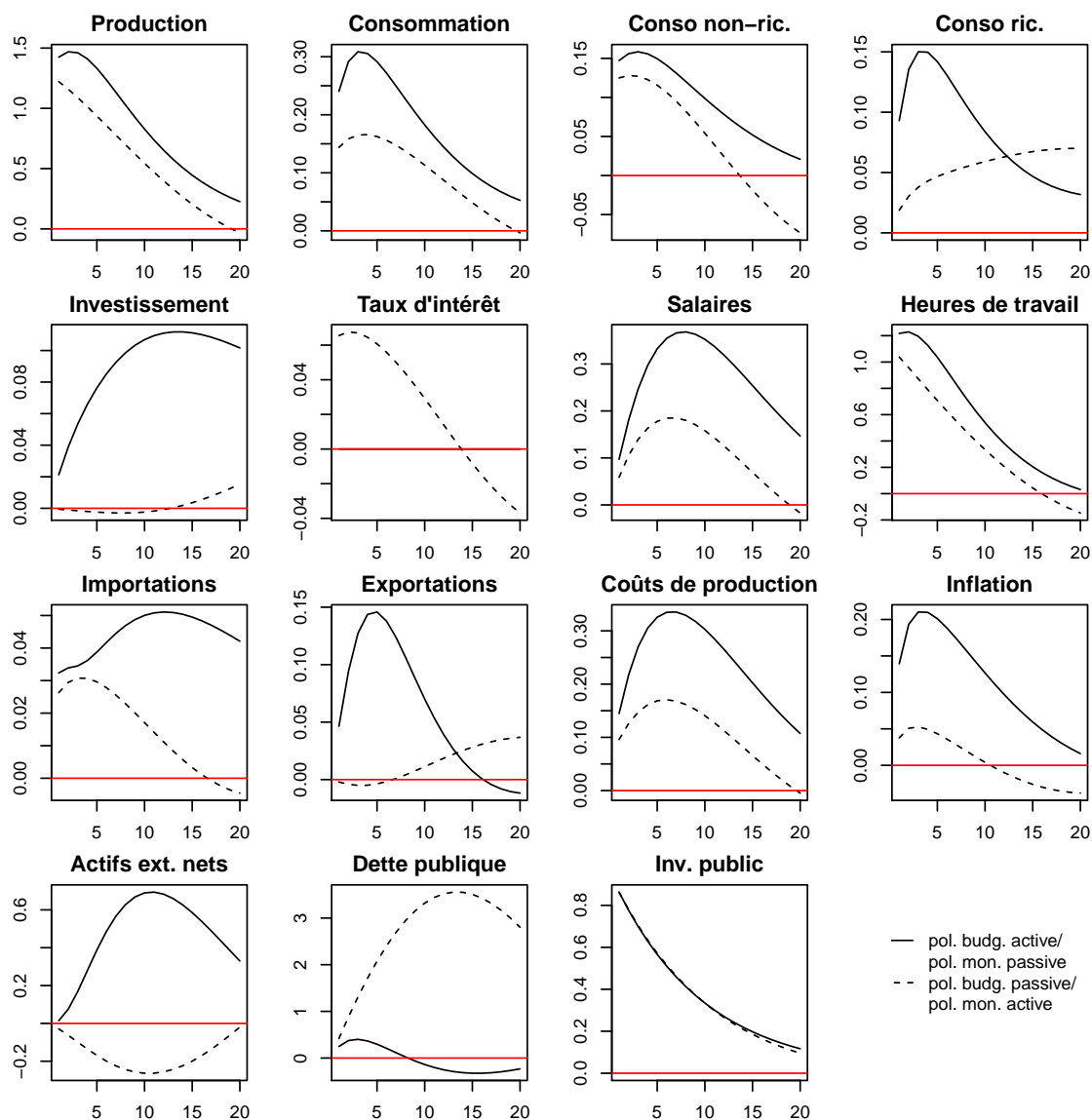
Note : Chaque point du graphique indique si l'équilibre est stable, instable ou indéterminé pour une simulation du modèle en fonction des valeurs des paramètres. La vitesse de l'ajustement budgétaire désigne sur le graphique le dénominateur de la fraction de l'écart de dette par rapport à l'équilibre résorbée en une année. Une vitesse égale à 20 sur le graphique signifie qu'un vingtième de l'écart de dette par rapport à l'équilibre est résorbé en une année.

Graphique D.3 – Réponses impulsionnelles après un choc sur gc en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



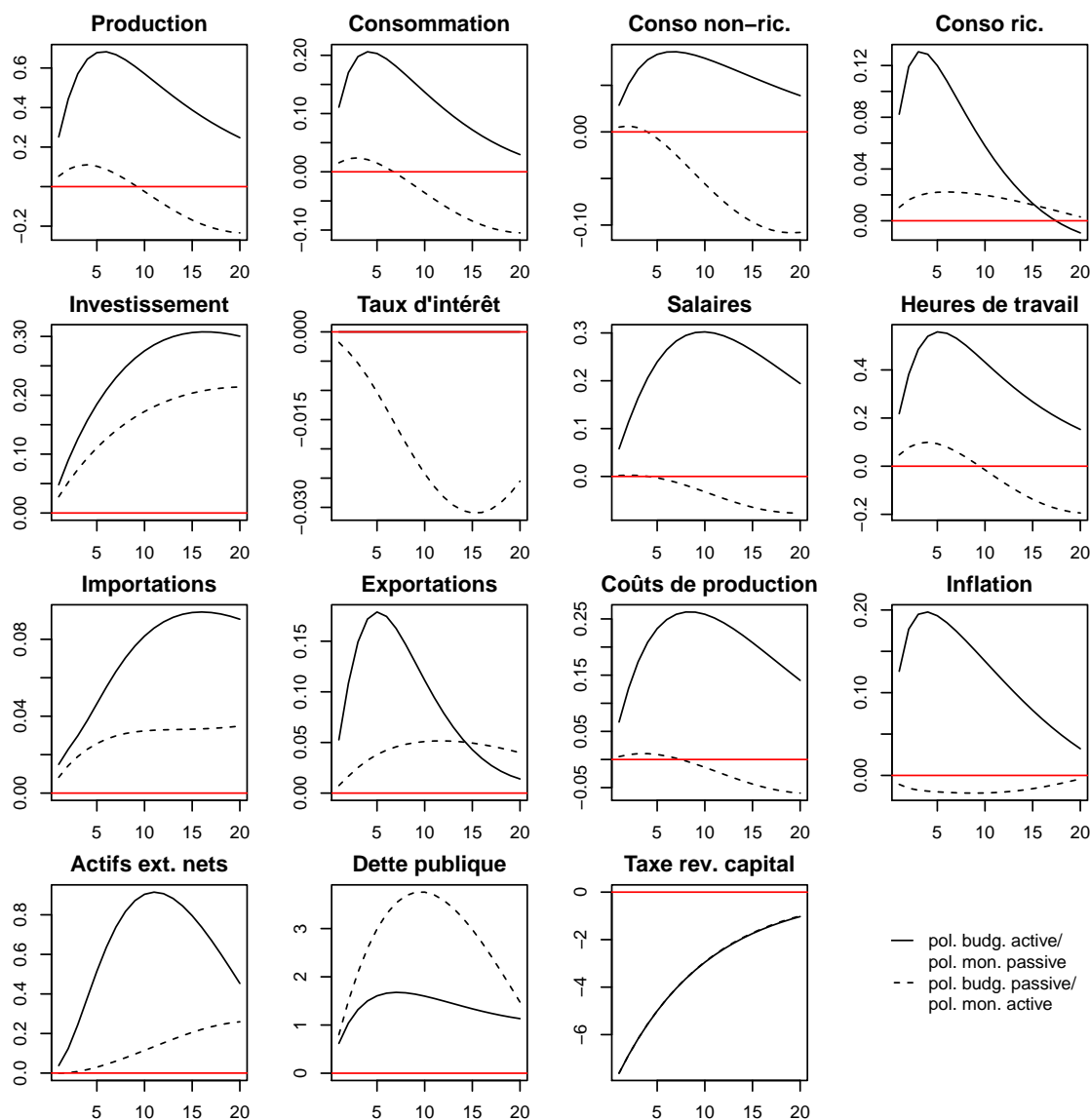
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique D.4 – Réponses impulsionnelles après un choc sur *gi* en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



