



**HAL**  
open science

# La contrainte budgétaire publique : quelles vitesses d'ajustement ?

Thomas Brand

► **To cite this version:**

Thomas Brand. La contrainte budgétaire publique : quelles vitesses d'ajustement ?. Economies et finances. École normale supérieure de Cachan - ENS Cachan, 2013. Français. NNT : 2013DENS0017 . tel-00910822

**HAL Id: tel-00910822**

**<https://theses.hal.science/tel-00910822>**

Submitted on 28 Nov 2013

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

**ENSC-(n° d'ordre)**

**THESE DE DOCTORAT  
DE L'ECOLE NORMALE SUPERIEURE DE CACHAN**

Présentée par

Monsieur Thomas Brand

**pour obtenir le grade de**

**DOCTEUR DE L'ECOLE NORMALE SUPERIEURE DE CACHAN**

Domaine :

**SCIENCES ECONOMIQUE ET DE GESTION**

**Sujet de la thèse :**

**La contrainte budgétaire publique : quelles vitesses d'ajustement ?**

Thèse présentée et soutenue à Cachan le 18 juin 2013 devant le jury composé de :

Agnès Bénassy-Quéré	Professeur des universités	Présidente
Édouard Challe	Chargé de recherche CNRS	Rapporteur
Valérie Mignon	Professeur des universités	Rapporteur
Hubert Kempf	Professeur des universités	Examineur
Guy Gilbert	Professeur des universités	Directeur de thèse

Centre d'économie de la Sorbonne - Cachan  
ENS CACHAN/CNRS/UMR 8174  
61, avenue du Président Wilson, 94235 CACHAN CEDEX (France)



# Remerciements

Ma gratitude va tout d'abord à mon directeur de thèse, Guy Gilbert. Sa rigueur d'analyse, ses exigences de clarté et sa confiance ont été des éléments déterminants pour mener à bien ce travail. Je remercie aussi les autres membres du jury d'avoir accepté cette fonction. Tous m'ont influencé dans leurs travaux de recherche ou dans leurs cours.

Cette thèse a été réalisée alors que je travaillais au Centre d'analyse stratégique. Je tiens à exprimer ma reconnaissance à l'ensemble des membres du département Économie-Finances, et plus particulièrement à trois collègues et amis. Les analyses d'Olivier Passet ont nourri tous mes travaux. Celui-ci m'a également permis de prendre du recul vis-à-vis de mes recherches. Mahdi Ben Jelloul était un miroir où confronter mes idées. Il m'a soutenu dans les aspects les plus techniques. Clément Schaff m'a obligé à affûter constamment mes arguments. Son énergie a été un puissant moteur. Cette thèse n'aurait pu aboutir sans eux. Je remercie les autres membres du Centre d'analyse stratégique, notamment Sylvie Hurion qui m'a aidé à souvent clarifier mon propos au cours de nos relectures.

J'ai rencontré par ailleurs de nombreux économistes qui m'ont influencé et soutenu, au premier rang desquels Michel Aglietta qui m'a invité au groupe de travail sur les dettes publiques animé par Isabelle Laudier. L'écriture d'*Un New Deal pour l'Europe* a été une formidable expérience, ponctuée par nos déjeuners à l'Italien. Les travaux de Benjamin Carton ont aussi été des exemples et je lui suis redevable de ses excellents conseils. Marcos Poplawski Ribeiro a été d'une aide précieuse pour clarifier mes idées.

Que soient également cités ici ceux qui ont été à mes côtés au cours de ces années et bien plus, Nathalie Georges et Baptiste Perrissin Fabert, ainsi que ceux qui m'ont épaulé : Christophe Batista, Marie Brillant, Justine Coutard, François Dietrich, Sara-Lou Gerber, Esther Goldszmidt, Florent Gomez-Bonnet, Martin Kessler, Thiébaud Kientz, Anne Lambert, Stéphanie Maylin, Antoine Rebérioux, Xavier Rey et Agathe Schvartz. Merci à Claire pour sa main qui m'a permis d'écrire le point final.

Enfin, mes parents : quoiqu'à distance, leur confiance a été un élément essentiel pour poursuivre et achever cette thèse. C'est l'occasion de remercier ma famille et tout Pers-Jussy, notamment Guy et Tintin, qui ont été là quand il s'agissait de penser à autre chose qu'à cette thèse.



# Table des matières

<b>Introduction générale</b>	<b>2</b>
<b>1 La soutenabilité de long terme des finances publiques : une évaluation économétrique</b>	<b>8</b>
1.1 Introduction . . . . .	8
1.2 Cinquante ans de finances publiques dans les pays du G7 . . .	12
1.2.1 Des dynamiques communes de finances publiques sur la période 1960-2006 . . . . .	13
1.2.2 Des institutions budgétaires stables et variées . . . . .	15
1.3 Soutenabilité et cointégration . . . . .	17
1.3.1 Définition de la soutenabilité budgétaire . . . . .	17
1.3.2 Estimation de la cointégration standard . . . . .	22
1.3.3 Modèle à correction d'erreur et limites de la représentation standard appliquée aux finances publiques . . . . .	26
1.4 Modélisation, estimation et interprétation de la <i>mémoire longue</i> des finances publiques . . . . .	31
1.4.1 Définition et estimation du paramètre fractionnaire . . . . .	31
1.4.2 Modèle à correction d'erreur fractionnaire . . . . .	42
1.4.3 Le paramètre fractionnaire, reflet des institutions et de l'agrégation de comportements hétérogènes . . . . .	45
1.5 Conclusion . . . . .	51
1.6 Annexes . . . . .	53
1.6.1 Description des séries . . . . .	53
1.6.2 La mise en place de règles budgétaires dans les pays du G7 . . . . .	54
<b>2 Vitesse et composition des ajustements budgétaires en équilibre général</b>	<b>58</b>
2.1 Introduction . . . . .	58
2.2 Revue de littérature . . . . .	61
2.3 Modèle . . . . .	64
2.3.1 Présentation du modèle . . . . .	64
2.3.2 Ménages . . . . .	66
2.3.3 Entreprises . . . . .	71
2.3.4 Secteur public . . . . .	78
2.3.5 Agrégation . . . . .	80
2.3.6 Calibrage du modèle . . . . .	84
2.4 Impact et transmission dans l'économie des différentes re-lances budgétaires en fonction du modèle . . . . .	89

2.4.1	Impact et transmission dans l'économie d'un choc de consommation publique en fonction du modèle . . . . .	93
2.4.2	Impact et transmission dans l'économie des autres types de relance budgétaire en fonction du modèle . . . . .	110
2.5	Multiplicateurs budgétaires en fonction du modèle et du type d'ajustement . . . . .	113
2.5.1	Définition du multiplicateur budgétaire . . . . .	113
2.5.2	Multiplicateurs budgétaires en fonction du modèle . . . . .	114
2.5.3	Multiplicateurs budgétaires en fonction de la persistance du choc . . . . .	117
2.5.4	Multiplicateurs budgétaires en fonction de la vitesse et de la composition de l'ajustement . . . . .	121
2.6	Conclusion . . . . .	126
2.7	Annexes . . . . .	128
2.7.1	Données . . . . .	128
2.7.2	Formes fonctionnelles . . . . .	130
2.7.3	Version stationnaire du modèle . . . . .	130
2.7.4	État stationnaire . . . . .	138
2.7.5	Réponses impulsionnelles en fonction du modèle et du choc . . . . .	140
2.7.6	Réponses impulsionnelles en fonction du choc dans le modèle complet . . . . .	140
<b>3</b>	<b>Multiplicateurs budgétaires et efficacité du <i>policy mix</i> en récession</b>	<b>152</b>
3.1	Introduction . . . . .	152
3.2	Revue de littérature . . . . .	156
3.2.1	Multiplicateur budgétaire et taux d'intérêt nominal nul	156
3.2.2	L'apport de la théorie budgétaire du niveau des prix . . . . .	159
3.3	Estimation des changements de régime budgétaire en zone euro	162
3.3.1	Dynamique non linéaire de l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques en zone euro	164
3.3.2	Estimation d'un modèle à correction d'erreur à seuil . . . . .	165
3.4	Multiplicateurs budgétaires en fonction des règles de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	169
3.4.1	Multiplicateurs budgétaires dans des régimes fixes . . . . .	169
3.4.2	Multiplicateurs budgétaires lors d'un changement de régime des politiques monétaire et budgétaire . . . . .	177
3.5	Conclusion . . . . .	181
3.6	Annexes . . . . .	183
3.6.1	Méthodologies d'estimation de la cointégration à seuil	183
3.6.2	Étude de l'équilibre en fonction de la vitesse de l'ajustement budgétaire et de l'élasticité des taux d'intérêt à l'inflation . . . . .	186

TABLE DES MATIÈRES

vi

3.6.3	Réponses impulsionnelles pour chaque type de relance en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	186
3.6.4	Réponses impulsionnelles pour chaque type de relance en fonction du <i>policy mix</i> . . . . .	186
<b>Conclusion générale</b>		<b>204</b>



# Liste des graphiques

1.1	Évolution des recettes et des dépenses publiques au sein des pays du G7, en % du PIB, 1960-2006 . . . . .	13
1.2	Corrélogrammes des résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006 . . . . .	32
1.3	Périodogrammes des résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006 . . . . .	34
1.4	Distribution des H estimés par la méthode <i>R/S</i> à partir des séries simulées pour différentes valeurs de H . . . . .	39
1.5	Réponses impulsionnelles des séries résiduelles $I(d)$ . . . . .	41
1.6	Réponses impulsionnelles moyennes selon la distribution des différents paramètres autorégressifs . . . . .	48
1.7	Répartition des paramètres autorégressifs des déséquilibres entre recettes et dépenses publiques des différentes unités budgétaires des pays du G7 . . . . .	49
1.8	Réponses impulsionnelles des séries résiduelles globales estimées avec ou sans effet d'hétérogénéité des coefficients autorégressifs internes pour les pays du G7, 1960-2006 . . . . .	51
2.1	Réponses impulsionnelles en fonction des rigidités réelles introduites dans le modèle néoclassique après un choc sur la consommation publique . . . . .	94
2.2	Réponses impulsionnelles dans un modèle néokeynésien en économie ouverte après un choc sur la consommation publique	100
2.3	Réponses impulsionnelles en fonction du type d'ajustement budgétaire après un choc sur la consommation publique . . .	103
2.4	Réponses impulsionnelles du taux de change réel en fonction du modèle après un choc sur la consommation publique . . .	108
2.5	Dépenses, recettes, solde budgétaire et dette publique dans le modèle complet après un choc sur la consommation publique	109
2.6	Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction du modèle . . . . .	115
2.7	Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction de la durée de la relance . . . . .	118
2.8	Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction de la vitesse de l'ajustement . . . . .	122
2.9	Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction de la part de la contraction des dépenses dans l'ajustement . . . . .	123

2.10	Production en fonction de la vitesse et de la composition de l'ajustement . . . . .	127
2.11	Évolution des différentes variables relatives aux finances publiques dans la zone euro, 1980T1-2009T4 . . . . .	129
2.12	Réponses impulsionnelles de la production en fonction du modèle et du choc . . . . .	140
2.13	Réponses impulsionnelles de la consommation en fonction du modèle et du choc . . . . .	141
2.14	Réponses impulsionnelles des salaires bruts réels en fonction du modèle et du choc . . . . .	142
2.15	Réponses impulsionnelles de l'investissement en fonction du modèle et du choc . . . . .	143
2.16	Réponses impulsionnelles après un choc sur la consommation publique . . . . .	144
2.17	Réponses impulsionnelles après un choc sur l'investissement public . . . . .	145
2.18	Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur les revenus du capital . . . . .	146
2.19	Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur la consommation . . . . .	147
2.20	Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employés . . . . .	148
2.21	Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employeurs . . . . .	149
2.22	Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts . . . . .	150
2.23	Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts ciblés . . . . .	151
3.1	Variation des recettes et des dépenses publiques selon l'écart à leur relation de long terme . . . . .	167
3.2	Dépenses, recettes, déficits publics et taux d'intérêt nominal de court terme en zone euro, 1980T1-2011T3 . . . . .	168
3.3	Étude de l'équilibre en fonction de la vitesse de l'ajustement budgétaire et de l'élasticité des taux d'intérêt à l'inflation . . . . .	171
3.4	Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	174
3.5	Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction du <i>policy mix</i> . . . . .	178
3.6	Détection du seuil dans la dynamique de l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques de la zone euro . . . . .	185
3.7	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 . . . . .	187

3.8	Réponses impulsionnelles après un choc sur la consommation publique en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	188
3.9	Réponses impulsionnelles après un choc sur l'investissement public en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	189
3.10	Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur les revenus du capital en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	190
3.11	Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur la consommation en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	191
3.12	Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employés en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	192
3.13	Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employeurs en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	193
3.14	Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	194
3.15	Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts ciblés en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	195
3.16	Réponses impulsionnelles après un choc sur la consommation publique en fonction du <i>policy mix</i> . . . . .	196
3.17	Réponses impulsionnelles après un choc sur l'investissement public en fonction du <i>policy mix</i> . . . . .	197
3.18	Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur les revenus du capital en fonction du <i>policy mix</i> . . . . .	198
3.19	Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur la consommation en fonction du <i>policy mix</i> . . . . .	199
3.20	Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employés en fonction du <i>policy mix</i> . . . . .	200
3.21	Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employeurs en fonction du <i>policy mix</i> . . . . .	201
3.22	Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts en fonction du <i>policy mix</i> . . . . .	202
3.23	Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts ciblés en fonction du <i>policy mix</i> . . . . .	203

# Liste des tableaux

1.1	Tests de racine unitaire sur les taux d'intérêt nets des taux de croissance du PIB des pays du G7, 1960-2006 . . . . .	22
1.2	Tests de racine unitaire sur les recettes et dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006 . . . . .	23
1.3	Tests de racine unitaire sur les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006	24
1.4	Tests de stationnarité sur les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006 .	25
1.5	Estimations du paramètre d'intégration fractionnaire pour les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006 . . . . .	39
2.1	Valeurs en régime stationnaire : modèle vs données empiriques (1985T1-2006T4) . . . . .	90
2.2	Valeurs des paramètres . . . . .	91
3.1	Caractéristiques de l'équilibre selon les règles de politiques budgétaire et monétaire . . . . .	170



# Introduction générale

L'une des conséquences de la crise de 2007 sur le plan des politiques économiques est de réaffirmer l'intérêt de la politique budgétaire comme instrument contracyclique (Blanchard *et al.*, 2010). Les différentes phases qui se sont succédé depuis le début de la crise ont soulevé plusieurs questions, au centre de la problématique de cette thèse.

Dès 2008-2009, la plupart des États, confortés ou incités par les institutions internationales (Spilimbergo *et al.*, 2008), mettent en place d'importants plans de relance budgétaire pour soutenir l'économie, à travers l'*American Recovery and Reinvestment Act (ARRA)* aux États-Unis, et le *European Economic Recovery Plan (EERP)* dans l'Union européenne. Ces politiques sont massives et mobilisent des instruments budgétaires très variés. Puis dès 2010, plusieurs voix appellent à la réduction des déficits pour faire face à la montée de l'endettement public (Blanchard et Cottarelli, 2010), encouragées par différents signes de retour à la croissance.

Pourtant, dès 2011-2012, certains économistes se demandent si les politiques d'austérité ne vont pas trop vite (FMI, 2012)<sup>1</sup> ou mettent en avant la possibilité de consolidations budgétaires autodestructrices (Denes *et al.*, 2013). Cette idée est développée dans des articles récents, surtout empiriques, qui mettent en évidence les effets négatifs sur la croissance de tels épisodes (Guajardo *et al.*, 2010, 2011; Cafiso et Cellini, 2012). La question des effets des ajustements budgétaires est particulièrement présente dans la zone euro où certains pays membres, qui s'étaient écartés parfois très sensiblement des engagements pris dans le cadre de l'adhésion à l'euro puis du Traité d'Amsterdam, affichent désormais l'objectif de revenir à un déficit public inférieur à 3% du PIB en deux ou trois ans seulement.