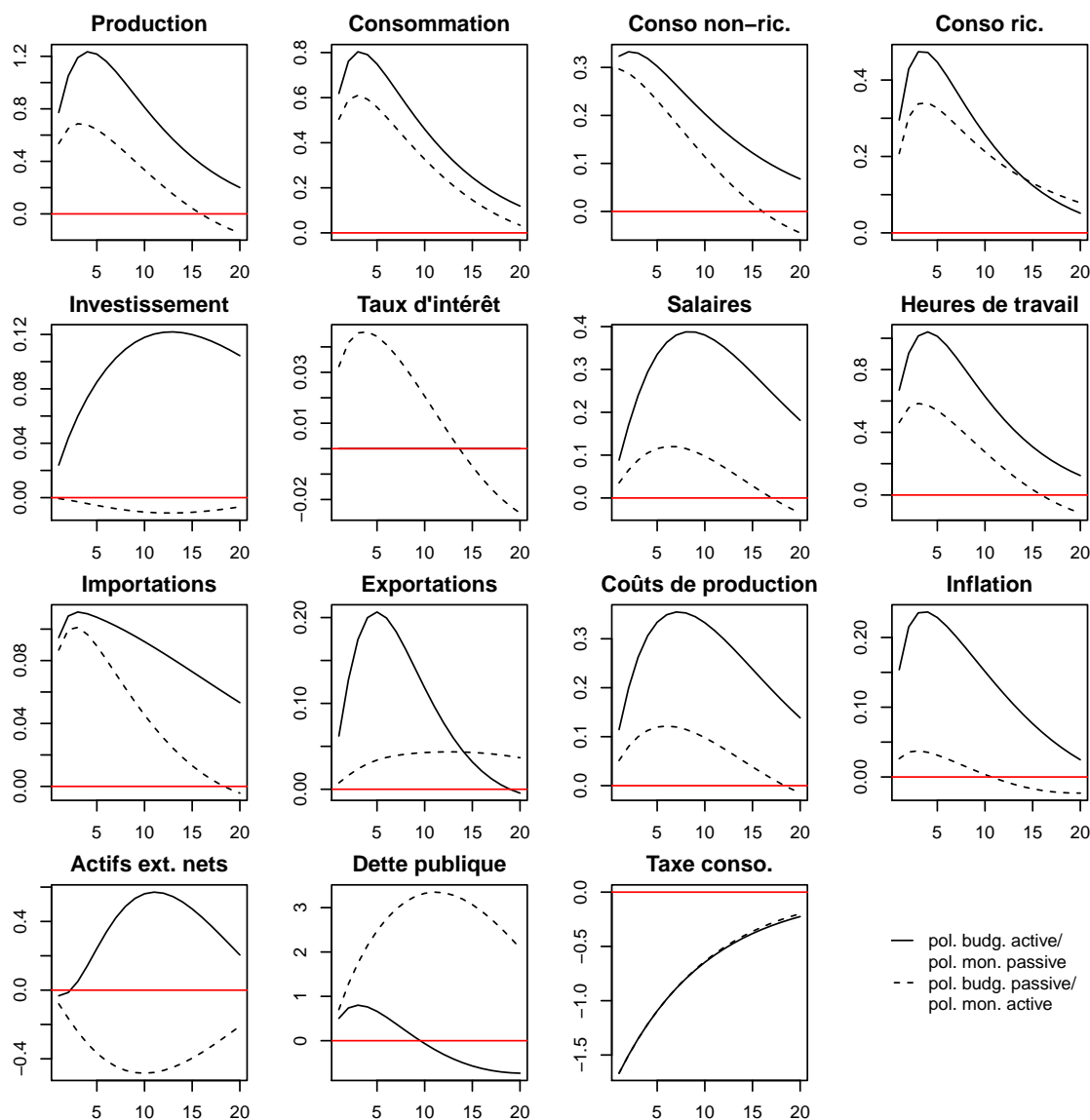
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique D.5 – Réponses impulsionnelles après un choc sur *tauk* en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



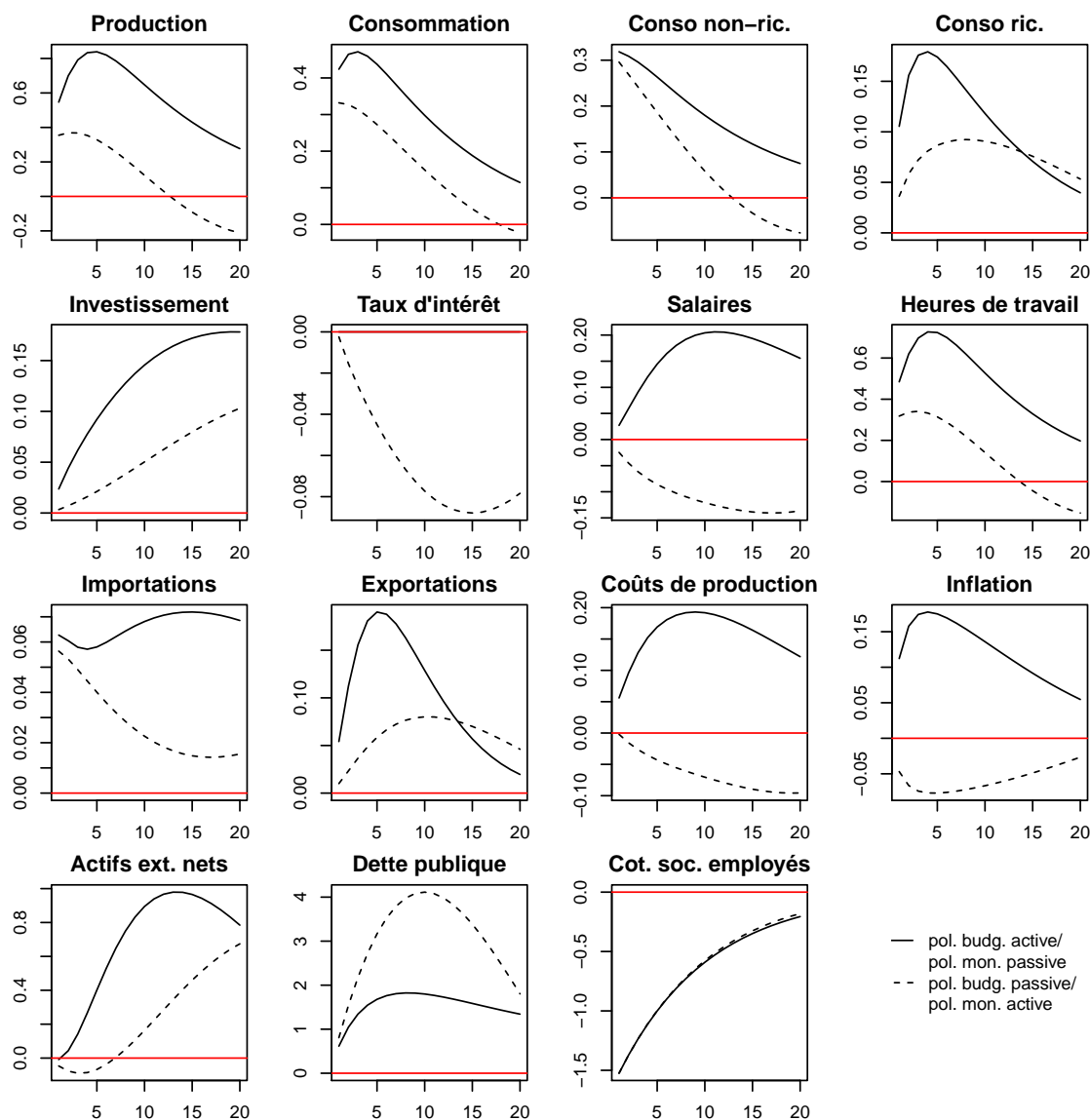
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique D.6 – Réponses impulsionnelles après un choc sur *tauc* en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