L'idée qui parcourt l'ensemble de la thèse est qu'il existe une contrainte budgétaire publique intertemporelle mais une diversité d'ajustements possibles. La définition de la contrainte budgétaire publique ne semble pas en elle-même l'objet de controverse. La contrainte est respectée, et la dette publique est soutenable, lorsque cette dernière est égale à la somme actualisée des excédents primaires futurs. En revanche, ce qui pose problème et constitue notre principal objet de recherche est la vitesse à laquelle les États décident de respecter cette contrainte. En effet, la définition stipule que la somme à l'infini des excédents primaires doit être prise en compte. Or, en pratique, les États choisissent un horizon fini pour engendrer des excédents primaires. On définit ici la vitesse de l'ajustement en fonction de cet horizon : après une relance budgétaire, l'ajustement est jugé d'autant plus rapide que l'horizon est court. L'hypothèse centrale dans ce travail est que cet horizon,

---

1. Krugman (2010) est l'un des premiers à émettre ce type de réserves. D'autres ensuite formalisent ces arguments, comme le souligne le débat ouvert par Corsetti (2012).

fixé *ex ante* par les décideurs politiques pour respecter la contrainte budgétaire publique, est déterminant dans l'évaluation globale de la politique budgétaire comme instrument contracyclique.

Plus précisément, cette thèse cherche à répondre à trois questions successives, à travers trois chapitres :

- historiquement, à quelle vitesse les États ont-ils résorbé leurs déséquilibres budgétaires ?
- quels sont les effets des différentes relances budgétaires selon la vitesse des ajustements et leur composition ?
- en quoi la durée d'une politique monétaire accommodante influence-t-elle les résultats précédents ?

Historiquement, les économistes se sont peu intéressés à la question de la vitesse des ajustements budgétaires. Bien sûr, la persistance des déficits publics n'est pas un phénomène nouveau et plusieurs articles rappellent que la soutenabilité des finances publiques doit être pensée à long terme (Auerbach, 2011; Romer, 2011). Cette notion de long terme reste néanmoins floue pour au moins deux raisons. D'une part, sur un plan empirique, la littérature privilégie des outils qui testent l'existence ou non de la soutenabilité des finances publiques, sans traiter spécifiquement du rythme des ajustements. D'autre part, sur un plan théorique, la littérature favorise un cadre où l'équivalence ricardienne prévaut et où la dynamique de la dette publique n'est pas pertinente. En effet, dans un modèle avec des marchés parfaits, un agent optimisateur à durée de vie infinie et des taxes forfaitaires, le mode de financement du déficit budgétaire, et notamment son *timing*, est sans influence sur l'efficacité de la relance budgétaire.

Il faut d'emblée remarquer que la question de la vitesse de l'ajustement est présente de manière détournée dans la littérature, à travers celle de la persistance de la relance budgétaire. Le caractère plus ou moins temporaire de la relance se révèle d'ailleurs essentiel pour expliquer les différents multiplicateurs budgétaires dans la littérature récente qui leur est consacrée<sup>2</sup>. La question de la consolidation est néanmoins plus large que celle de la persistance de la relance puisqu'elle porte non seulement sur l'arrêt des soutiens mis en place durant la crise, mais aussi sur la diminution d'autres dépenses et l'augmentation d'autres recettes afin de respecter la contrainte budgétaire publique intertemporelle. Elle appelle des raisonnements différents et nous semble aujourd'hui plus pertinente pour analyser la séquence décrite précédemment<sup>3</sup>.

Le chapitre 1 s'inscrit dans la suite de l'article de Bohn (2007) qui critique

---

2. Avec un modèle relativement similaire à celui de Eggertsson (2010), Cogan *et al.* (2010) prédisent ainsi des multiplicateurs plus faibles, mais à partir d'une augmentation permanente des dépenses publiques.

3. Si les mesures discrétionnaires de relance représentent 1,5 point de PIB dans l'Union européenne en 2009, celles de consolidation sont déjà à hauteur de 0,4 point de PIB, selon la Commission européenne (2011).

les tests usuels de soutenabilité, la contrainte budgétaire publique imposant de très faibles restrictions économétriques, et suggère de privilégier l'estimation de fonctions de réaction des autorités budgétaires. Nous montrons dans ce chapitre que cette critique n'est pas pour autant insurmontable et n'invite pas à rejeter tout type de test économétrique pour évaluer la contrainte budgétaire publique. Nous cherchons ainsi à caractériser le degré de persistance des déséquilibres budgétaires à partir d'une approche fractionnaire. L'estimation de la *mémoire longue* des finances publiques, à travers ce paramètre fractionnaire, assure la prise en compte de déséquilibres budgétaires étalés dans le temps, sans être pour autant cumulatifs. Nous utilisons cette méthode pour caractériser les finances publiques dans les pays du G7 entre 1960 et 2006.

L'estimation de la mémoire longue met en évidence deux cas polaires : pour l'Allemagne, les trois-quarts d'un choc semblent absorbés en moins de cinq ans, alors qu'il faut plus de quinze ans pour l'Italie. L'estimation d'un modèle à correction d'erreur fractionnaire pour chaque pays indique ensuite, d'après le signe des coefficients, que des forces de rappel s'exercent dans les dynamiques des recettes et des dépenses publiques des différents pays, à l'exception de l'Italie. Dans ce dernier cas, on voit en effet qu'un excès de dépenses par rapport aux recettes dans l'équation de long terme entraîne l'année suivante une croissance des dépenses, témoignant d'un effet *boule de neige*. L'aggrégation de différents déséquilibres budgétaires, plus ou moins persistants, au sein d'un même État, semble en outre être une cause importante de la persistance globale des déséquilibres budgétaires.

Le chapitre 2 propose d'évaluer, à l'aide d'un modèle d'équilibre général construit à cette fin, les effets des ajustements budgétaires après une relance selon leur vitesse et leur composition. La vitesse désigne dans ce cadre la sensibilité des différents instruments budgétaires à la dynamique de la dette publique et la composition correspond à la part de l'ajustement imputable à une augmentation des recettes et celle imputable à une diminution des dépenses. Le modèle est de type néokeynésien, calibré sur la zone euro en économie ouverte avec une fraction d'agents qui consomment leur revenu courant et différentes taxes et dépenses publiques qui réagissent de manière endogène à l'évolution de la dette publique.

Les simulations fournissent un certain nombre de résultats soit originaux, soit qui relativisent, infirment ou confortent selon les cas des résultats proposés dans la littérature récente. Ainsi, les deux résultats principaux établis par Corsetti *et al.* (2012) dépendent du choix de la vitesse d'ajustement budgétaire que les auteurs considèrent comme donnée. L'efficacité à stimuler la production dépend en outre des instruments de relance privilégiés. Ceux dont l'effet multiplicateur est le plus important sont l'investissement public, la consommation publique et les transferts ciblés. Cette hiérarchie est identique à celle de Coenen *et al.* (2012). Le multiplicateur est d'environ 1,4 pour les deux premiers instruments, ce qui est proche des estimations



empiriques de Beetsma et Giuliadori (2011), calculées à partir d'un VAR en panel sur 14 pays de l'Union européenne. Par ailleurs, quel que soit l'instrument budgétaire privilégié pour la relance, une accélération de l'ajustement budgétaire entraîne un effet négatif sur la production à moyen terme. Dans le cas d'un ajustement rapide, sa composition importe et l'impact négatif sur la production sera moins fort s'il passe davantage par une augmentation des recettes. Lorsque l'ajustement est très graduel, sa composition joue un rôle plus faible sur la production.

Le chapitre 3 évalue le *policy mix* en fonction du *timing* des ajustements budgétaires après la relance, par rapport à la durée de la période de taux d'intérêt nuls, en utilisant le même modèle d'équilibre général que dans le chapitre 2. L'analyse que nous proposons des relances budgétaires est réalisée à partir d'un changement de régime non seulement de la politique monétaire (en situation de taux d'intérêt nominal nul ou non), mais aussi de la politique budgétaire (politique de relance ou de consolidation). En effet, on montre dans un premier temps, à partir de l'estimation d'une cointégration à seuil entre recettes et dépenses publiques de la zone euro entre 1980 et 2011, que la politique budgétaire suit une dynamique non linéaire, contrairement aux résultats issus des régressions en panel sur les pays de l'UE15 faites par Afonso (2008). 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.

L'étude des simulations du modèle en équilibre général s'effectue dans un second temps en deux étapes. La première compare les multiplicateurs budgétaires des différents instruments en maintenant des régimes fixes : soit les taux d'intérêt nominaux s'ajustent selon une règle de Taylor et un ajustement budgétaire se met en place après la relance, correspondant à un régime ricardien au sens de Woodford (1995) ; soit les taux d'intérêt nominaux sont constants, parce qu'ils sont au plancher, et la relance est effectuée sans consolidation, on est alors dans un régime non ricardien. La seconde étape compare les multiplicateurs budgétaires des différents instruments lorsque les agents anticipent le passage d'un régime non ricardien à un régime ricardien. On étudie alors plus spécifiquement les multiplicateurs selon que les changements de politiques budgétaire et monétaire sont synchronisés ou non.

Dans le cas de régimes fixes, nous montrons qu'un 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, quel que soit le comportement de la banque centrale à l'égard de l'inflation. De plus, 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 résul-

tat très proche des estimations empiriques de Auerbach et Gorodnichenko (2012). Enfin, il apparaît que la meilleure stratégie de *policy mix* pour un type de relance n'est pas généralisable à toutes les autres formes de relance.



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

---

## 1.1 Introduction

La crise bancaire et financière débutée en 2007 et celle des finances publiques qu'elle a entraînée laissent envisager des déséquilibres budgétaires qui pourraient largement dépasser la durée du cycle économique pour certains États. L'objectif de ce chapitre est de mesurer le degré de persistance de ces déséquilibres budgétaires dans les grands pays développés, en estimant leur vitesse de résorption par le passé.

La persistance des déficits publics n'est pas un phénomène nouveau et plusieurs articles rappellent que la soutenabilité des finances publiques doit être pensée à long terme (Auerbach, 2011; Romer, 2011). Cela signifie que le sentier d'ajustement des recettes et des dépenses publiques doit être tel qu'à long terme il prévient l'augmentation explosive de la dette publique. Cette notion de long terme reste néanmoins floue et bon nombre d'économistes ont privilégié des outils qui testent l'existence ou non de la soutenabilité des finances publiques, sans traiter spécifiquement le rythme des ajustements.

L'étude empirique de la soutenabilité des finances publiques a été réalisée initialement par Hamilton et Flavin (1986) au moyen de tests de racine unitaire<sup>1</sup>, puis Trehan et Walsh (1988, 1991) ou Smith et Zin (1991) qui établissent un lien formel entre soutenabilité et cointégration des recettes et dépenses publiques<sup>2</sup>. Toutefois, cette littérature s'est montrée assez peu

---

1. Plus précisément, ils cherchent à savoir empiriquement si des déficits publics permanents sont compatibles avec le respect d'une contrainte budgétaire publique. Ils établissent alors un parallèle mathématique entre la situation d'un État avec une dette publique croissante et des déficits publics perpétuels et l'existence d'une hausse continue des prix dans une bulle spéculative auto-entretenu. En reprenant la méthodologie de Flood et Garber (1980), ils évaluent la stationnarité en différence première du stock de dette publique et des déficits primaires au moyen de tests de racine unitaire.

2. La cointégration est initiée dans les travaux de Granger (1981, 1983), Granger et Weiss (1983) et Engle et Granger (1987). C'est une propriété que peuvent avoir des séries

concluante et a été récemment critiquée par Bohn (2007). La portée très large de cette critique justifie les développements que nous proposons dans la suite de ce travail.

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

Nous montrons dans ce chapitre que cette critique n'est pas pour autant insurmontable et n'invite pas à rejeter tout type de test économétrique pour évaluer la contrainte budgétaire publique. Il faut en effet remarquer que la critique de Bohn (2007) se concentre sur l'utilisation des tests économétriques pour répondre à la question portant uniquement sur le respect, ou non, de la contrainte budgétaire publique. Or, les premiers tests appliqués par Hamilton et Flavin (1986) répondaient aussi à une question plus positive, sur la forme même de la contrainte budgétaire publique<sup>3</sup>. Ce sont les articles ultérieurs qui ont abandonné cette dimension et se sont intéressés avant tout au problème de l'existence de la soutenabilité budgétaire.

L'originalité de ce chapitre est de se soustraire à la critique de Bohn (2007) en cherchant à caractériser la plus ou moins grande persistance des déséquilibres budgétaires, au moyen de tests économétriques plus récents. Nous utilisons pour cela l'approche fractionnaire qui, au lieu de se cantonner à des ordres d'intégration entiers, permet de considérer l'infinité de réels qui peuvent caractériser l'ordre d'intégration d'une série. L'estimation de la *mémoire longue* des finances publiques, à travers ce paramètre fractionnaire, assure ainsi la prise en compte de déséquilibres budgétaires étalés dans le temps, sans être pour autant cumulatifs<sup>4</sup>. L'idée est alors de maintenir la méthodologie générale des tests de cointégration, mais en estimant le degré d'intégration fractionnaire des résidus de la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques. Il importe moins dans ce cadre de savoir si la

---

temporelles non stationnaires. Ainsi, deux variables sont cointégrées lorsque, prises isolément, elles sont non stationnaires, mais qu'il existe une combinaison linéaire stationnaire de ces deux variables. Voir Afonso (2005) pour une revue de la littérature sur les tests de soutenabilité des finances publiques.

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

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

contrainte budgétaire publique est satisfaite ou non que d'estimer la vitesse à laquelle les déséquilibres sont résorbés.

Nous utilisons cette méthode pour caractériser les finances publiques dans les pays du G7 (Allemagne, Canada, États-Unis, France, Italie, Japon et Royaume-Uni), entre 1960 et 2006<sup>5</sup>. Nous estimons ensuite un modèle à correction d'erreur fractionnaire. Il peut être interprété comme une fonction de réaction des autorités budgétaires, ce que Bohn (2007) suggère en conclusion de développer. Cela permet en outre une comparaison plus précise des différentes dynamiques budgétaires des pays du G7<sup>6</sup>.

L'utilisation d'une approche fractionnaire dans le domaine des finances publiques n'a été réalisée à notre connaissance que par Cunado *et al.* (2004) sur le cas américain. L'intérêt de leur article réside avant tout dans la comparaison des différentes méthodes d'estimation du paramètre fractionnaire. Leur démarche s'inscrit cependant dans la lignée des tests de soutenabilité mentionnés précédemment dans la mesure où leur questionnement porte uniquement sur le respect ou non de la contrainte budgétaire publique. Ainsi, contrairement à nous, les auteurs ne comparent pas les différentes fonctions de réaction des autorités budgétaires entre différents pays (ils n'estiment pas de modèle à correction d'erreur fractionnaire) et ne cherchent pas les sources possible du phénomène de mémoire longue dans les finances publiques.

Nous proposons dans une dernière étape une explication au phénomène de mémoire longue dans la soutenabilité des finances publiques. À l'origine de la mémoire longue, une littérature théorique a mis en évidence le phénomène d'agrégation de comportements hétérogènes (Granger, 1980; Zaffaroni, 2004). Selon ces auteurs, même si la moyenne de processus autorégressifs plus ou moins persistants est égale à celle de processus autorégressifs de persistances identiques, la première aura davantage de mémoire longue. L'utilisation empirique de tels résultats reste cependant restreinte<sup>7</sup>.

Nous montrons ici qu'une telle application aux différents secteurs des finances publiques peut être aussi pertinente. En effet, les administrations

---

5. L'année 2006 marque la fin d'un cycle de croissance. Inclure la période post 2007, avec les effets considérables de la crise sur les finances publiques, biaiserait fortement l'échantillon alors qu'on ne connaît pas encore la durée du retour à l'équilibre. L'annexe 1.6.1 fournit une explication détaillée des agrégats utilisés. Les pays du G7 sont, sur cette période, tous de grands pays industrialisés avec un système politique stable et une économie de marché, stabilité qui caractérise plus encore leurs systèmes de finances publiques.

6. Dans un article récent, Collignon (2012) estime pour les pays européens des fonctions de réaction des autorités budgétaires. L'originalité de l'article est de juger de la soutenabilité de la dette à partir de l'interaction entre la politique budgétaire et l'environnement économique. Plus précisément, l'auteur examine la façon dont la politique budgétaire répond aux changements du taux de croissance de l'économie et des taux d'intérêt. Sa démarche constitue une autre manière, par rapport à la nôtre, de s'inscrire dans la suite de Bohn (2007).

7. Altissimo *et al.* (2009) montrent que la rapidité d'ajustement des prix dans différents secteurs à la suite d'un choc est cohérente avec une réponse plus lente du niveau des prix agrégés.

publiques des différents pays recouvrent des structures diverses (entre l'État, les collectivités locales et la Sécurité sociale par exemple, mais aussi entre les différents ministères), qui font face à des contraintes budgétaires plus ou moins fortes : si un certain nombre de budgets s'ajustent rapidement après un choc, d'autres s'ajustent plus difficilement. L'application des résultats précédents est qu'un pays où les contraintes budgétaires des différentes administrations sont les plus hétérogènes connaît un retour à l'équilibre de ses finances publiques plus long qu'un pays où les contraintes budgétaires sont plus homogènes.

Nous calculons alors, à partir de l'estimation préalable de la mémoire longue des finances publiques, la distribution des coefficients autorégressifs des déséquilibres internes aux administrations publiques d'un pays. Nous évaluons ensuite, pour chaque pays de notre échantillon, (i) la part de la persistance des déséquilibres budgétaires globaux imputable à une moyenne élevée des déséquilibres internes et (ii) la part imputable à l'hétérogénéité des déséquilibres internes.

Trois résultats peuvent être mis en avant.

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

Deuxièmement, l'estimation d'un modèle à correction d'erreur fractionnaire pour chaque pays indique, d'après le signe des coefficients, que les forces de rappel s'exercent dans les dynamiques des recettes et des dépenses publiques des différents pays, à l'exception de l'Italie. Dans ce dernier cas, on voit en effet qu'un excès de dépenses par rapport aux recettes dans l'équation de long terme entraîne l'année suivante une croissance des dépenses, témoignant d'un effet *boule de neige*. Il apparaît en outre que les pays où la soutenabilité est la plus forte (Allemagne, Royaume-Uni et France), ont tous au moins une force de rappel significative. En outre, la différence entre la France et l'Allemagne, en termes de valeur et de significativité des coefficients dans l'ensemble du modèle à correction d'erreur, réside uniquement dans la gestion de la force de rappel sur les dépenses publiques : significative au seuil de 1% en Allemagne, elle est non significative au seuil de 10% en France.

Troisièmement, l'aggrégation de différents déséquilibres budgétaires, plus ou moins persistants, au sein d'un État, peut être une cause importante

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

La section 1.2 présente les principaux faits stylisés de la croissance des recettes et dépenses publiques au cours des cinquante dernières années, dans les pays du G7, ainsi que le rôle des différentes règles budgétaires mises en place durant la période. La section 1.3 analyse les justifications théoriques qui permettent de tester la soutenabilité des finances publiques à l'aune de la technique de cointégration, puis applique et interprète un modèle à correction d'erreur standard. La section 1.4 dépasse les insuffisances des approches présentées au préalable, en utilisant les techniques de mémoire longue pour fournir de nouvelles estimations et donner une interprétation de ce phénomène comme l'agrégation de déséquilibres hétérogènes.

## 1.2 Cinquante ans de finances publiques dans les pays du G7

Nous cherchons dans un premier temps à rendre compte des divergences plus ou moins longues entre recettes et dépenses publiques dans les grands pays industrialisés en retraçant leurs principales évolutions depuis le début des années 1960. On constate, en début de période, une croissance soutenue de la part des recettes et dépenses publiques dans le PIB jusqu'au début des années 1980. Ces vingt ans marquent la plus forte croissance des finances publiques dans les économies développées, depuis le commencement de ce phénomène à la fin du XIXe siècle, comme le soulignent Tanzi et Schuknecht (2000)<sup>8</sup>, sans créer pour autant de déséquilibres budgétaires avant la fin de la période. Viennent ensuite les divergences des années 1980 et surtout 1990 où recettes et dépenses publiques augmentent moins rapidement, voire reculent dans plusieurs pays, à des rythmes différents.

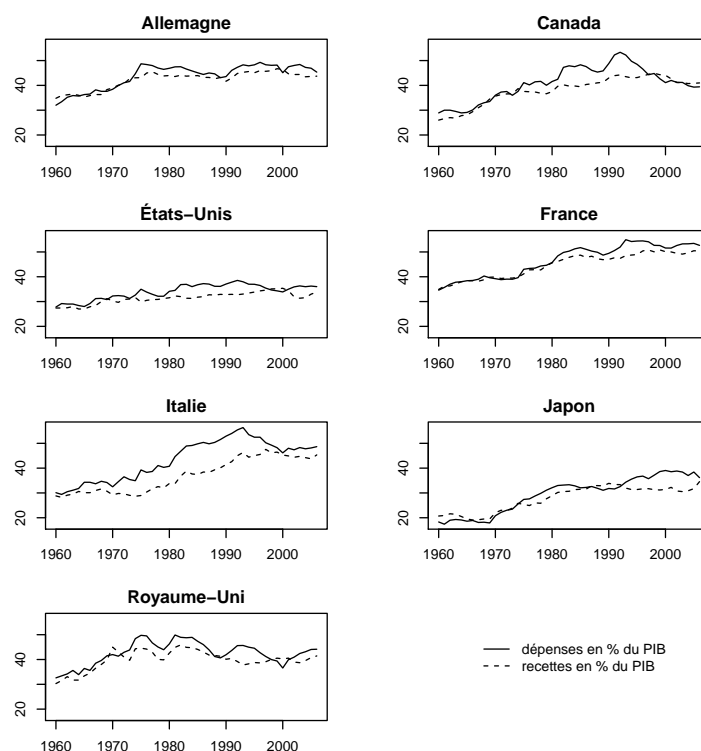
Parmi les arguments avancés pour expliquer ces évolutions et les déséquilibres budgétaires plus ou moins importants qui en résultent, plusieurs auteurs avancent la mise en place de règles budgétaires, qui fixent une limite

---

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



Graphique 1.1 – Évolution des recettes et des dépenses publiques au sein des pays du G7, en % du PIB, 1960-2006



Source : OCDE. Voir annexe 1.6.1.

numérique simple sur les agrégats budgétaires. Pourtant, l'efficacité de telles règles paraît limitée par l'action des gouvernants pour contourner les cibles et dépend *in fine* du cadre institutionnel qui les entoure. Si ce cadre institutionnel (plus que les règles budgétaires *stricto sensu*) est un élément essentiel dans la dynamique des finances publiques d'un pays, sa très grande stabilité vient légitimer l'analyse de la soutenabilité sur l'ensemble de la période.

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

Un point de vue général de l'évolution des recettes et dépenses publiques en % du PIB dans les pays du G7 depuis 1960 dessine au moins trois sous-périodes, comme l'illustre le graphique 1.1 :

- Les années 1960 et 1970 de croissance soutenue et équilibrée. Tous les pays de l'échantillon connaissent une croissance importante des dépenses publiques, de 16 points de PIB en moyenne, depuis 1960

jusqu'au second choc pétrolier de 1979 (hormis les États-Unis, avec une croissance des dépenses d'environ 9 points de PIB). Le plus remarquable est que cette croissance a lieu en période de paix relative, sans crise profonde et avec des conditions démographiques plutôt favorables. Les recettes fiscales suivent dans l'ensemble une dynamique très similaire, jusqu'au premier choc pétrolier de 1973. La France est le seul pays dont la divergence entre recettes et dépenses est marquée seulement à partir de 1980.

- Les années 1980 de stabilisation et de divergences. À partir du début des années 1980, les dynamiques de finances publiques divergent plus sensiblement entre les pays qui maintiennent la croissance de la part des dépenses publiques jusque dans les années 1990 (Canada, Italie), ceux qui parviennent à la stabiliser (États-Unis, Japon) et ceux qui la diminuent pour l'augmenter à nouveau (Allemagne, France et Royaume-Uni).
- Les années 1992-2006 de *fiscal retrenchment* et de convergences. Pour tous les pays de l'échantillon (hormis le Japon), les années 1992-1993, et pour l'Allemagne l'année 1996, affichent un pic de dépenses publiques, à des degrés divers cependant : 48% du PIB en Allemagne, 53% au Canada, 39% aux États-Unis, 55% en France, 56% en Italie et 46% au Royaume-Uni. S'ouvre alors la décennie du *fiscal retrenchment*, au moins jusqu'au début des années 2000, avec des baisses de dépenses publiques de 7 points de PIB en moyenne entre les points hauts et bas (hors Japon), avec des réductions budgétaires de moins de 5 points de PIB pour l'Allemagne, la France et les États-Unis, et de près de 10 points pour le Canada, l'Italie et le Royaume-Uni. Les recettes diminuant moins vite que les dépenses durant cette période, cela permet leur convergence, et même un excédent budgétaire pour l'Allemagne, le Canada, les États-Unis et le Royaume-Uni à la fin des années 1990. À partir de cette date, on assiste à une remontée des dépenses publiques, à des rythmes plus lents que par le passé cependant.

Bon nombre d'économistes ont cherché à expliquer les fondements de l'évolution des recettes et dépenses publiques. Le budget de l'État semble ainsi se renforcer dans les trois fonctions que lui assigne Musgrave (1959)<sup>9</sup>, avec notamment la montée en charge des systèmes de protection sociale, même si d'autres explications sont mises en avant comme la *loi de Wagner* (1877) ou l'*effet Baumol* (1967)<sup>10</sup>. Ces explications sont cependant soumises à controverses (Borcherding *et al.*, 2005) et rendent moins compte des di-

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

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

vergences plus récentes entre les pays ou du lien entre la dynamique des dépenses et celle des recettes. Plus récemment, plusieurs auteurs émettent l'hypothèse d'un rôle déterminant des règles budgétaires, qu'il s'agit d'étudier.

### 1.2.2 Des institutions budgétaires stables et variées

La stabilité des systèmes politiques et économiques des pays étudiés, par rapport aux bouleversements de la Seconde Guerre mondiale, caractérise plus encore les systèmes de finances publiques. En effet, les institutions budgétaires, considérées avant tout comme un ensemble de contraintes formelles (lois et constitutions) sont rarement l'objet de profondes réformes<sup>11</sup>. Leur création est un acte majeur dans la vie politique d'un pays démocratique, dont les conséquences vont au-delà du strict champ des finances publiques. En France par exemple, l'ordonnance du 2 janvier 1959 organisant un processus budgétaire où le Parlement ne joue pas un rôle prépondérant répond directement à la volonté gaulliste d'un régime politique où l'exécutif est mis en avant. L'une des conséquences, comme le remarque Siné (2007), a été un *déclin du pilotage législatif de l'action budgétaire*, où près de 95% des crédits sont votés en une seule fois (la discussion des parlementaires portant sur les 5% de mesures nouvelles). Il parle à ce propos de *grande pétrification* des dépenses publiques.

Sans remettre en cause les règles *constitutives* qui définissent la manière dont le pouvoir financier est organisé et les liens qui unissent les institutions publiques qui le détiennent, les États se sont dotés au cours de la période étudiée de règles *limitatives*, plus simples à mettre en place<sup>12</sup>. Une règle budgétaire est définie comme une contrainte permanente sur la politique budgétaire à travers une limite numérique simple sur les agrégats budgétaires (Kopits et Symansky, 1998). Elle assure, sinon une *cible globale* de finances publiques, du moins une limite globale à la dynamique des finances publiques, par opposition à la vision plus fragmentée des différents ministères. En 2009, 80 pays avaient mis en place une règle budgétaire nationale ou supranationale selon Kumar (2009), dont l'annexe 1.6.2 en fournit une vision détaillée pour les pays du G7.

La principale vertu des règles limitatives est de tempérer la discrétion budgétaire (Kopits, 2001), en limitant l'incohérence des politiques, selon le même raisonnement qui prévaut pour la politique monétaire (Kydland et Prescott, 1977). Une littérature considérable a cherché à analyser l'efficacité

---

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

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

de ce type de règles pour prévenir des déficits publics trop importants ou trop persistants. Plusieurs exemples historiques sont en faveur de leur mise en place, comme la diminution des déficits publics des pays européens qui préparaient leur entrée dans l'Union monétaire (von Hagen, 2006).

Pourtant, l'efficacité de ces nouvelles règles paraît limitée par l'action des gouvernants pour contourner les cibles, comme le soulignent plusieurs articles<sup>13</sup>. L'efficacité des règles budgétaires dépend alors de la capacité d'appliquer des sanctions si ces règles ne sont pas respectées (Bohn et Inman, 1996) et de la manière dont les États perçoivent les coûts à les enfreindre (Debrun et Kumar, 2008).

Finalement, il apparaît que l'efficacité des règles budgétaires dépend du cadre institutionnel qui les entoure, comme le montre von Hagen (2006) à partir de l'exemple des pays européens et du Japon depuis 1980<sup>14</sup>. Cette littérature rejoint les conclusions d'Alesina et Perotti (1994, 1996b), qui montrent l'importance des procédures de préparation et d'adoption des lois de finances et, plus généralement, de la nature du régime politique d'un pays pour comprendre la dynamique de ses finances publiques<sup>15</sup>.

---

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

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

15. Par exemple, un système majoritaire permet en moyenne des finances publiques moins déficitaires qu'un système proportionnel, même si le risque de variation est plus important lors d'un changement de majorité. De plus, si les acteurs impliqués dans les

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

### 1.3 Soutenabilité et cointégration

Nous montrons dans cette section en quoi la cointégration permet de tester la soutenabilité budgétaire (1.3.1) avant d'en faire une estimation à partir de nos propres données (1.3.2) et de proposer sur cette base un modèle à correction d'erreur (1.3.3). On voit notamment que des forces de rappel s'exercent dans l'ensemble des pays si l'on considère leur signe, excepté pour les dépenses italiennes où les déséquilibres budgétaires entraînent l'année suivante une croissance des dépenses publiques, témoignant d'un effet *boule de neige*.

Les tests usuels de soutenabilité présentés sont cependant soumis à une critique importante (Bohn, 2007), selon laquelle la contrainte budgétaire publique impose de très faibles restrictions économétriques. On peut selon l'auteur avoir un rejet de la cointégration et en même temps des finances publiques soutenables. Nous apportons certaines réponses dans la section 1.4.

#### 1.3.1 Définition de la soutenabilité budgétaire

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

$$G_t^0 + (1 + r_t)B_{t-1} = R_t + B_t, \quad (1.1)$$

où  $G_t^0$  désigne les dépenses publiques hormis les charges d'intérêts,  $R_t$  les recettes fiscales,  $B_t$  la dette publique et  $r_t$  le taux d'intérêt. À ce niveau de généralité, les variables de l'équation peuvent être nominales, réelles, ou pondérées par le PIB. Le taux d'intérêt sera respectivement le taux d'intérêt nominal, le taux d'intérêt réel, ou le taux d'intérêt moins le taux de

---

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

croissance du PIB. Nous discuterons ensuite des choix que nous ferons et des hypothèses qu'ils nécessiteront.

On peut réécrire l'équation (1.1) pour les périodes suivantes. En résolvant le système par récurrence, on obtient la contrainte budgétaire intertemporelle

$$B_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s} - G_{t+s}^0}{\prod_{j=1}^s (1 + r_{t+j})} + \lim_{s \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^s \frac{B_{t+s}}{(1 + r_{t+j})}. \quad (1.2)$$

L'équation (1.2) ne semble pas être l'objet de controverse dans la mesure où elle ne fait que donner une identité comptable de la dette<sup>16</sup>. En revanche, ce qui est digne d'intérêt pour l'économiste, et qui peut être réfuté empiriquement, est le comportement de l'équation (1.2) au voisinage de l'infini. Comme nous le verrons, lorsque la limite dans la partie droite de l'équation (1.2) est nulle, la valeur présente du stock de dette publique est identique à la valeur actualisée des excédents primaires futurs, ce qui caractérise la soutenabilité des finances publiques.