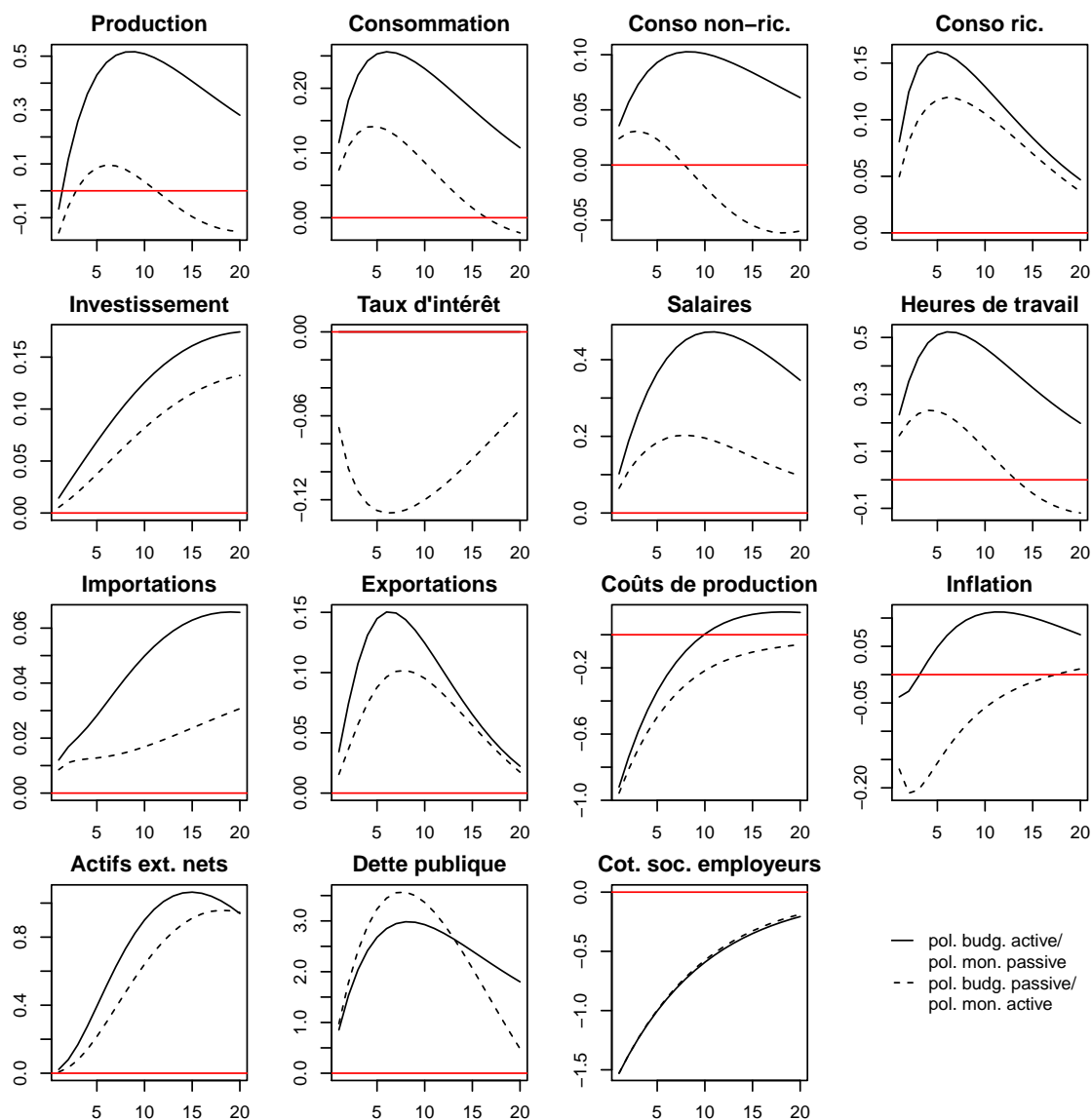
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique D.7 – Réponses impulsionnelles après un choc sur τ_{awh} en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



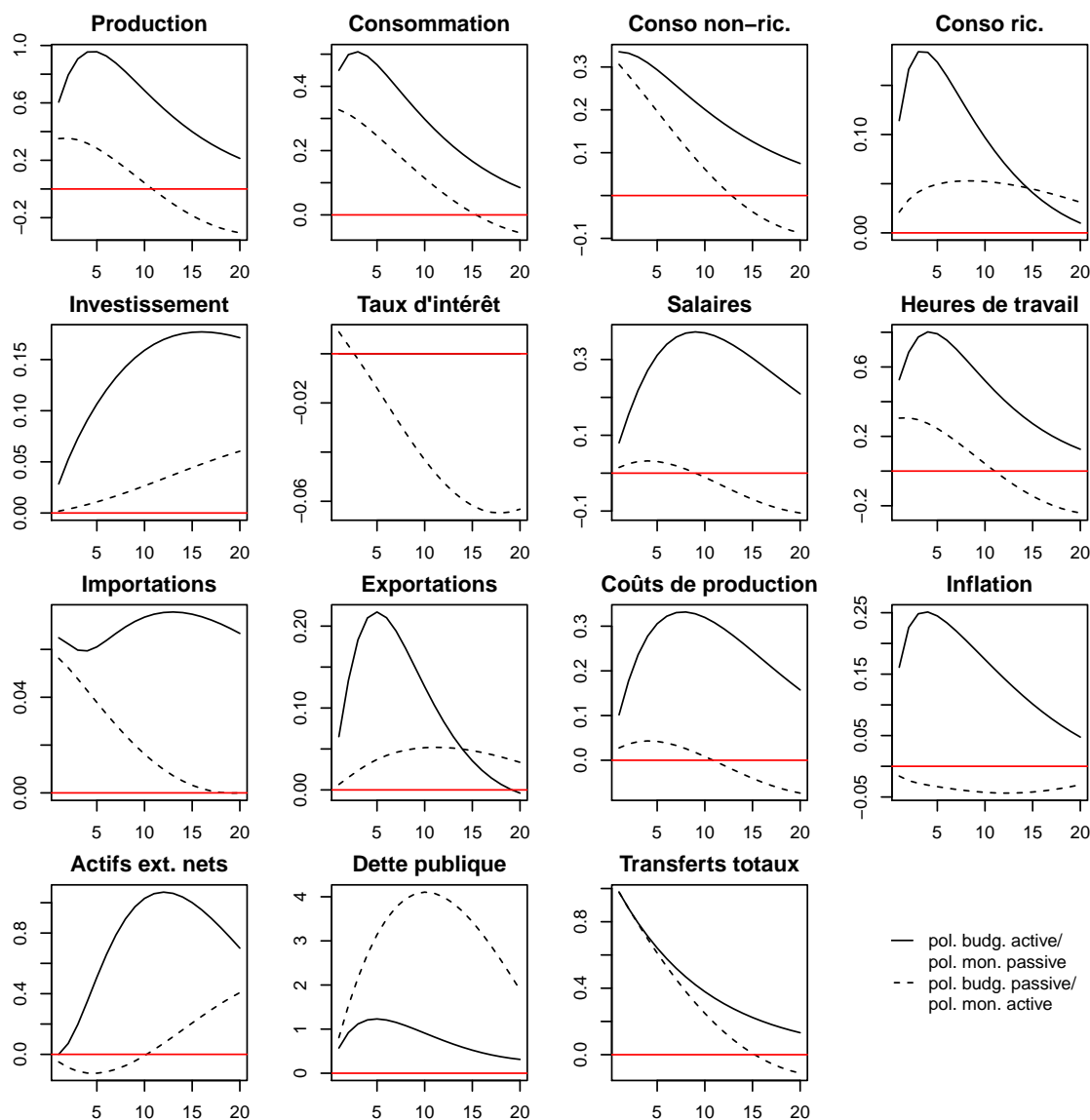
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique D.8 – Réponses impulsionnelles après un choc sur τ_{uwf} en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



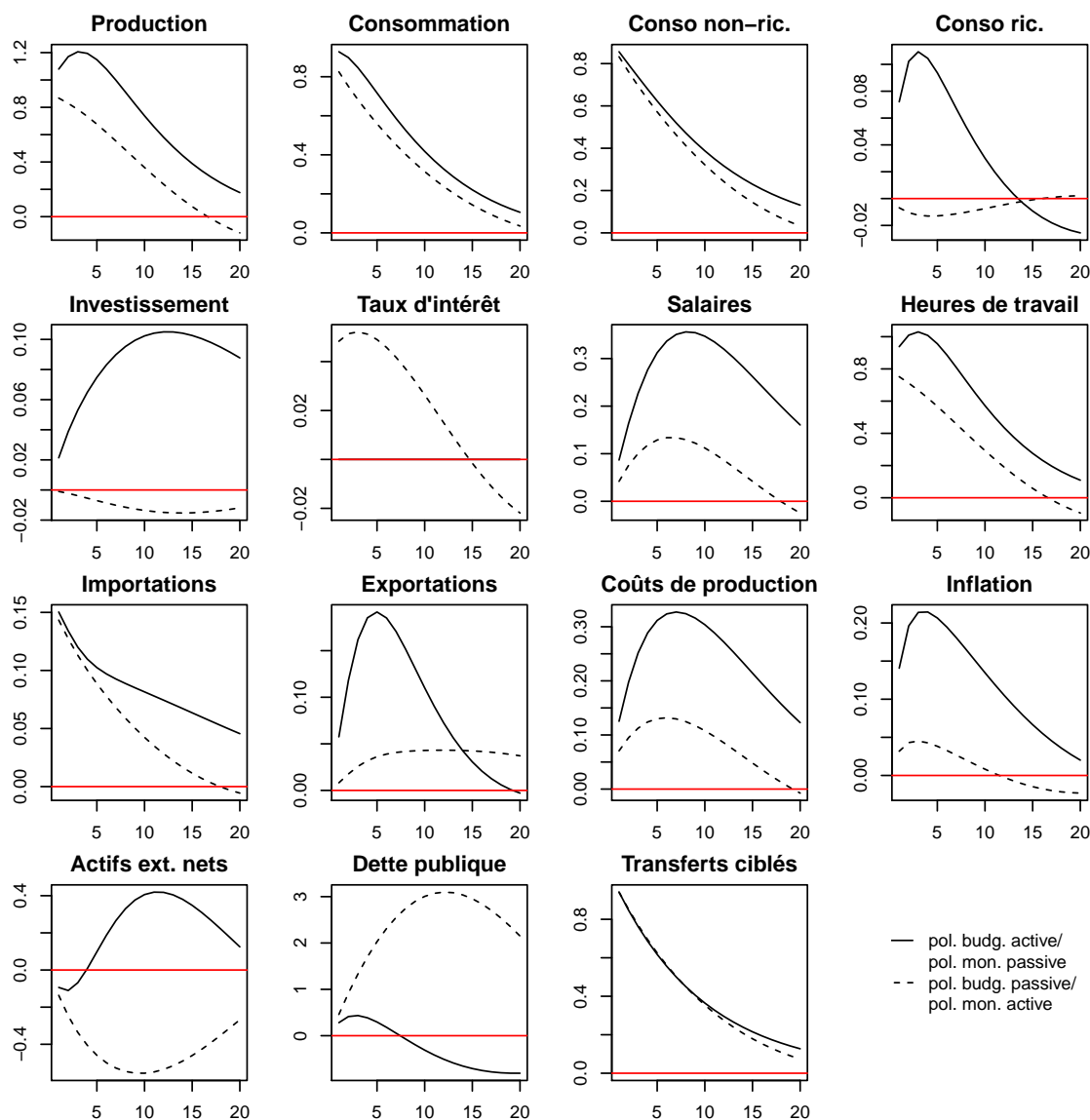
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique D.9 – Réponses impulsionnelles après un choc sur T en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



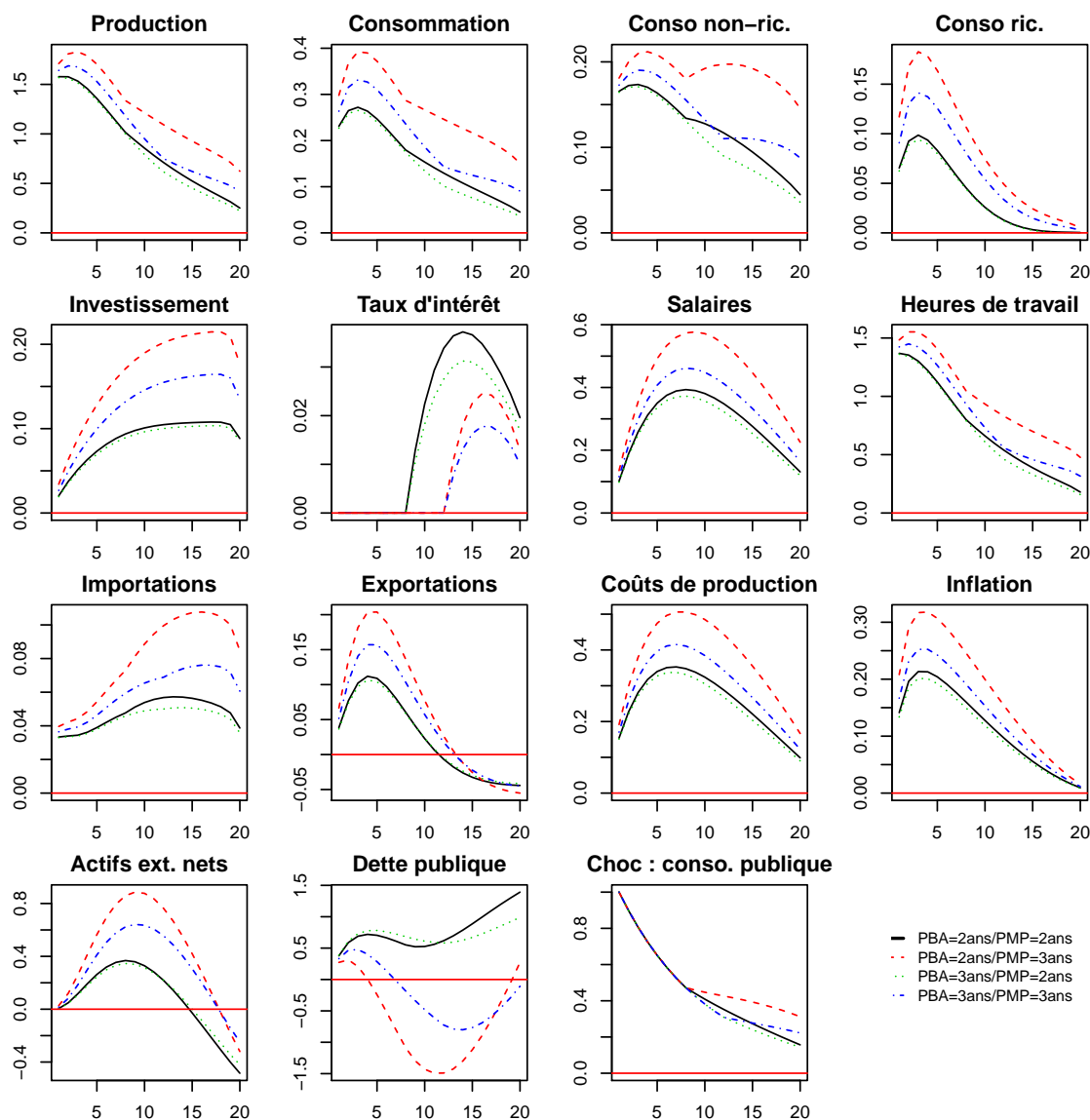
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique D.10 – Réponses impulsionnelles après un choc sur Tnr en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