### Condition de transversalité et contrainte budgétaire intertemporelle

Afin d'évaluer la validité empirique d'une telle condition, il est nécessaire de faire plusieurs hypothèses. La première vise à considérer le taux d'intérêt réel comme un processus stochastique stationnaire, de moyenne inconditionnelle  $r$  (avec  $r > 0$ ). Il est donc incorrect d'analyser la contrainte budgétaire intertemporelle en termes nominaux dès lors que la stationnarité des taux d'intérêt nominaux est soumise à question. On définit alors, selon Wilcox (1989), qui le premier relâche l'hypothèse de taux d'intérêt constant de Hamilton et Flavin (1986)

$$G_t = G_t^0 + (r_t - r)B_{t-1}. \quad (1.3)$$

Cette hypothèse simplificatrice est nécessaire pour obtenir l'équation

$$B_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s} - G_{t+s}}{(1 + r)^s} + \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1 + r)^s}. \quad (1.4)$$

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

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1 + r)^s} = 0. \quad (1.5)$$

---

16. Certains auteurs expriment cette équation en moyenne, ce qui est incorrect comme le soulignent Hakkio et Rush (1991), dans la mesure où l'équation (1.2) est une identité comptable. Ainsi, l'équation (1.2) doit-elle tenir pour toutes les réalisations de  $G_t^0$  et de  $R_t$ , et non pas seulement pour leurs moyennes.

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

Pour satisfaire la condition de transversalité en (1.5), l'État doit obtenir des excédents, dont la somme des valeurs actualisées doit correspondre au stock de dette en  $t$ , et ainsi respecter la *contrainte budgétaire intertemporelle* :

$$B_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{R_{t+s} - G_{t+s}}{(1+r)^s}. \quad (1.6)$$

### Pondération par le PIB

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

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

$$\frac{B_t}{Y_t} = \frac{(1+r_t) B_{t-1}}{(1+y_t) Y_{t-1}} + \frac{G_t^0}{Y_t} - \frac{R_t}{Y_t}. \quad (1.7)$$

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

$$b_t = \sum_{s=1}^{\infty} \left( \frac{1+r}{1+y} \right)^{-s} (\rho_{t+s} - g_{t+s}) + \lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left( \frac{1+r}{1+y} \right)^{-s}, \quad (1.8)$$

avec  $b_t = B_t/Y_t$ ,  $g_t = G_t/Y_t$  et  $\rho_t = R_t/Y_t$ . L'équation (1.5) peut alors se réécrire sous la forme

$$\lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left( \frac{1+r}{1+y} \right)^{-s} = 0 \quad (1.9)$$

et (1.6) devient

$$b_t = \sum_{s=1}^{\infty} \left( \frac{1+r}{1+y} \right)^{-s} (\rho_{t+s} - g_{t+s}). \quad (1.10)$$

Une condition suffisante pour vérifier l'équation (1.9) est que le taux de croissance asymptotique de la dette soit inférieur à la différence entre le taux d'intérêt asymptotique et le taux de croissance de l'économie. Dans ce cas, la soutenabilité de la dette publique est compatible avec des déficits

publics permanents. En revanche, si le taux d'intérêt est supérieur au taux de croissance de l'économie, l'État doit obligatoirement dégager des excédents budgétaires pour assurer la soutenabilité. En effet, dans ce cas, le maintien de déficits publics impliquerait une croissance de la dette qui deviendrait un multiple infini du PIB<sup>17</sup>.

### La cointégration comme test de soutenabilité

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

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

$$GG_t - R_t = \sum_{s=1}^{\infty} \frac{(\Delta R_{t+s} - \Delta G_{t+s})}{(1+r)^s} + \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{B_{t+s}}{(1+r)^s}. \quad (1.11)$$

On rappelle que  $R$  et  $G$  ne sont pas stationnaires, mais que  $\Delta R_t$  et  $\Delta G_t$  le sont. Une condition suffisante pour que la condition de transversalité (1.5) soit satisfaite est que le membre de droite de l'équation (1.11) soit stationnaire en différence première<sup>18</sup>. Si le membre de droite est stationnaire, le membre de gauche doit être également stationnaire. Si  $GG_t$  et  $R_t$  sont toutes deux non-stationnaires, elles doivent être nécessairement cointégrées. Autrement dit, si l'on teste la régression

$$R_t = a + bGG_t + u_t, \quad (1.12)$$

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

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



on accepte l'hypothèse de cointégration si la série des résidus  $u_t$  est stationnaire<sup>19</sup>. Une relation de cointégration entre  $GG$  et  $R$  est cohérente avec la possibilité de maintenir un déficit constant tout en garantissant la soutenabilité à condition d'inclure les charges de la dette.

En outre, il n'est pas nécessaire que  $\hat{b} = 1$  pour assurer le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle. En effet, en remplaçant  $R_t$  par  $\hat{a} + \hat{b}GG_t$  dans l'équation (1.1) et en faisant l'hypothèse que  $r_t = r$  pour simplifier, on obtient

$$G_t^0 + (1+r)B_{t-1} = \hat{a} + \hat{b}GG_t + B_t, \quad (1.13)$$

ou encore,

$$G_t^0 + (1+r)B_{t-1} = \hat{a} + \hat{b}(G_t^0 + rB_{t-1}) + B_t, \quad (1.14)$$

et donc

$$B_{t+j} = S_{t+j} + (1 + (1 - \hat{b})r)B_{t+j-1}, \quad (1.15)$$

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

D'où par récurrence

$$B_{t+j} = \sum_{k=0}^j \left(1 + (1 - \hat{b})r\right)^{j-k} S_{t+k} + \left(1 + (1 - \hat{b})r\right)^j B_{t-1}. \quad (1.16)$$

À partir de l'équation (1.16), on réécrit la limite de l'équation (1.5)

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^j \frac{(1 + (1 - \hat{b})r)^{j-k}}{(1+r)^j} S_{t+k} + \frac{(1 + (1 - \hat{b})r)^j}{(1+r)^j} B_{t-1}. \quad (1.17)$$

Dans la mesure où  $S_{t+k}$  ne dépend pas du taux d'intérêt (il s'agit des dépenses primaires), cette limite sera égale à 0, et la condition de transversalité respectée, dès lors que  $0 < \hat{b} < 1$ . Hakkio et Rush (1991) font remarquer cependant que dans le cas où  $\hat{b} < 1$ , la valeur non escomptée de la dette peut diverger. Ce point a l'avantage de souligner l'importance du facteur d'escompte pour assurer la convergence et juger ainsi de la soutenabilité des finances publiques d'un pays. Ce résultat vient par ailleurs légitimer le type de régression proposé dans l'équation (1.12). Il est donc maintenant possible de mettre en oeuvre des tests de cointégration pour évaluer la soutenabilité des finances publiques des pays du G7.

---

19. Remarquons à la suite de Hakkio et Rush (1991) que si  $GG$  est non stationnaire, alors que  $R$  l'est, il n'existe pas de relation de long terme entre  $GG$  et  $R$ . Intuitivement, cela implique que l'État viole sa contrainte budgétaire intertemporelle parce que  $GG$  tend à croître plus vite que ne le fait  $R$ . Dans ce cas, l'estimateur  $\hat{b}$  de  $b$  converge vers 0 et l'équation (1.5) n'est plus respectée.

TABLE 1.1 – Tests de racine unitaire sur les taux d'intérêt nets des taux de croissance du PIB des pays du G7, 1960-2006

	ADF	PP
Allemagne	-4.19***	-3.87***
Canada	-2.07	-2.39
États-Unis	-2.91**	-3.17**
France	-1.60	-1.87
Italie	-2.26	-2.29
Japon	-2.37	-1.97
Royaume-Uni	-2.21	-4.37***

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

### 1.3.2 Estimation de la cointégration standard

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

La première étape consiste à tester la présence de racine unitaire dans les séries des taux d'intérêt sur les dettes publiques, nets des taux de croissance du PIB<sup>20</sup>.

Le tableau 1.1 indique que l'hypothèse nulle de racine unitaire est fortement rejetée dans le cas allemand, américain et britannique. Pour les autres pays de l'échantillon, la stationnarité des taux d'intérêt réels, nets des taux de croissance du PIB, est une hypothèse plus forte.

#### Tests de racine unitaire : la *mémoire infinie* des recettes et dépenses publiques

L'étape suivante consiste à tester si les séries des recettes et dépenses publiques, exprimées en part du PIB, contiennent ou non une racine unitaire. Un aperçu graphique de l'évolution des recettes et dépenses publiques dans les sept pays étudiés (graphique 1.1) nous incite plutôt à privilégier le rejet de la stationnarité de la série brute. Nous proposons d'en rendre compte statistiquement au moyen des tests de Dickey et Fuller (1981) et Phillips et Perron (1988) sur les séries en logarithme, que nous utiliserons toujours sous cette forme par la suite. Les valeurs obtenues sont répertoriées dans le

20. Nous utilisons la base de Mauro *et al.* (2013). Le test de Dickey et Fuller (1981) tient compte d'une structure autorégressive supérieure ou égale à 1. Le test de Phillips et Perron (1988) présente, quant à lui, l'avantage d'être particulièrement robuste aux changements de variance au cours du temps. Pour les deux tests, l'hypothèse nulle est la non stationnarité.

TABLE 1.2 – Tests de racine unitaire sur les recettes et dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006

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

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

tableau 1.2.

L'application des tests de Dickey-Fuller fait ressortir la présence d'une racine unitaire dans toutes les séries en niveau. Les séries de recettes et dépenses publiques sont donc non stationnaires. De manière à tester l'ordre d'intégration des séries, les tests de Dickey-Fuller ont aussi été mis en oeuvre sur les séries en différence première, pour évaluer le taux de croissance de chaque variable. On constate que toutes les séries sont stationnaires en différence première (hormis les dépenses publiques italiennes, mais seulement selon le test Dickey-Fuller).

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

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

TABLE 1.3 – Tests de racine unitaire sur les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006

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

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

### Tests de cointégration usuels : des résultats peu conclusifs

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

$$rev_t = \alpha + \beta exp_t + z_t, \quad (1.18)$$

pour les séries de recettes ( $rev$ ) et dépenses ( $exp$ ) exprimées en part de PIB et en logarithmes, et  $z_t$  le terme d'erreur<sup>21</sup>.

La seconde étape nécessite d'appliquer les tests Dickey-Fuller et Phillips-Perron sur les résidus estimés  $\hat{z}_t$  des relations statiques établies précédemment. Les résultats sont présentés dans le tableau 1.3.

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

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

$$l_c = \text{int} \left( 3(T)^{1/2}/13 \right) \quad l_l = \text{int} \left( 10(T)^{1/2}/14 \right). \quad (1.19)$$

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

TABLE 1.4 – Tests de stationnarité sur les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006

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

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

Les résultats présentés dans le tableau 1.4 doivent être comparés aux valeurs tabulées par Shin (1994). Il apparaît que la stationnarité des séries résiduelles est rejetée dans les cas canadien et italien, et dans une moindre mesure pour le cas américain. Le test ne permet pas en revanche de rejeter la stationnarité des séries allemande, française, japonaise et britannique.

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

Finalement, les résultats des tests de racine unitaire et de stationnarité autorisent, en première approximation, à estimer des modèles à correction d'erreur d'après le théorème de Granger (1981) pour la plupart des pays de notre échantillon, même si les cas canadiens et italiens auront surtout valeur de comparaison avec les autres. Il sera ensuite nécessaire de procéder à d'autres types d'estimation de manière à distinguer et hiérarchiser plus précisément la soutenabilité des finances publiques des différents pays de l'échantillon (section 1.4).

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

#### Forme-type du modèle à correction d'erreur appliqué aux finances publiques

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

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

où  $z_t = rev_t - \beta exp_t - \alpha$  est le résidu de la relation de cointégration entre  $rev_t$  et  $exp_t$ <sup>22</sup>.

La différence par rapport à un VAR usuel réside dans la présence de la variable  $z_{t-1}$ , combinaison linéaire stationnaire de variables non stationnaires. Le modèle à correction d'erreur standard présente l'avantage de rendre explicite une dynamique des recettes et dépenses publiques où le déséquilibre par rapport à la relation de long terme est résorbé proportionnellement à son ampleur. On peut estimer alors des forces de rappel vers l'équilibre de long terme, ici  $\mu_1$  et  $\rho_1$ , qui désignent la proportion de l'écart en  $t-1$  qui sera résorbée en  $t$ , autrement dit la vitesse de convergence des recettes et dépenses publiques des différents pays pour garantir la soutenabilité budgétaire.

Le modèle à correction d'erreur permet ainsi d'intégrer les fluctuations de court terme (les variables en différence première) autour de l'équilibre de long terme donné par la relation de cointégration. Une condition nécessaire pour assurer la soutenabilité de long terme des finances publiques porte sur le signe de  $\rho_1$  et  $\mu_1$  :

- $\rho_1$  doit être positif. En effet, lorsque les dépenses sont supérieures aux recettes par rapport à l'équation de long terme ( $z_t < 0$ ), il faut que les dépenses diminuent. À l'inverse quand les dépenses sont inférieures aux recettes ( $z_t > 0$ ), les dépenses peuvent augmenter.
- $\mu_1$  doit être négatif. En effet, lorsque les dépenses sont supérieures aux recettes par rapport à la relation de long terme ( $z_t < 0$ ), il faut que les recettes augmentent. À l'inverse quand les dépenses sont inférieures aux recettes ( $z_t > 0$ ), les recettes peuvent diminuer.

Les coefficients  $\rho_2$  et  $\mu_3$  fournissent des informations supplémentaires sur le caractère soutenable ou non des sentiers de croissance des recettes et dépenses publiques. Quand les dépenses augmentent en  $t-1$ , les recettes de l'année suivante doivent augmenter pour que la contrainte budgétaire intertemporelle publique soit satisfaite, et donc  $\mu_3$  doit être positif. Quand les recettes diminuent, les dépenses doivent diminuer l'année suivante, et  $\rho_2$  doit aussi être positif. Cependant, on peut très bien imaginer une consolidation

<sup>22</sup>. Pour simplifier la présentation, on considère ici un seul retard, même si l'estimation qui suit en autorise davantage.

budgétaire pluriannuelle, qui passe la première année par une diminution des dépenses et l'année suivante par l'augmentation des recettes, ou encore une augmentation des recettes puis une diminution des dépenses. Le signe des coefficients  $\rho_2$  et  $\mu_3$  sont donc plus difficilement interprétables.

Enfin, les coefficients  $\rho_3$  et  $\mu_2$  traduisent respectivement la dépendance du taux de croissance des dépenses et des recettes par rapport à ceux des années précédentes. Il est difficile de prédire leur signe, même si l'hypothèse *incrémentale*, qui insiste sur le caractère fortement inertiel des recettes comme des dépenses publiques, laisserait penser qu'ils sont positifs<sup>23</sup>.

### Estimation du modèle à correction d'erreur standard

Le nombre de variables retardées est choisi en minimisant plusieurs critères d'information usuels. Il est pour chaque pays de 1, sauf pour le Canada et le Royaume-Uni où l'on estime deux retards<sup>24</sup>. Comme les séries présentes dans les modèles à correction d'erreur sont globalement stationnaires (section 1.3.2), les tests de significativité usuels fonctionnent.

---

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

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

Estimations des modèles à correction d'erreur <sup>a</sup> des finances publiques  
des pays du G7, 1960-2006

*Allemagne :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.29^{**} \\ 0.504^{**} \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.182 & 0.192^* \\ -0.053 & 0.421^{**} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*Canada :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.091 \\ 0.1 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.421^{***} & -0.203^* \\ 1.025^{***} & 0.248 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*États-Unis :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.298^{***} \\ 0.186^* \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.264^* & -0.194 \\ 0.153 & 0.297^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*France :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.207^* \\ 0.351^* \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.016 & 0.236^* \\ -0.142 & 0.509^{***} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*Italie :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.142^{**} \\ -0.088 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.012 & -0.008 \\ 0.235 & -0.161 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*Japon :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.159^* \\ 0.036 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.434^{**} & -0.215 \\ 0.226 & 0.04 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*Royaume-Uni :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.201 \\ 0.31^{**} \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.304^* & -0.021 \\ -0.039 & 0.254 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

a. Le coefficient est significatif au seuil de \* : 10%, \*\* : 5%, \*\*\* : 1%.