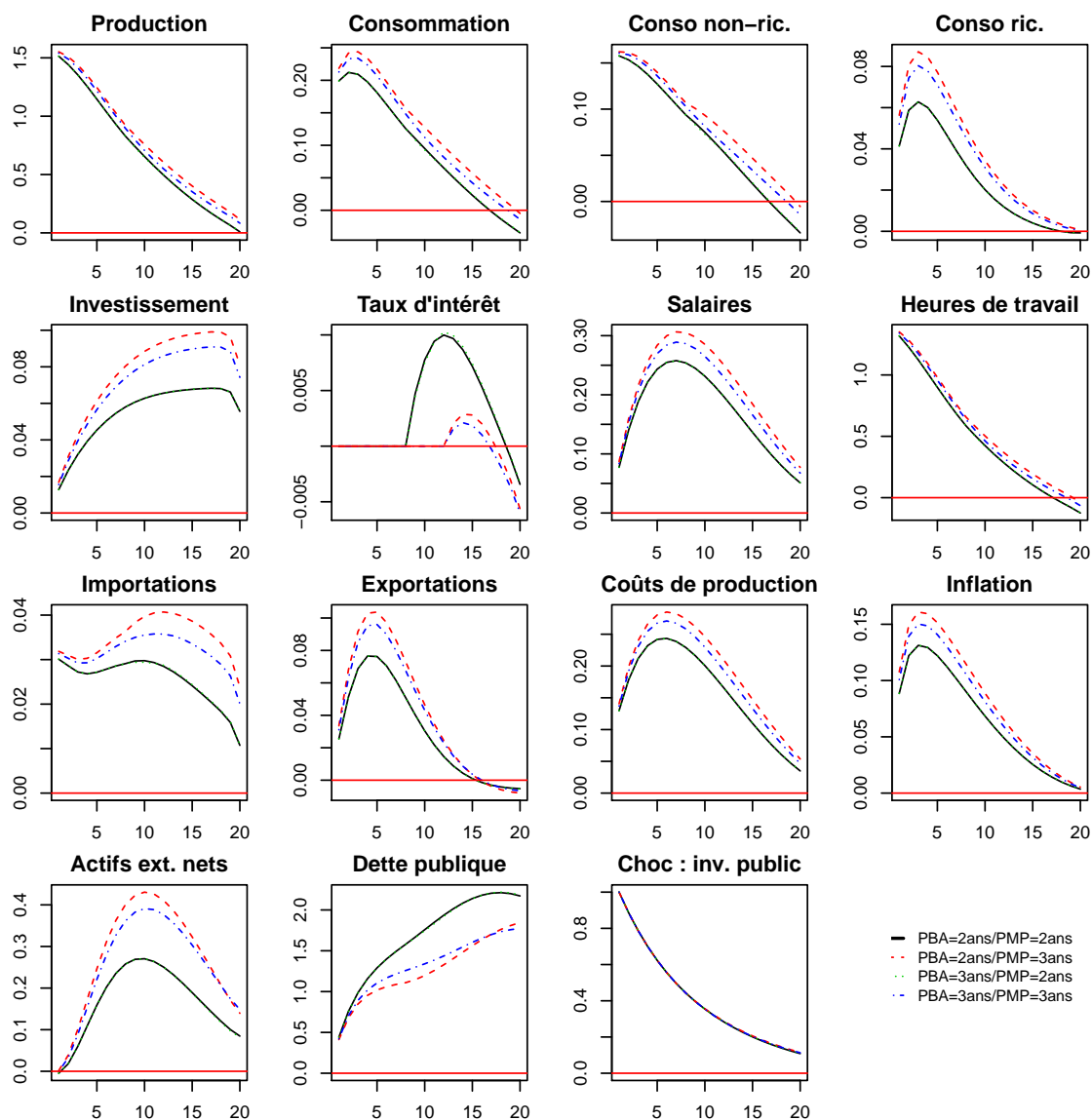
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique E.11 – Réponses impulsionnelles après un choc sur gc en fonction du *policy mix*