Les résultats des estimations des modèles à correction d'erreur sont dans l'ensemble largement conformes au modèle présenté précédemment. Les résidus retardés jouent le rôle de forces de rappel dans l'ensemble des pays si l'on considère leur signe, excepté pour les dépenses italiennes. Dans le cas italien, où l'on ne peut pas à proprement parler de modèle à correction d'erreur puisqu'il n'y a pas de relation de cointégration entre recettes et dépenses publiques, on voit qu'un excès de dépenses par rapport aux recettes dans l'équation de long terme ( $z_t < 0$ ), entraîne l'année suivante une croissance des dépenses<sup>25</sup>, témoignant d'un effet *boule de neige*. La significativité des coefficients devant les forces de rappel permet de classer les pays dans leur

25. Le  $\rho_1$  italien est négatif.



manière d'assurer la soutenabilité de leurs finances publiques : d'un côté les pays comme l'Allemagne, la France et les États-Unis dans une moindre mesure, qui mobilisent à la fois recettes et dépenses publiques pour retourner à l'équilibre ; de l'autre les pays comme le Japon et l'Italie qui utilisent surtout les recettes. Le Royaume-Uni a une dynamique d'ajustement qui passe surtout par les dépenses. Le Canada quant à lui n'affiche aucun coefficient significatif devant les forces de rappel.

De plus, le signe des coefficients croisés (l'influence des recettes en  $t - 1$  sur les dépenses en  $t$  et des dépenses en  $t - 1$  sur les recettes en  $t$ ) peut être positif ou négatif. Une augmentation des dépenses entraîne une augmentation des recettes en Allemagne et en France, mais une diminution au Canada. Même si les deux premiers affichent une stationnarité des résidus moins contestable que le Canada, et donc une soutenabilité *a priori* plus forte, il est vraisemblable que le Canada assure aussi une forme de soutenabilité en réduisant d'abord ses dépenses puis en augmentant ses recettes, stratégie adoptée au cours des années 1990 (graphique 1.1).

Enfin, le taux de croissance des dépenses publiques en  $t - 1$  influence de manière significative celui des dépenses en  $t$  ( $\rho_3$  significatif) avant tout pour le cas français, mais aussi allemand et américain. Ces résultats peuvent se révéler en faveur de l'hypothèse incrémentale : une augmentation des dépenses publiques en  $t - 1$  appelle une nouvelle croissance des dépenses en  $t$ . En outre, le taux de croissance des recettes publiques de l'année précédente influence fortement celui des recettes en  $t$  ( $\mu_2$  significatif) pour le Canada et le Japon, et dans une moindre mesure le Royaume-Uni et les États-Unis.

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

### Limites des tests usuels de soutenabilité

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

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

L'intuition fondamentale de Bohn (2007) est la suivante. Supposons que

la dette publique est un processus intégré d'ordre  $m$  : il peut donc être un polynôme au plus d'ordre  $m$  à l'horizon  $s$ . La condition de transversalité, exprimée dans l'équation (1.5), a quant à elle un facteur d'escompte exponentiel en  $s$ . Or, la croissance exponentielle domine la croissance du polynôme, quel que soit l'ordre de ce dernier. Donc le facteur d'escompte dans la condition de transversalité dominera asymptotiquement la croissance de la dette dès que la dette est stationnaire en différence, quel que soit l'ordre d'intégration. En l'absence de limite sur la dette publique, un ordre élevé d'intégration de la série de dette ou de résidus suffit donc à satisfaire la contrainte budgétaire publique et le rejet de  $m = 1$  (la non stationnarité en différence première) n'est pas une preuve d'insoutenabilité. Bohn (2007) critique ainsi Quintos (1995) qui définit une *soutenabilité faible* lorsqu'il doit différencier deux fois la série de dette publique pour obtenir une série stationnaire. Il montre qu'en suivant la logique de Quintos (1995), on pourrait définir une *soutenabilité absurdement faible* pour un ordre d'intégration  $m$  encore supérieur. La contrainte budgétaire publique impose finalement de très faibles restrictions économétriques.

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

L'un des objectifs de ce chapitre est alors de revenir à une démarche plus positive, au moyen de tests économétriques plus récents qui n'ont été, à notre connaissance, que rarement appliqués au champ des finances publiques. Nous utilisons l'approche fractionnaire qui, au lieu de se cantonner à des ordres d'intégration entiers, permet de considérer l'infinité de réels qui peuvent caractériser l'ordre d'intégration. L'estimation de la *mémoire longue* des finances publiques à travers un paramètre fractionnaire assure la prise en compte de déséquilibres budgétaires étalés dans le temps, sans être pour autant cumulatifs. Il importe moins dans ce cadre de savoir si la contrainte budgétaire publique est satisfaite, ou non, que d'estimer la vitesse à laquelle les déséquilibres sont résorbés. Cela permet en outre une comparaison plus précise des différentes dynamiques budgétaires des pays du G7. L'enjeu de la section 1.4 réside dans la formalisation et l'estimation, à la suite d'un choc sur l'équilibre entre recettes et dépenses publiques, de ses conséquences à long terme. Il est alors possible d'estimer un modèle à correction d'erreur fractionnaire. Il peut être interprété comme une fonction de réaction des autorités budgétaires, qui est plus propre à l'analyse économique et que

Bohn (2007) suggère d'ailleurs de développer.

## 1.4 Modélisation, estimation et interprétation de la *mémoire longue* des finances publiques

Face aux limites des tests usuels de soutenabilité des finances publiques (section 1.3), nous décidons d'adopter une démarche plus positive que normative en cherchant à caractériser des déséquilibres budgétaires souvent étalés dans le temps, sans être pour autant cumulatifs. Comment dès lors rendre compte empiriquement de la soutenabilité de long terme des finances publiques ?

La réponse que nous proposons tient dans le concept de *mémoire longue*. Ce qualificatif renvoie à la particularité d'une série qui, lorsqu'elle subit un choc, ne revient pas directement au niveau d'équilibre, mais ne conserve pas non plus indéfiniment cette déviation au cours de ses réalisations futures. Dans le cadre d'une relation de cointégration entre recettes et dépenses publiques, la *mémoire longue* permet ainsi directement de mesurer la force du lien qui unit les deux séries. Sa définition et son estimation sur notre échantillon de pays sont l'objet de la section 1.4.1. On en déduit un modèle à correction d'erreur fractionnaire, qui sera comparé au modèle à correction d'erreur standard dans la section 1.4.2. La section 1.4.3 en fournit une interprétation comme l'agrégation de séries hétérogènes.

### 1.4.1 Définition et estimation du paramètre fractionnaire

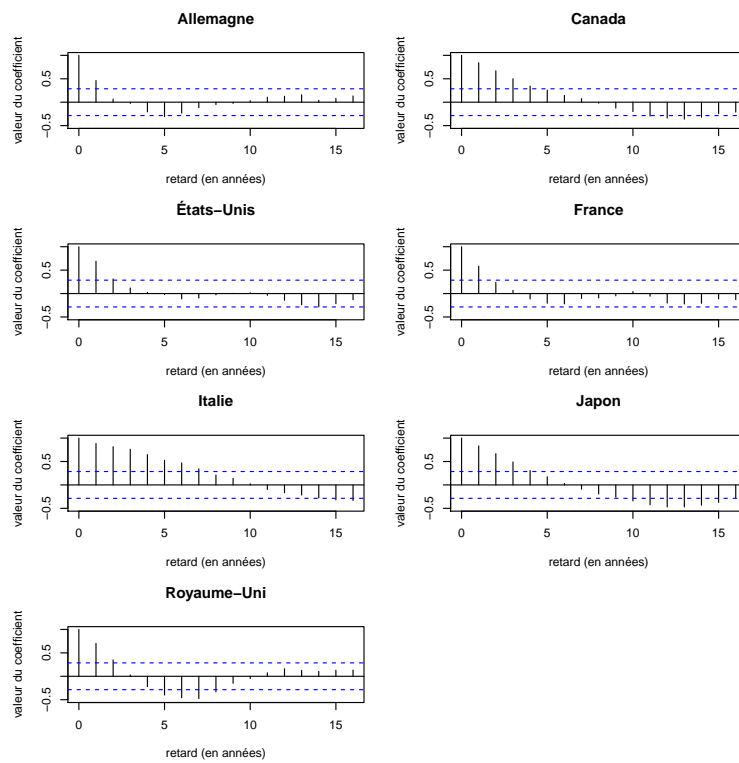
S'il existe plusieurs définitions de la mémoire longue, la plus utilisée caractérise un processus stationnaire  $X_t$  comme un processus à mémoire longue si

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=-n}^n |\rho_j| \quad \text{n'est pas finie,} \quad (1.20)$$

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

Pour appliquer le concept de mémoire longue au cas bivarié et rendre compte de la dynamique conjointe de deux variables, il faut étudier le comportement de la série des résidus de la régression (1.18) des recettes sur

Graphique 1.2 – Corrélogrammes des résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006



les dépenses publiques. Le graphique 1.2 montre clairement que les séries de résidus utilisés précédemment présentent de fortes autocorrélations, qui persistent même au-delà de 10 retards (annuels) pour l'Italie, le Japon et le Canada. La statistique de Ljung et Box (1978) indique d'ailleurs qu'on peut rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus pour tous les pays au seuil de 1%, quel que soit le retard spécifié. Ces corrélogrammes viennent ainsi corroborer ce que les séries brutes de recettes et dépenses publiques dans le graphique 1.1 suggèrent : la persistance de l'écart entre les deux séries est visible, particulièrement pour l'Italie, le Japon et le Canada.

Il demeure cependant difficile pour le moment de classer les pays en fonction du degré de persistance des déséquilibres. L'enjeu réside alors dans la manière d'identifier formellement un tel processus afin de caractériser la force du lien qui unit recettes et dépenses.

### Définition et premières traces de mémoire longue dans les finances publiques

**Les origines de la mémoire longue** L'article de l'hydrologue anglais Hurst (1951) ouvre la réflexion sur la possibilité pour des séries temporelles d'exhiber une structure de dépendance de long terme<sup>26</sup>. Cette caractéristique qui semble assez spécifique est étudiée dans le domaine économique par Granger (1966) qui déjà la considère comme *la forme spectrale typique d'une variable économique*<sup>27</sup>. Autrement dit, une grande partie de la variance de séries économiques (stationnaires) est imputable à des cycles dont la fréquence est proche de zéro. Les périodogrammes des différentes séries de résidus des pays du G7, présentés dans le graphique 1.3, révèlent en première approche une forme spectrale qui présente un pôle aux basses fréquences, particulièrement marqué pour l'Italie, le Japon et le Canada, témoignant là encore de la possibilité de mémoire longue.

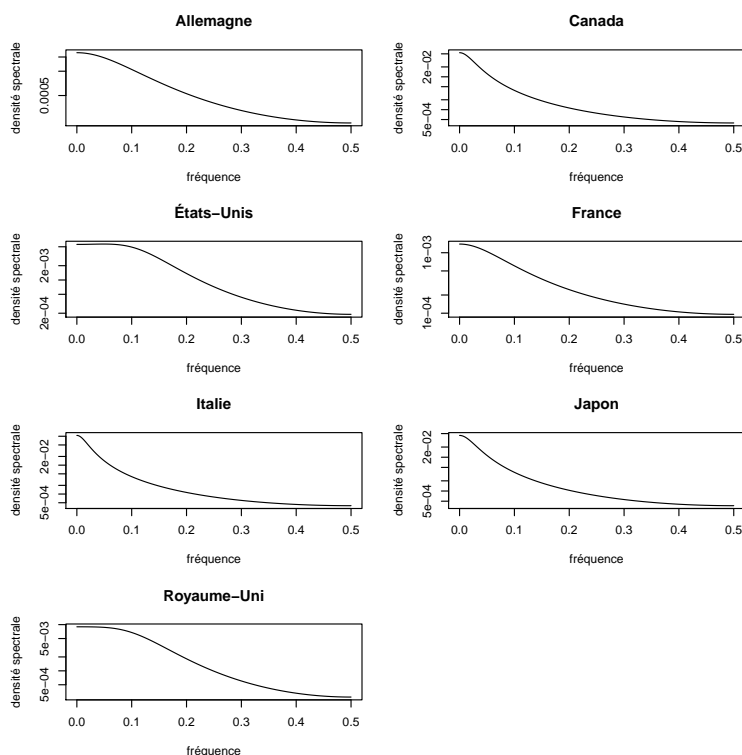
Ainsi, Granger (1966) se réfère à l'analyse spectrale pour appréhender le phénomène de mémoire longue, comme le feront par la suite bon nombre de travaux sur la mémoire longue, dans la lignée de la méthode d'estimation de Geweke et Porter-Hudak (1983). Cependant, même si le domaine spectral connaît des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

---

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

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

Graphique 1.3 – Périodogrammes des résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006



temporel qui semble mieux convenir pour de petits échantillons, comme le préconisent Shumway et Stoffer (2006)<sup>28</sup>.

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

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

**La définition du paramètre fractionnaire, d** Hosking (1981) s'appuie sur la définition de Mandelbrot et van Ness (1968), selon laquelle le mouvement brownien fractionnaire de paramètre  $H$  est la  $(1/2 - H)$ ème dérivée fractionnaire du mouvement brownien<sup>29</sup>. L'enjeu est de rendre la variation du mouvement dépendante du temps.

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

$$(1 - L)X_t = \varepsilon_t \quad (1.21)$$

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

$$X_t = (1 - L)^{1/2-H} \varepsilon_t \quad \text{ou} \quad (1 - L)^d X_t = \varepsilon_t \quad (1.22)$$

où  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ ,  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$  pour tout  $t \neq s$  et où le paramètre  $d = H - 1/2$  n'est pas forcément un entier<sup>30</sup>.

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

$$X_t = \sum_{k=1}^{\infty} \pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (1.23)$$

où

$$\pi_k = \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} \quad k \geq 1. \quad (1.24)$$

En effet, selon le développement de Taylor

$$(1 - L)^d = 1 - dL - \frac{d(1-d)}{2!} L^2 - \frac{d(1-d)(2-d)}{3!} L^3 - \dots \quad (1.25)$$

et

$$\Gamma(k-d) = -d(1-d)(2-d) \dots (k-1-d)\Gamma(-d), \quad (1.26)$$

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

On appelle  $X_t$  un processus ARFIMA $(0, d, 0)$  où  $d \in R$ . La valeur de  $X_t$  ne dépend plus seulement de celle en  $t-1$ , comme dans le cas de la marche aléatoire, mais de l'ensemble des valeurs passées, pondérées selon

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

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

l'équation (1.25). C'est ainsi qu'est établie la première connexion entre la différenciation fractionnaire et l'analyse des séries temporelles.

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

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

$$\frac{\Gamma(k+a)}{\Gamma(k+b)} \sim k^{a-b}, \quad (1.27)$$

on en déduit que

$$\pi_k \sim \frac{k^{-d-1}}{\Gamma(-d)}. \quad (1.28)$$

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

$$\gamma_k = E(X_t X_{t-k}) = \frac{\Gamma(1-2d)\Gamma(k+d)}{\Gamma(d)\Gamma(1-d)\Gamma(k+1-d)} \quad (1.29)$$

et la fonction d'autocorrélation de  $X_t$

$$\rho_k = \gamma_k/\gamma_0 = \frac{\Gamma(k+d)\Gamma(1-d)}{\Gamma(d)\Gamma(k+1-d)}. \quad (1.30)$$

D'où

$$\rho_k \sim \frac{\Gamma(1-d)}{\Gamma(d)} k^{2d-1}. \quad (1.31)$$

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

**Typologie des mémoires selon les valeurs de  $d$**  Un tel modèle de mémoire longue laisse la possibilité d'obtenir une série intégrée d'ordre 1, si  $d = 1$ . La distinction entre  $d = 1$  et  $d < 1$  est cruciale pour satisfaire la propriété de retour à la moyenne. Bien que les effets d'un choc sont permanents pour une série  $I(1)$ , ils diminuent dès que  $d < 1$ . Il faut noter cependant que pour  $0.5 < d < 1$ , le processus  $X_t$  n'est pas stationnaire en covariance, parce que sa variance n'est pas finie, d'après l'équation (1.31). Pour  $d = 0$ , le processus est un bruit blanc standard, avec des corrélations nulles.

Le cas le plus intéressant est quand le processus est défini comme stationnaire (au sens faible) pour  $0 < d < 1/2$ . Le coefficient  $\pi_k$  décroît de manière hyperbolique, de même que la fonction d'autocorrélation, à mesure que les retards augmentent. La dépendance est d'autant plus forte que  $d$  est proche de  $1/2$  dans l'intervalle défini. On est face à un processus persistant, ou *effet*



*Joseph*, selon Mandelbrot et Wallis (1968)<sup>31</sup>. La persistance indique que si la série a été à la hausse la période précédente, il y a une forte probabilité pour qu'elle soit également à la hausse la période suivante.

### Méthodologie et estimation de la cointégration fractionnaire

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

Nous choisissons de développer une estimation semi-paramétrique comme le suggèrent Marinucci et Robinson (2001), dans la lignée de la procédure de Engle et Granger (1987) utilisée dans la section 1.3<sup>32</sup>. Les récentes applications de la cointégration fractionnaire privilégient en effet la méthode en deux étapes, tels Marinucci et Robinson (2001), puis Gil-Alana (2003) et Caporale et Gil-Alana (2004, 2005), dans la mesure où les estimateurs issus de la régression linéaire lors de la première étape sont super-convergentes, à condition que  $d < 0.5$ , ce que nous vérifions *a posteriori* pour la plupart des pays<sup>33</sup>.

La première étape consiste à tester l'ordre d'intégration des séries observables de recettes et dépenses publiques, qui peuvent éventuellement exhiber de la mémoire longue et non de la mémoire infinie. Dans notre cas, cela présente un intérêt moindre dans la mesure où l'on a montré dans la section 1.3.2 que les tests témoignaient de la présence de racine unitaire au seuil de 1%, et étaient donc beaucoup plus univoques pour ces séries que pour les séries résiduelles.

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

**L'analyse R/S** La statistique *R/S* (*Rescaled Range* ou *Range over Standard Deviation*), initiée par Hurst (1951) puis utilisée notamment par Mandelbrot (1972), permet de mesurer la mémoire longue. Elle est la plus appropriée dans notre étude, compte-tenu de la petite taille de notre échantillon.

---

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

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

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

Cette statistique se définit comme l'étendue  $R_T$  des sommes partielles des écarts d'une série temporelle à sa moyenne, divisée par son écart-type  $s_T$ .

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

$$R_T/s_T = \frac{\left(\max_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}) - \min_{1 \leq k \leq T} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X})\right)}{\left(\frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (X_j - \bar{X})^2\right)^{1/2}} \quad (1.32)$$

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

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

$$\lim_{T \rightarrow \infty} T^{-H} (R_T/s_T) = c \quad (1.33)$$

avec  $c$  une constante<sup>34</sup>. L'exposant de Hurst est alors donné par :

$$\log(E(R_T/s_T)) \approx c' + H(\log(T)) \quad (1.34)$$

d'où

$$H \approx \frac{\log(R_T/s_T)}{\log T} \quad (1.35)$$

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

Mandelbrot et Wallis (1969b) suggèrent d'estimer l'exposant de Hurst au moyen d'une procédure graphique, le *pox diagram* représentant  $\log(R/S)$  en ordonnées et  $\log(n)$  en abscisses. La méthode consiste à diviser la série totale de longueur  $n$  en sous séries de taille  $k$ . En prenant diverses valeurs successives pour le retard et différents points de départ, et en effectuant, pour chaque retard, la moyenne des statistiques  $R/S$  obtenues aux différents départs, on obtient une courbe dont la pente fournit la valeur estimée de l'exposant de Hurst. La régression linéaire ignore ici le deux premiers points, qui présentent peu d'information.

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

Le graphique 1.4 présente les distributions des  $H$  estimés par la méthode  $R/S$  à partir des séries simulées pour différentes valeurs de  $H$ . La méthode paraît robuste pour les valeurs de  $H$  comprises entre 0,6 et 0,8. À mesure que l'on s'éloigne de cet intervalle, les biais deviennent plus importants : le  $H$  est sous-estimé quand il se rapproche de 1, et sur-estimé quand il tend vers 0,5.

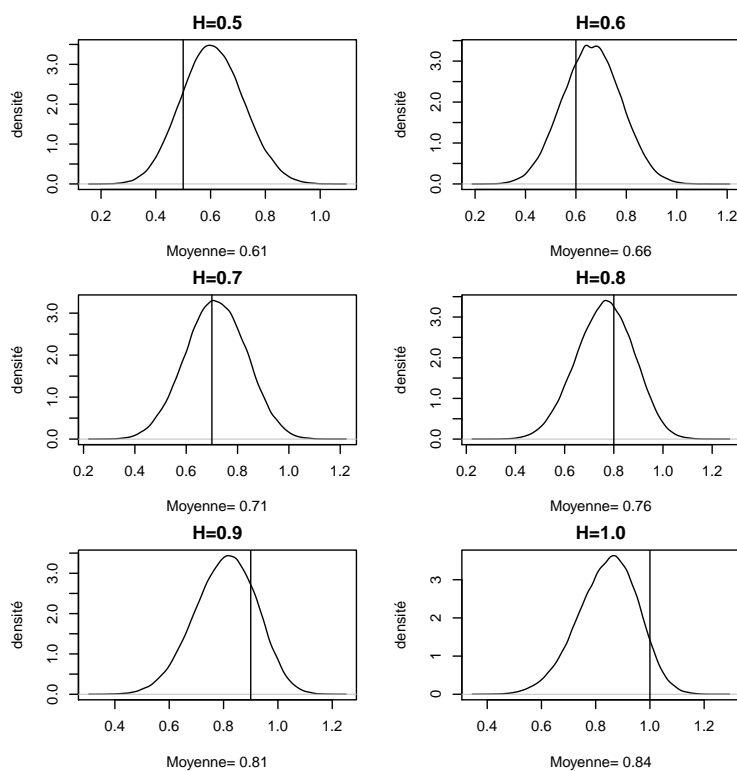
Graphique 1.4 – Distribution des  $H$  estimés par la méthode  $R/S$  à partir des séries simulées pour différentes valeurs de  $H$ 

TABLE 1.5 – Estimations du paramètre d'intégration fractionnaire pour les résidus des régressions des recettes sur les dépenses publiques des pays du G7, 1960-2006

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

**Estimation du paramètre d'intégration fractionnaire sur les résidus** La hiérarchie des différents pays de l'échantillon selon leurs paramètres fractionnaires vient confirmer et préciser les résultats de la section 1.3 (tableau 1.5). L'Allemagne et l'Italie sont les deux cas polaires de notre échantillon en matière de soutenabilité budgétaire : le premier présente des déséquilibres qui se résorbent très rapidement, le second des déséquilibres très persistants. Entre les deux figurent la France et le Royaume-Uni, plus proches du modèle allemand en termes de soutenabilité budgétaire, et le Canada, les États-Unis et le Japon, plus proches du second.

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

Un pays comme le Japon qui se rapproche de la limite, indique qu'il peut laisser diverger assez fortement ses recettes de ses dépenses, tout en assurant à long terme la stationnarité<sup>35</sup>. Une telle dynamique laisse envisager, après une divergence prolongée, un retour brutal vers le sentier d'équilibre. Le problème se déplace dans ce cas puisqu'il ne s'agit plus de modéliser la cible de long terme mais le comportement d'ajustement vers la cible<sup>36</sup>.

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

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

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

$$X_t = \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k \varepsilon_{t-k}, \quad (1.36)$$

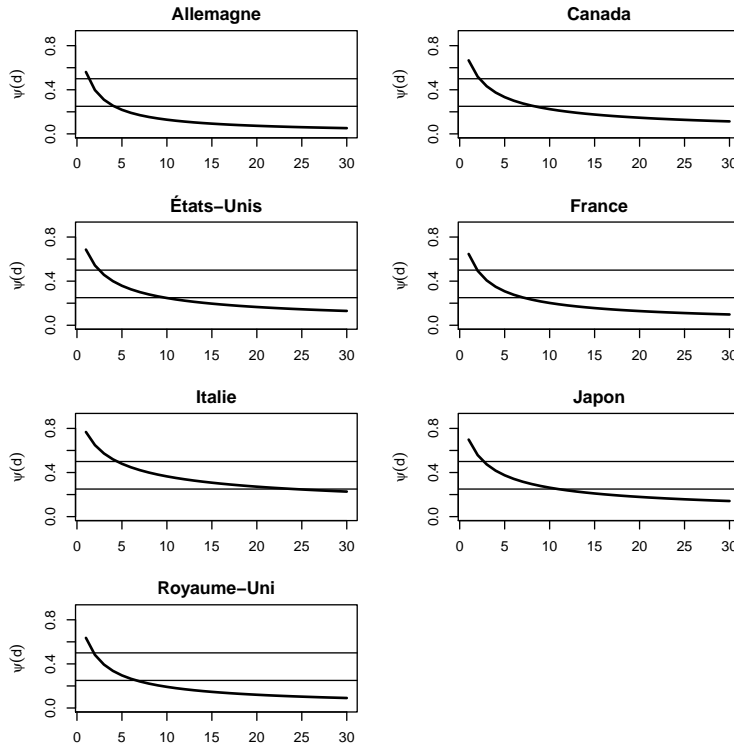
---

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

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

36. Cette question est traitée dans le chapitre 3.

Graphique 1.5 – Réponses impulsionnelles des séries résiduelles I(d)



où

$$\psi_k = \frac{\Gamma(k+d)}{\Gamma(d)\Gamma(k+1)} \quad k \geq 1, k \neq 0. \quad (1.37)$$

En utilisant (1.37), on déduit la forme par récurrence

$$\psi_{k+1}(d) = \frac{(k+d)\psi_k(d)}{(k+1)} \quad (1.38)$$

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

Les réponses impulsionnelles de mémoire longue sont présentées dans le graphique 1.5. On peut vérifier que la diminution est hyperbolique pour le système fractionnaire. Les deux droites horizontales d'ordonnées 0.25 et 0.5 dans le graphique 1.5 permettent d'évaluer la durée des conséquences d'un choc sur les déséquilibres budgétaires. Pour l'Allemagne par exemple, les trois-quarts du choc sont absorbés en moins de 5 ans, alors qu'il faut plus de 10 ans pour le Japon.

### 1.4.2 Modèle à correction d'erreur fractionnaire

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

#### Représentation du modèle à correction d'erreur fractionnaire

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

$$\Psi(L)(1-L)^D X_t = -\gamma \left(1 - (1-L)^b\right) (1-L)^{D-b} z_t + c(L)\varepsilon_t, \quad (1.39)$$

où  $\Psi(L)$  est une matrice polynomiale en  $L$ ,  $\Psi(0)$  étant la matrice identité,  $c(L)$  est un polynôme fini en  $L$  et  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc. Dans la section 1.3.3, il était considéré que  $D = b = 1$ . Il ne s'agit pas ici de remettre en question l'ordre d'intégration des séries parentes de recettes et dépenses publiques, donc  $D = 1$ , mais de calculer  $d$ , avec  $d = D - b$ , où  $b$  n'est plus forcément égal à 1. L'estimation du modèle à correction d'erreur fractionnaire revient dans ce cas à estimer  $\Psi(L)$ ,  $\gamma$  et  $c(L)$  de l'équation (1.39) réexprimée sous la forme

$$\Psi(L)(1-L)X_t = -\gamma \left(1 - (1-L)^{1-d}\right) (1-L)^d z_t + c(L)\varepsilon_t, \quad (1.40)$$

ou encore

$$\Psi(L)(1-L)X_t = -\gamma \left((1-L)^d - (1-L)\right) z_t + c(L)\varepsilon_t. \quad (1.41)$$

On peut retrouver ce résultat à partir de notre problème à deux variables. En différenciant la régression de cointégration (1.18), on obtient

$$\Delta rev_t + \beta \Delta exp_t = z_t - z_{t-1}. \quad (1.42)$$

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

$$z_t - \rho z_{t-1} = \varepsilon_t. \quad (1.43)$$

D'où

$$\Delta rev_t + \beta \Delta exp_t = (\rho - 1)z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1.44)$$

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

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

$$(1 - L)^d z_t = \varepsilon_t. \quad (1.45)$$

D'où

$$\Delta rev_t + \beta \Delta exp_t = \Delta z_t + (1 - L)^d z_t - \varepsilon_t \quad (1.46)$$

$$= ((1 - L)^d - (1 - L))z_t + \varepsilon_t \quad (1.47)$$

et l'on retrouve l'expression devant  $z_t$  de l'équation (1.41). La fonction retard  $((1 - L)^d - (1 - L))$ , développée en puissances de  $L$  par la série binomiale de l'équation (1.25), ne contient aucun terme en  $L^0$  et donc seulement des valeurs retardées du résidu  $z_t$ .

### Estimation du modèle à correction d'erreur fractionnaire

La première étape pour estimer le modèle à correction d'erreur fractionnaire consiste à soustraire la série résiduelle fractionnairement différenciée (selon le  $d$  du tableau 1.5) à la série résiduelle différenciée une fois, selon l'équation (1.47). Il est ensuite possible d'estimer, de la même façon que dans la section 1.3.3, le modèle à correction d'erreur fractionnaire.

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

*Allemagne :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.295^{**} \\ 0.583^{***} \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.081 & 0.383^{***} \\ 0.436^* & 0.07 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*Canada :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.167 \\ 0.174 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.347^{**} & -0.142 \\ 1.102^{***} & 0.182 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*États-Unis :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.468^{***} \\ 0.308^* \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.047 & -0.006 \\ 0.293 & 0.177 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*France :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.307^* \\ 0.423 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.187 & 0.383^{***} \\ 0.157 & 0.273 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*Italie :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.363^* \\ -0.356 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} -0.065 & 0.114 \\ 0.153 & -0.086 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*Japon :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.217 \\ 0.043 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.341^* & -0.133 \\ 0.247 & 0.022 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

*Royaume-Uni :*

$$\begin{pmatrix} \Delta rev_t \\ \Delta exp_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.227 \\ 0.5^{**} \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} 0.147 & 0.106 \\ 0.255 & 0.025 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta rev_{t-1} \\ \Delta exp_{t-1} \end{pmatrix}$$

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

Les rôles des recettes retardées sur les dépenses et des dépenses retardées sur les recettes sont modifiés. Si les dépenses retardées demeurent pertinentes pour expliquer les recettes allemandes et françaises, elles ne le sont plus pour



le Canada. En outre, les recettes retardées canadiennes restent pertinentes pour expliquer l'évolution des dépenses et le deviennent pour l'Allemagne.

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

Sur la base de ces estimations plus robustes, il est possible de mettre en avant plusieurs résultats. Tout d'abord, les pays qui ont la soutenabilité la plus forte (Allemagne, Royaume-Uni et France), ont tous au moins une force de rappel significative. Les autres pays n'ont pas de force de rappel significative (Canada, Japon), voire augmente encore les dépenses après un déséquilibre budgétaire, comme l'Italie. De plus, parmi les pays du premier groupe, l'Allemagne, dont la soutenabilité est la plus forte, est aussi celle dont les forces de rappel sont très significatives à la fois sur les recettes et sur les dépenses. La France et le Royaume-Uni, qui ont presque le même paramètre fractionnaire, présentent deux types d'ajustement en cas de déséquilibre : soit par les recettes pour la France, soit par les dépenses pour le Royaume-Uni. Enfin, la différence entre le France et l'Allemagne, en termes de valeur et de significativité des coefficients dans l'ensemble du modèle à correction d'erreur, réside uniquement dans la gestion de la force de rappel sur les dépenses publiques : non significative au seuil de 10% en France, elle est significative au seuil de 1% en Allemagne.