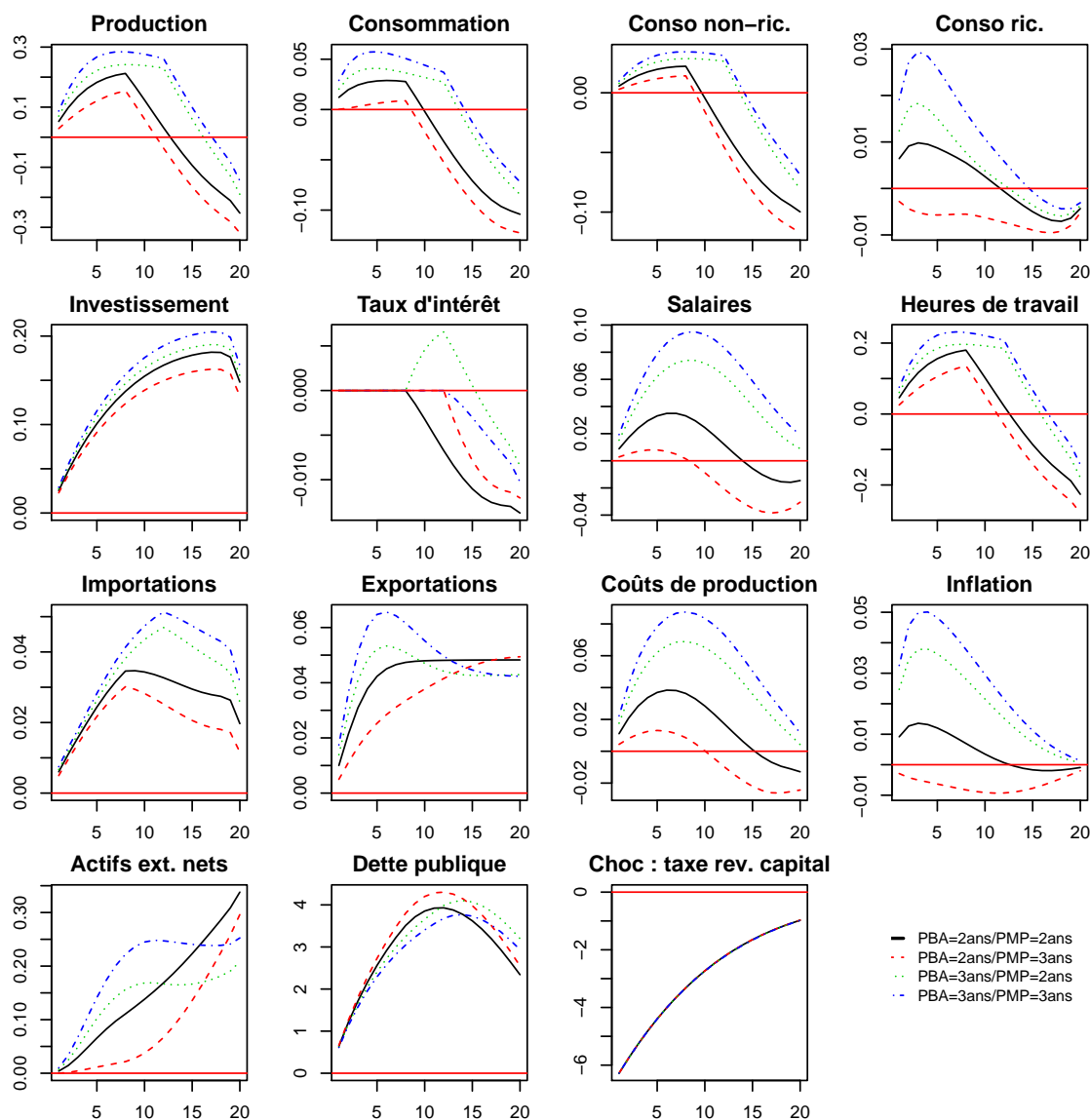
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique E.12 – Réponses impulsionnelles après un choc sur g_i en fonction du *policy mix*



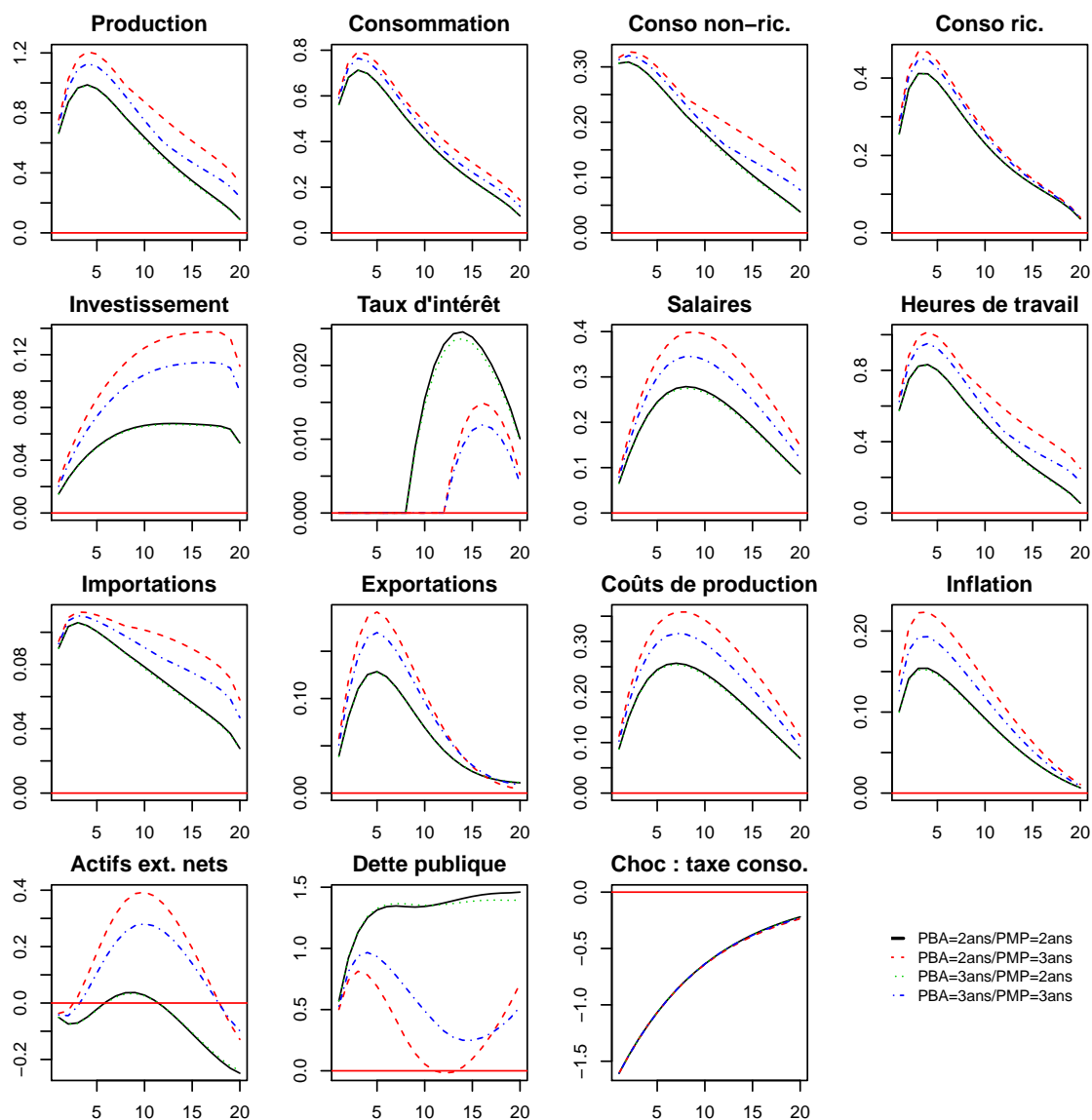
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique E.13 – Réponses impulsionnelles après un choc sur *tauk* en fonction du policy mix