### 1.4.3 Le paramètre fractionnaire, reflet des institutions et de l'agrégation de comportements hétérogènes

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

La plus ou moins grande persistance des déséquilibres budgétaires des pays reflète vraisemblablement des caractéristiques macro-institutionnelles qui leur sont propres. L'organisation des institutions budgétaires sont en effet des actes politiques majeurs dans un pays démocratique, qui sont rarement soumis à de profondes réformes, comme le rappelle la section 1.2. Cette stabilité des institutions budgétaires permet de justifier l'idée que le paramètre  $d$  d'intégration fractionnaire reflète la nature du compromis institutionnel qui résout la tension entre des déséquilibres budgétaires amples et persistants et la soutenabilité. Il est possible alors de préciser l'interprétation de la persistance des déséquilibres budgétaires globaux en les considérant comme l'agrégation de déséquilibres internes eux-mêmes plus ou moins persistants.

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

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

$$z_{it} = \alpha_i z_{it-1} + x_t + \varepsilon_{it}, \quad (1.48)$$

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

On réécrit (1.48)

$$z_{it} = \left( \sum_{k=0}^{\infty} \alpha_i^k L^k \right) x_t + \frac{\varepsilon_{it}}{(1 - \alpha_i L)}, \quad (1.49)$$

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

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

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

$i$ ,

$$z_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_{it} \quad (1.50)$$

$$= \left( \sum_{k=0}^{\infty} \hat{\mu}_k L^k \right) x_t + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\varepsilon_{it}}{(1 - \alpha_i L)}, \quad (1.51)$$

avec

$$\hat{\mu}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \alpha_i^k. \quad (1.52)$$

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

$$\mu_k = \int_0^1 \alpha^k f(\alpha) d\alpha. \quad (1.53)$$

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

$$f(\alpha; a, b) = \frac{1}{B(a, b)} \alpha^{a-1} (1 - \alpha)^{b-1} \quad (1.54)$$

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

$$B(a, b) = \frac{\Gamma(a + b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)}. \quad (1.55)$$

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

La première figure du graphique 1.6 permet de voir que plus  $b$  est petit, plus la masse des coefficients autorégressifs est concentrée près de l'unité, donc plus il y a de processus très persistants, à moyenne donnée. La seconde

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

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

Graphique 1.6 – Réponses impulsionnelles moyennes selon la distribution des différents paramètres autorégressifs

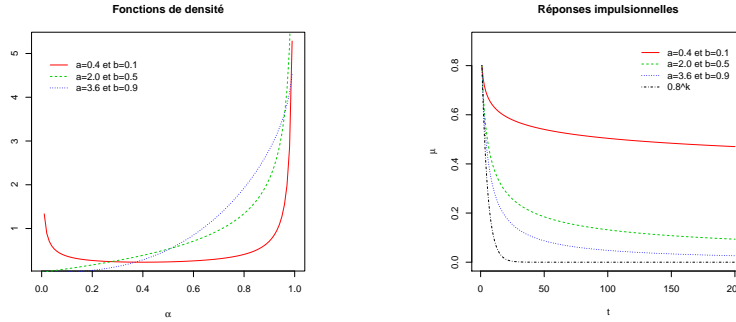


figure du graphique 1.6 atteste bien que plus  $b$  est petit, plus le retour à l'équilibre après un choc est long. Cette seconde figure illustre en outre un résultat que Zaffaroni (2004) démontre formellement : les rythmes de décroissance des réponses impulsionnelles sont plus faibles pour la moyenne de dynamiques hétérogènes, avec  $\mu_k \sim ck^{-b}$  quand  $k \rightarrow \infty$  ( $c > 0$ ), que si tous les coefficients autorégressifs étaient les mêmes (ici égaux à 0.8), avec  $\mu_k \sim \mu^k$  quand  $k \rightarrow \infty$ <sup>41</sup>.

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

$$\lim_{k \rightarrow \infty} cov(U_t, U_{t+k}) \sim c' k^{1-2b} \quad (1.56)$$

avec  $c' > 0$ . On rappelle aussi que la limite de la fonction d'autocovariance d'un processus à mémoire longue, donnée par l'équation (1.31), s'écrit

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \gamma_k = c'' k^{2d-1}, \quad (1.57)$$

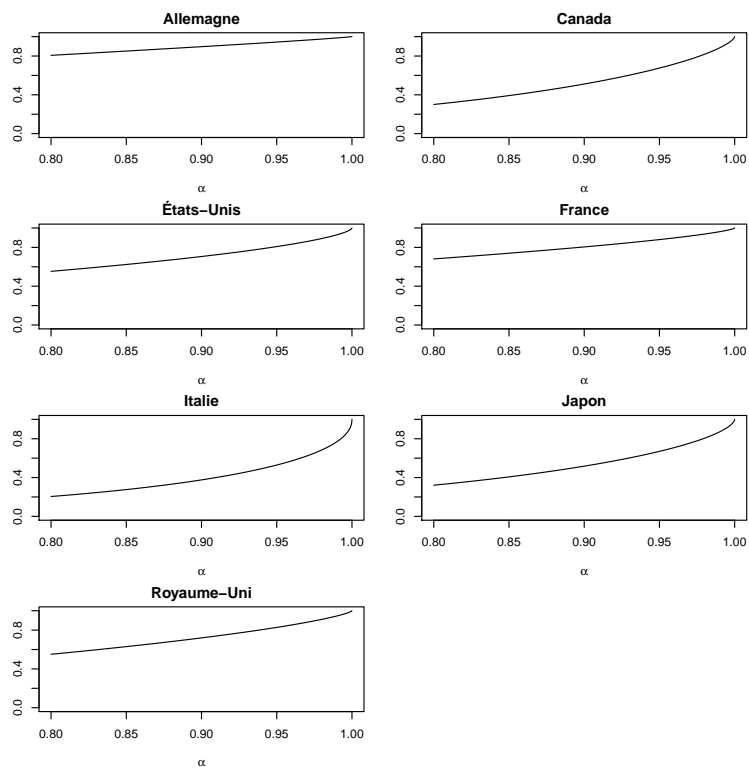
avec  $c'' > 0$ . On en déduit une relation simple entre le paramètre de mémoire longue  $d$  et le paramètre  $b$  de la fonction de densité  $f(\alpha)$

$$d = 1 - b. \quad (1.58)$$

Nous calculons alors la fonction de répartition des paramètres autorégressifs des déséquilibres entre recettes et dépenses publiques des différentes

41. Le taux de décroissance de  $\mu_k$ , autrement dit la persistance du choc agrégé, dépend seulement du comportement proche de l'unité de  $f(\alpha)$ , autrement dit de  $b$ . Les résultats obtenus à partir de la distribution Beta peuvent alors être généralisés à d'autres distributions de type  $(1 - \alpha)^b$ .

Graphique 1.7 – Répartition des paramètres autorégressifs des déséquilibres entre recettes et dépenses publiques des différentes unités budgétaires des pays du G7



unités budgétaires des pays du G7 dans le graphique 1.7<sup>42</sup>. Il apparaît effectivement que les pays dont la masse des coefficients est plus concentrée près de l'unité exhibent une mémoire plus longue : l'Allemagne par exemple a 6% des coefficients autorégressifs des déséquilibres internes supérieurs à 0,95, contre 47% pour l'Italie. Entre les deux, on retrouve le Canada et le Japon proches du tiers et les États-Unis, le Royaume-Uni et la France inférieurs à un cinquième.

La limite de tels résultats est qu'ils ne permettent pas de saisir la part imputable à une plus grande moyenne des coefficients autorégressifs et celle imputable à une plus forte hétérogénéité des comportements pour certains pays. Le graphique 1.8 permet de répondre à cette question. L'idée est de calculer les effets propres à chacun de ces deux déterminants. Trois réponses impulsionnelles sont ainsi représentées :

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

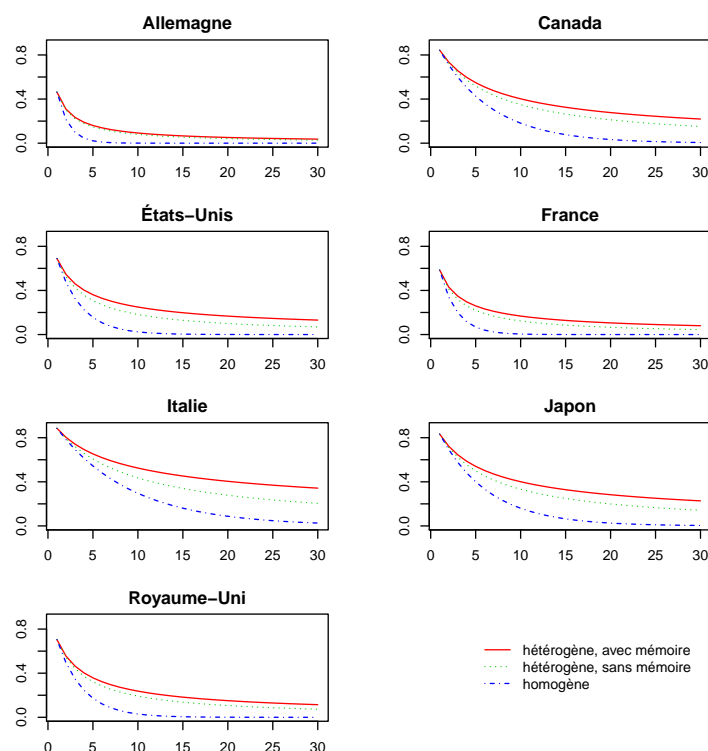
Pour résumer, les trois réponses impulsionnelles pour chaque pays sont issues de l'agrégation de coefficients autorégressifs dont la moyenne est la même. Ainsi, seule l'hétérogénéité permet de comprendre les différences entre les courbes. L'effet global de l'hétérogénéité est appréhendé par la différence entre la courbe avec hétérogénéité et mémoire et la courbe avec homogénéité. Au sein de cet effet hétérogène, on isole la composante propre à la mémoire longue, qui fixe la masse des coefficients proches de l'unité, selon l'équation (1.58).

Le résultat majeur, à la lecture du graphique 1.8, est que l'hétérogénéité des coefficients autorégressifs peut être fortement responsable de la persistance des déséquilibres budgétaires globaux. La réduction de la persistance des déséquilibres budgétaires en Allemagne, en France, aux États-Unis et au Royaume-Uni, à un horizon de cinq ans, passe ainsi moins par une baisse globale de la persistance des déséquilibres que par une diminution de la part des budgets les moins soumis aux ajustements budgétaires. Cette diminu-

---

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

Graphique 1.8 – Réponses impulsionnelles des séries résiduelles globales estimées avec ou sans effet d’hétérogénéité des coefficients autorégressifs internes pour les pays du G7, 1960-2006



tion peut être réalisée au profit des budgets qui connaissent habituellement les ajustements les plus rapides, sans remettre en cause la baisse de la persistance globale des déficits. Pour les pays dont les déséquilibres budgétaires globaux sont les plus persistants (Canada, Japon et Italie), l’effet dominant, à un horizon de cinq ans, est en revanche une persistance moyenne plus élevée des différents déséquilibres budgétaires internes.

## 1.5 Conclusion

Ce chapitre propose de mesurer la soutenabilité de long terme des finances publiques dans les pays du G7 entre 1960 et 2006. Plus précisément, on évalue la force du lien qui unit les recettes et les dépenses publiques par une approche fractionnaire qui permet de considérer l’infinité de réels qui peuvent caractériser l’ordre d’intégration d’une série. L’estimation de la *mémoire longue* des finances publiques à travers ce paramètre fractionnaire assure ainsi la prise en compte de déséquilibres budgétaires étalés dans

le temps, sans être pour autant cumulatifs. Cela permet de se soustraire à la critique de Bohn (2007), selon lequel les tests économétriques sont mal adaptés pour tester la soutenabilité des finances publiques dans la mesure où la contrainte budgétaire publique impose de très faibles restrictions économétriques. En effet, il importe moins ici de savoir si la contrainte budgétaire publique est satisfaite, ou non, que d'estimer la vitesse à laquelle les déséquilibres sont résorbés. L'estimation d'un modèle à correction d'erreur fractionnaire permet en outre une comparaison plus précise des différentes dynamiques budgétaires des pays du G7. Ces modèles peuvent être interprétés comme des fonctions de réaction des autorités budgétaires, que Bohn (2007) suggère d'ailleurs de développer.

Trois résultats ont été mis en avant.

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

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



elle est non significative au seuil de 10% en France.

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

## 1.6 Annexes

### 1.6.1 Description des séries

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

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

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

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

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

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

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

### 1.6.2 La mise en place de règles budgétaires dans les pays du G7

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

*Allemagne :*

REB : une règle d'or limite l'emprunt net au niveau de l'investissement public, sauf en cas de *perturbations de l'équilibre économique global*. Une

nouvelle règle d'équilibre budgétaire a été entérinée en juin 2009. Après une période de transitions entre 2011 et 2016 (2020 pour les Lander), le solde structurel ne devra pas être en dessous de -0,35%. L'Allemagne a la particularité de disposer d'une règle *limitative* d'équilibre budgétaire courant inscrite dans la Loi fondamentale depuis 1969, qui s'applique à l'échelon fédéral et pour les Lander.

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

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

*Canada :*

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

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

*États-Unis :*

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

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

*France :*

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

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

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

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

*Italie :*

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

*Japon :*

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

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

*Royaume-Uni :*

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

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

REB et RD (supranationales) : Traité de Maastricht.



# Vitesse et composition des ajustements budgétaires en équilibre général

---

## 2.1 Introduction

La succession rapide d'une politique de relance budgétaire après la crise financière de 2007 et de consolidation depuis 2010 amène certains économistes à se demander si les politiques d'austérité ne vont pas trop vite (Corsetti, 2012). L'actualité, plus particulièrement en zone euro, pose une nouvelle fois la question du rythme des ajustements et de leur composition. L'objectif de ce chapitre est de formuler certaines réponses à l'aide d'un modèle d'équilibre général.

L'hypothèse de base ici est qu'il existe différentes manières de respecter la contrainte budgétaire intertemporelle publique qui viennent modifier l'impact global de la relance. La consolidation budgétaire, qui permet le retour à l'équilibre, est ici étudiée sous deux angles : d'une part sa vitesse, qui désigne la sensibilité des différents instruments budgétaires à la dynamique de la dette publique ; d'autre part sa composition, qui correspond à la part de l'ajustement imputable à une augmentation des recettes et celle imputable à une diminution des dépenses. Nous cherchons à évaluer les effets des différentes relances budgétaires selon la vitesse et la composition de l'ajustement qui suit.

L'interdépendance entre les politiques de relance budgétaire et celles de consolidation est centrale dans ce questionnement. Dans ce cas, elles doivent être étudiées dans un cadre unique, ici un modèle d'équilibre général. Seuls trois articles à notre connaissance traitent de l'impact de différentes vitesses de consolidation en équilibre général. Galí *et al.* (2007b), sans que ce soit l'objet principal de leur article, affichent des résultats ambigus. Leeper *et al.* (2010a), en introduisant des ajustements distorsifs, font varier la vitesse d'ajustement, mais à partir d'un modèle très stylisé dont l'ambition est avant tout théorique. Enfin Challe et Ragot (2011), à partir d'un modèle avec agents hétérogènes et marchés incomplets, présentent des résultats qui dépendent explicitement de la vitesse de l'ajustement. Aucune analyse positive systématique des effets de différentes relances budgétaires en fonction

de la vitesse et de la composition des ajustements n'a pourtant été réalisée jusqu'à présent dans un modèle unique d'équilibre général.

Le modèle original présenté ici s'inspire de celui de Baxter et King (1993). On y incorpore une concurrence monopolistique sur le marché des biens et du travail, ainsi que des rigidités nominales et réelles (Christiano *et al.*, 2005; Smets et Wouters, 2003, 2007), qui permettent de tenir compte d'effets de demande à la suite d'une relance. On ajoute une fraction d'agents non ricardiens (Galí *et al.*, 2007b), dont la spécificité est de consommer tout leur revenu courant. Plusieurs études économétriques récentes montrent la pertinence d'une telle spécification en soulignant la réaction positive immédiate de la consommation privée à la suite d'une politique budgétaire de relance spécifique aux ménages (Parker *et al.*, 2011). En outre, des secteurs importateurs et exportateurs sont modélisés (Erceg *et al.*, 2005)<sup>1</sup>. Cela permet de tenir compte d'une des critiques historiques faites aux relances budgétaires, selon laquelle de telles politiques se révèlent moins efficaces qu'en économie fermée et augmentent le déficit courant<sup>2</sup>. Enfin, les différentes taxes et dépenses publiques réagissent de manière endogène à l'évolution de la dette publique. La variation des élasticités de ces instruments budgétaires à l'écart de dette publique par rapport à la dette d'équilibre permet ainsi d'étudier l'impact des différentes vitesses et compositions des ajustements budgétaires<sup>3</sup>.