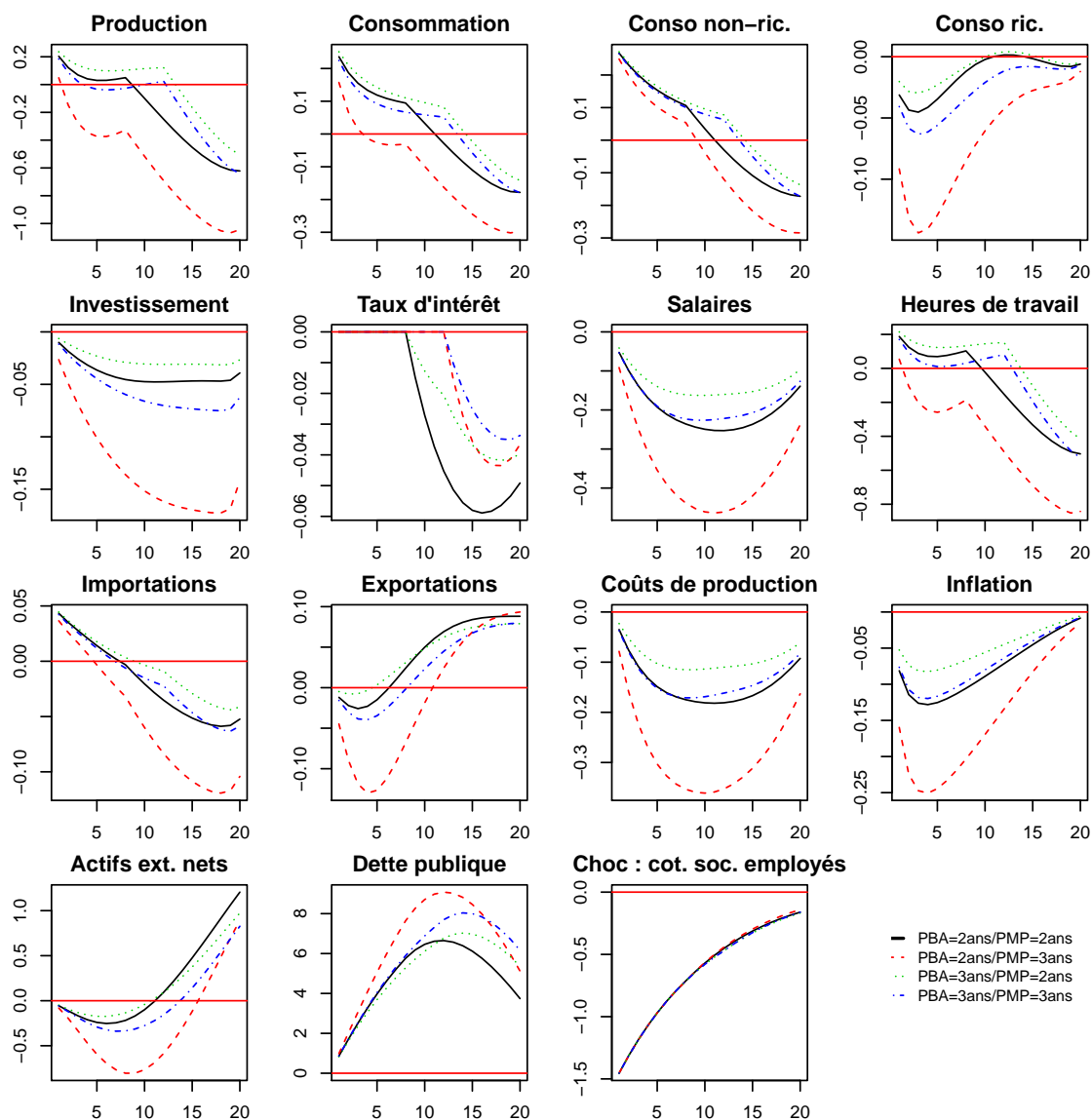
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique E.14 – Réponses impulsionnelles après un choc sur *tauc* en fonction du *policy mix*



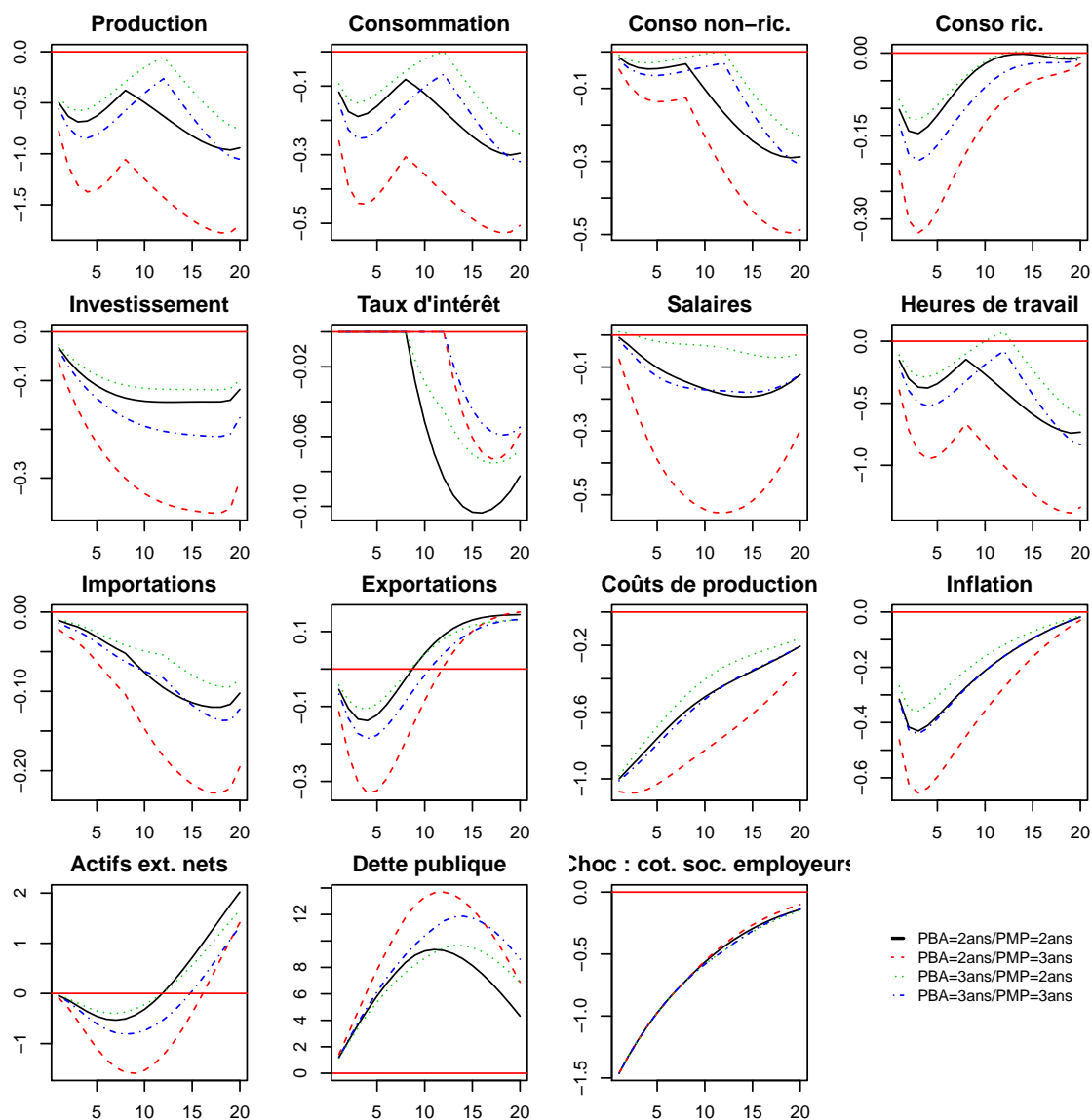
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique E.15 – Réponses impulsionnelles après un choc sur $\tau_{w,h}$ en fonction du policy mix



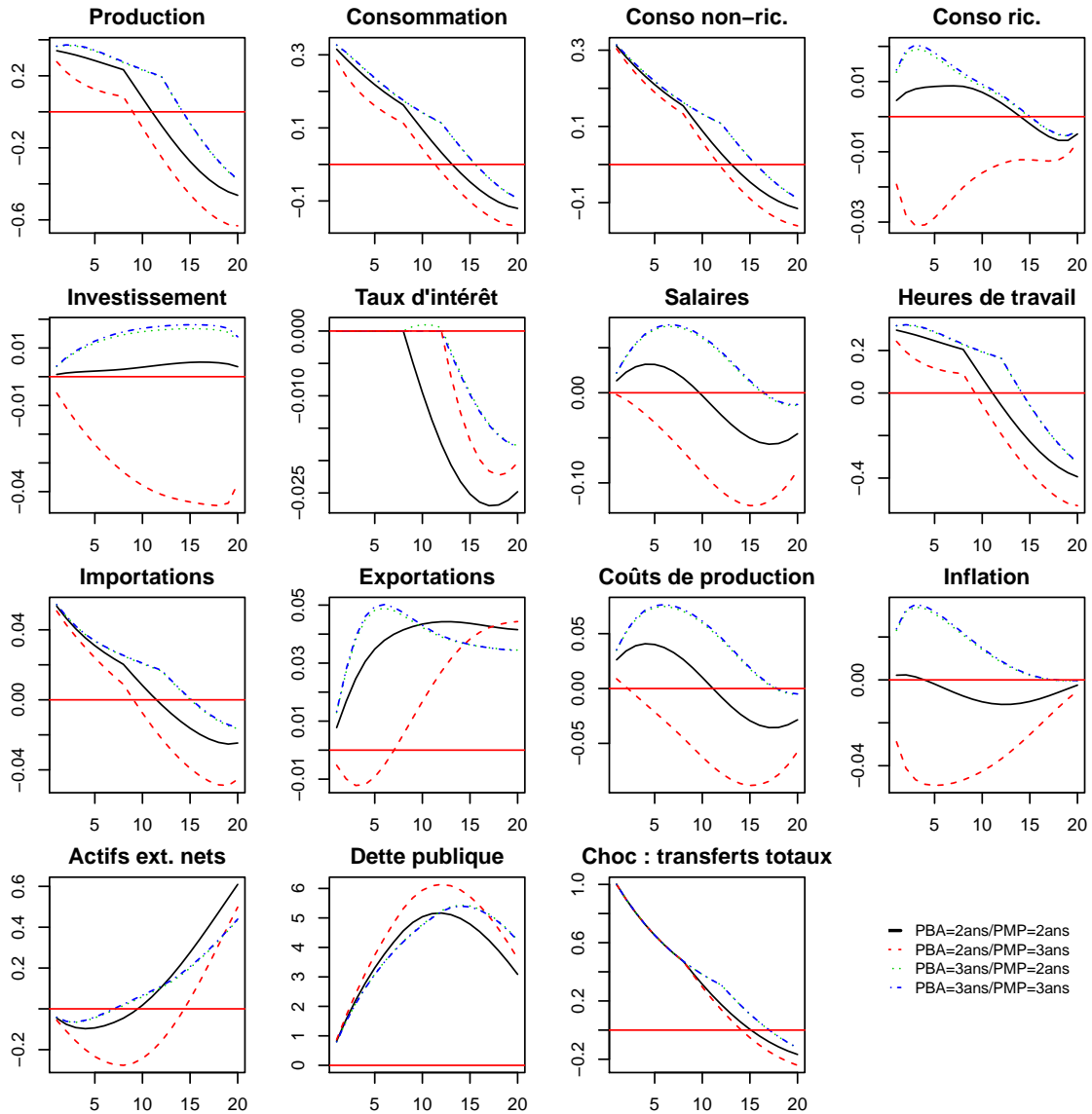
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique E.16 – Réponses impulsionnelles après un choc sur *tauwf* en fonction du *policy mix*



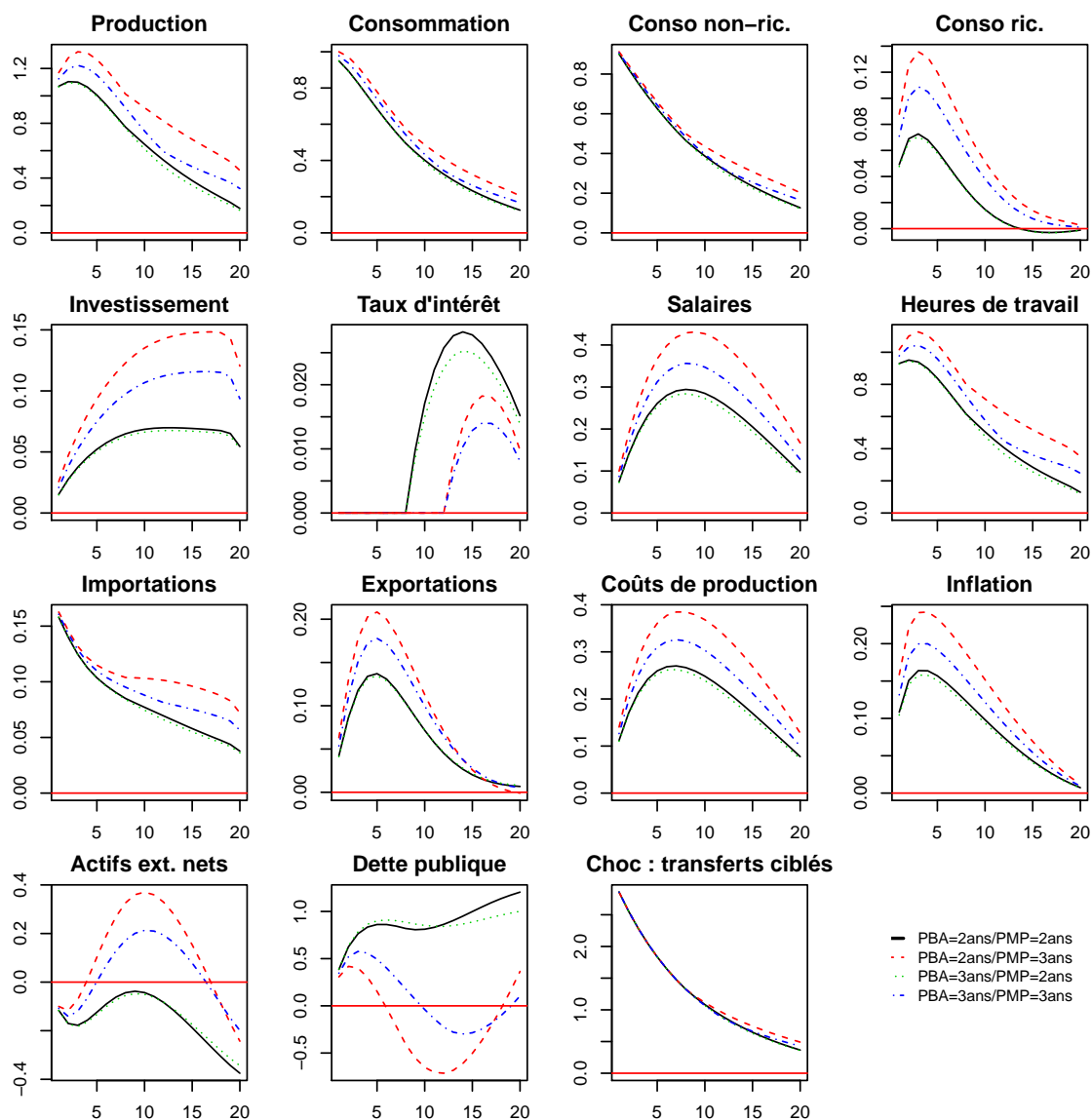
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique E.17 – Réponses impulsionnelles après un choc sur T en fonction du *policy mix*



Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique E.18 – Réponses impulsionnelles après un choc sur Tnr en fonction du *policy mix*



Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Taux d'intérêt et inflation (annualisés) et taux de change réel sont représentés par leurs déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.



La soutenabilité de long terme des finances publiques, Thomas Brand, Document de travail n°2012-08, Centre d'analyse stratégique, novembre.

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

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

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

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

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

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

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

La série Documents de travail du Centre d'analyse stratégique est disponible sur [www.strategie.gouv.fr, rubrique Publications](http://www.strategie.gouv.fr/rubrique/Publications)

Copyright : Centre d'analyse stratégique 2011.

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

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