Ces différents ajouts sont reliés entre eux par un jeu d'interdépendances, dont il peut paraître difficile de voir les effets propres dans l'analyse de la politique budgétaire. Or, Leeper *et al.* (2011) mettent en garde contre le fait que l'ampleur du multiplicateur budgétaire est déjà déterminée dans la spécification-même du modèle. C'est la raison pour laquelle la construction du modèle est telle que chacun des blocs est considéré comme un cas particulier du modèle complet, de manière à identifier les principaux canaux de transmission de chacune des politiques de relance et de consolidation.

Le modèle est alors calibré à partir des données de la zone euro dans son ensemble<sup>4</sup>, les effets estimés doivent donc être interprétés comme une moyenne pondérée des effets des chocs budgétaires des pays membres de la

---

1. La zone euro est considérée ici comme un *petit pays*, en suivant Adolfson *et al.* (2007). L'inflation, la production et les taux d'intérêt étrangers sont ainsi donnés de manière exogène. Adolfson *et al.* (2007) justifient ce choix à partir d'un modèle VAR à dix variables pour la zone euro et trois variables (inflation, production et taux d'intérêt) pour l'étranger, où les variables de la zone euro sont responsables seulement d'une petite fraction des mouvements des variables étrangères.

2. Voir Abbas (2010) pour un traitement récent des déficits jumeaux.

3. L'ensemble des équations du modèle non linéaire ainsi que la résolution du système à l'état stationnaire sont présentés en annexe.

4. Une autre option aurait été de faire une estimation bayésienne pour chaque modèle étudié. Dans ce cas, il aurait été cependant plus difficile de mesurer l'effet propre de chaque nouveau bloc ajouté (agents non ricardiens, secteurs importateur et exportateur), dans la mesure où tous les paramètres auraient changé. Cette question est abordée plus précisément par la suite.

zone. Dans la mesure où les politiques budgétaires sont prises à l'échelon national, cette hypothèse est réductrice car on ne peut tenir compte dans ce cas des effets sur les autres pays de la zone. Cependant, comme le remarquent Forni *et al.* (2009), se concentrer sur la zone euro dans son ensemble présente plusieurs avantages : tenir compte facilement de l'interaction avec la politique monétaire ; conserver un modèle relativement simple en analysant un seul pays dans une union monétaire ; comparer les résultats des simulations au modèle de Smets et Wouters (2003) et aux simulations réalisées pour les États-Unis.

La question du rythme des ajustements budgétaires peut aussi être traitée de manière normative. Adam (2011) montre ainsi qu'un niveau plus élevé de dette publique donne naissance à des risques plus importants de hausse des taxes distorsives et qu'une vitesse plus rapide de réduction des dépenses est alors optimale. Une analyse du *bien-être* dans un modèle de taille relativement importante, avec différents ménages notamment, semble cependant plus difficile comme le soulignent Drautzburg et Uhlig (2011). Les auteurs montrent ainsi la très forte sensibilité de leur mesure du bien-être aux préférences des ménages contraints. Nous privilégions donc, comme la plupart des articles récents sur ce thème, une étude en termes de multiplicateurs budgétaires, que Uhlig (2010) définit comme le ratio entre la somme actualisée de la production supplémentaire et la somme actualisée des dépenses supplémentaires.

À partir de ce modèle, on simule différents chocs de relance en faisant varier la vitesse et la composition des consolidations mises en place pour revenir à l'équilibre. Trois résultats peuvent être mis en avant.

Premièrement, les deux résultats principaux établis dans un article récent de Corsetti *et al.* (2012) dépendent du choix de la vitesse d'ajustement budgétaire que les auteurs considèrent comme donnée. Ces derniers montrent ainsi que l'incorporation d'ajustements budgétaires *via* une diminution des dépenses publiques dans un cadre néokeynésien permet d'obtenir, à la suite d'une relance par la consommation publique, une réponse positive de la consommation des ménages et une dépréciation du taux de change réel, conformément à leurs estimations empiriques<sup>5</sup>. Dans notre modèle, ces résultats ne peuvent être reproduits que pour des vitesses de réduction des dépenses publiques particulièrement rapides, et ne peuvent fournir une représentation moyenne des effets des ajustements.

Deuxièmement, l'efficacité à stimuler la production dépend de l'instrument de relance privilégié. Ceux dont l'effet multiplicateur est le plus important sont l'investissement public, la consommation publique et les transferts

---

5. Si la consommation publique diminue plus rapidement après la relance, les anticipations d'inflation à moyen terme seront moins élevées, la banque centrale plus accommodante et donc les taux d'intérêt réels, au moment de la relance, plus faibles. La consommation et l'investissement privés seront alors plus élevés et le taux de change réel se dépréciera, contrairement aux résultats standards dans un modèle néokeynésien.



ciblés. Cette hiérarchie est identique à celle de Coenen *et al.* (2012). Le multiplicateur est d'environ 1,4 pour les deux premiers instruments, ce qui est proche des estimations empiriques de Beetsma et Giuliadori (2011), calculées à partir d'un VAR en panel sur 14 pays de l'Union européenne. De plus, les multiplicateurs des recettes sont plus faibles que ceux des dépenses, particulièrement pour les impôts sur les revenus du capital et les cotisations sociales employeurs. Ces deux taxes, qui ont en commun de favoriser l'offre de biens par la diminution des coûts de production, ont ainsi un effet limité sur la production, plus faible encore si la demande se contracte par la baisse des dépenses publiques. Différents multiplicateurs, selon ces instruments, pourraient expliquer en partie pourquoi les estimations empiriques aboutissent à des résultats sensiblement différents si elles ne prennent pas en considération la composition des plans de relance.

Troisièmement, quel que soit l'instrument budgétaire privilégié pour la relance, une accélération de l'ajustement budgétaire entraîne un effet négatif sur la production à moyen terme. Si l'anticipation d'un ajustement rapide après une relance peut avoir des effets bénéfiques à court terme, *via* des taux d'intérêt réels plus faibles, les effets négatifs sur la production dominent largement ensuite. Dans le cas d'un ajustement rapide, sa composition importe et l'impact négatif sur la production sera moins fort s'il passe davantage par une augmentation des recettes. Autrement dit, les coûts supplémentaires d'une augmentation plus rapide des taxes (pour maintenir une même vitesse d'ajustement) sont inférieurs aux gains d'une diminution plus lente des dépenses. Enfin, la composition de l'ajustement joue un rôle plus faible sur la production lorsque l'ajustement est très graduel.

La section 2.2 présente une revue de littérature. La section 2.3 décrit le modèle utilisé et son calibrage. La section 2.4 examine les réponses impulsionnelles des principales variables à un choc sur les différents instruments budgétaires. La section 2.5 calcule les multiplicateurs budgétaires en fonction du modèle retenu et simule des politiques de consolidation budgétaire en faisant varier leur vitesse et leur composition. La section 2.6 conclut.

## 2.2 Revue de littérature

Historiquement, la question des consolidations budgétaires n'a suscité que peu d'intérêt dans les articles examinant les effets des politiques budgétaires en équilibre général. En effet, dans un modèle avec des marchés parfaits, un agent optimisateur à durée de vie infinie et des taxes forfaitaires, la dynamique des variables ne dépend pas du mode de financement de la relance (par la dette publique ou par des taxes), du fait de l'équivalence ricardienne<sup>6</sup>. Cette hypothèse présente l'avantage de simplifier le

---

6. Ce résultat est mis en évidence par Barro (1974). D'autres conditions, discutées dans Elmendorf et Mankiw (1999) par exemple, sont nécessaires pour obtenir ce résultat, toutes

problème en faisant de la dynamique de la dette publique une question non pertinente, mais limite en même temps l'évaluation de politiques budgétaires plausibles. Plusieurs auteurs ont alors développé des modèles qui remettent en cause cette équivalence, soit par l'imperfection de l'altruisme intergénérationnel, soit par l'imperfection des marchés de capitaux, soit par l'incorporation de taxes distorsives. Dans une contribution importante, Heathcote (2005) montre que ce dernier point est un des principaux déterminants de la non-neutralité du financement de la dette publique. Nous situant dans cette perspective générale de non-équivalence ricardienne, nous abordons ici plus spécifiquement la question des ajustements budgétaires distorsifs.

Plusieurs études ont souligné que l'introduction de taxes distorsives pour financer le déficit, à la place de taxes forfaitaires, pouvait modifier radicalement les résultats. Selon Baxter et King (1993), le financement distorsif de dépenses publiques supplémentaires réduit les incitations des individus à travailler et à investir et diminue donc la production. Ce résultat s'oppose à celui d'un financement forfaitaire des dépenses, où prime l'effet de richesse négatif qui incite les individus à augmenter leur offre de travail, et augmente donc la production. D'autres auteurs, comme Ohanian (1997) ou encore Burnside *et al.* (2004) soulignent ces différences, toujours dans un cadre néoclassique.

Il est cependant remarquable que Eggertsson (2010), dans son analyse des différents types de relance budgétaire conduite dans un cadre néokeynésien avec rigidités nominales, considère en première approximation que la consolidation ne joue pas de rôle sur l'évaluation d'une politique de relance. Leeper *et al.* (2010a) réactivent alors l'intérêt pour une prise en compte explicite des dynamiques de financement à moyen terme des différentes relances budgétaires, afin d'évaluer leur impact global. Néanmoins, leur cadre de référence est un modèle néoclassique très stylisé qui reproduit difficilement les données empiriques. L'idée est donc de constituer un modèle avec des instruments budgétaires détaillés<sup>7</sup>, dont le cadre est néokeynésien comme Eggertsson (2010), mais où ces différents instruments réagissent à l'évolution de la dette publique, comme Leeper *et al.* (2010a). Eggertsson (2010) suggère d'ailleurs de remettre en cause le financement forfaitaire des relances budgétaires et Leeper *et al.* (2010a) de tester la sensibilité des résultats à l'introduction de transferts distorsifs, d'agents non ricardiens et de dépenses publiques productives<sup>8</sup>.

---

remplies dans les modèles d'équilibre général standard.

7. L'intérêt de comparer différents instruments de relance budgétaire est lui-même récent (Forni *et al.*, 2009; Eggertsson, 2010; Coenen *et al.*, 2012). La plupart des études se focalisent ainsi sur les effets d'une augmentation de la consommation publique, à l'exception de certaines qui examinent, en équilibre général, une relance par l'investissement public (Straub et Tchakarov, 2007; Leeper *et al.*, 2010b).

8. Forni *et al.* (2009) développent un modèle avec ajustements distorsifs dans un cadre néokeynésien, mais n'abordent pas explicitement la question du financement d'une relance. Notre modèle est par ailleurs en économie ouverte, contrairement au leur.

Le corollaire de l'incorporation d'ajustements budgétaires distorsifs est l'importance de la vitesse de la consolidation et de sa composition. En effet, dès lors que l'équivalence ricardienne est écartée, la valeur de l'élasticité des instruments budgétaires à la dette publique influence nécessairement le comportement des agents et la dynamique des variables. Pourtant, cette question est très peu abordée dans les articles qui analysent les politiques budgétaires en équilibre général avec ajustements distorsifs, alors que les résultats peuvent être sensiblement différents.

Il faut d'emblée remarquer que dans cette littérature, la question de la vitesse de l'ajustement est présente de manière détournée, y compris dans les modèles avec financement forfaitaire des dépenses publiques supplémentaires, à travers la persistance du choc de relance. Baxter et King (1993) comparent ainsi les effets de mesures permanentes à ceux de mesures transitoires, et montrent que la production croît davantage dans le premier cas, dans la mesure où l'offre de travail réagit davantage, du fait d'un effet de richesse négatif plus important, qui augmente la productivité marginale du capital, et donc l'investissement. Woodford (2011) aussi montre que le niveau du multiplicateur dépend fortement de la durée de la relance, à l'origine des divergences dans les évaluations récentes des plans de relance, sur lesquelles nous reviendrons. La question de la vitesse de l'ajustement semble cependant plus pertinente que celle de la persistance du choc de relance, comme nous l'expliquerons par la suite.

Dans la section de Baxter et King (1993) qui traite des ajustements distorsifs, les auteurs formalisent une *version stylisée* de l'amendement Gramm-Rudman-Hollings de 1985 aux États-Unis, selon lequel les dépenses publiques actuelles doivent être financées par les impôts actuels. Les auteurs montrent alors que l'augmentation des taux d'imposition réduit les incitations des individus à travailler et à investir, réduit donc la base imposable, et nécessite une augmentation supplémentaire des taux. Il en résulte une chute instantanée de la production d'autant plus importante. Cet effet multiplicateur à l'envers pourrait cependant se modifier si l'augmentation des impôts était lissée et non pas immédiate. Cette idée est confirmée par Burnside *et al.* (2004) sans pourtant que les auteurs étudient la sensibilité des résultats à la vitesse de l'ajustement budgétaire. À partir d'un modèle semblable à celui de Baxter et King (1993), mais où l'augmentation des taxes ne compense plus immédiatement celle des dépenses, Burnside *et al.* (2004) ne trouvent ainsi pas de baisse de l'offre de travail, au contraire celle-ci augmente à court terme. En effet, la forme en cloche de la réponse des taxes induit un effet de substitution intertemporel des ménages qui préfèrent travailler tant que les taxes sur le travail sont relativement moins élevées. Cet effet domine à court terme l'effet intratemporel qui incite les ménages à substituer du loisir au travail.

Le mécanisme décrit précédemment semble aussi à l'oeuvre dans Drautzburg et Uhlig (2011). Avec l'objectif d'évaluer l'impact du plan de relance

américain de 2009, Drautzburg et Uhlig (2011) montrent que la production peut être négative à long terme si la relance est financée par des taxes sur les revenus du travail. La vitesse de l'ajustement n'est pas en elle-même discutée. Cependant, leur étude de sensibilité montre qu'un doublement de l'élasticité de ces taxes à l'écart de dette publique à sa cible entraîne une diminution de l'impact négatif sur la production.

Enfin, Challe et Ragot (2011) présentent des résultats qui dépendent explicitement de la vitesse de l'ajustement. Dans leur modèle, les agents font face à un risque idiosyncrasique non assurable sur leur revenu et ont des capacités limitées d'emprunt. Si les taxes augmentent lentement après une relance par les dépenses publiques, la dette augmente et est utilisée comme auto-assurance par les agents. Alors la consommation des ménages et la demande de travail des entreprises, contraints financièrement, augmentent. En revanche, si les taxes augmentent rapidement, l'effet de richesse standard domine l'effet liquidité, la consommation privée et les salaires diminuent. Attribuer à la dette publique le rôle de fournisseur de liquidité dans une économie où celle-ci est rare déplace cependant notre problème qui est de comprendre les effets propres des recettes et des dépenses dans l'économie lors d'un épisode de consolidation. Il apparaît dès lors légitime d'étudier l'impact sur les multiplicateurs budgétaires d'une consolidation selon sa vitesse et sa composition.

## 2.3 Modèle

### 2.3.1 Présentation du modèle

Le modèle de base est similaire à celui de Christiano *et al.* (2005) et de Smets et Wouters (2003, 2007), que nous développons en considérant une économie ouverte, des ménages non ricardiens et des instruments budgétaires détaillés. Au sein de la zone euro, définie comme l'économie domestique, on considère quatre types d'agents : les ménages, les entreprises, l'autorité monétaire et l'autorité budgétaire<sup>9</sup>.

Les ménages sont de deux types : les ménages ricardiens consomment, travaillent, épargnent et empruntent tandis que les ménages non ricardiens consomment et travaillent mais n'ont pas recours aux marchés financiers (ils consomment tout leur revenu courant). Les offres de travail sont différenciées entre tous les ménages, qui sont donc en concurrence monopolistique. Les ménages ricardiens fixent leurs salaires. À chaque période, une fraction de ces ménages peut les réoptimiser tandis que pour les autres, ils sont indexés partiellement sur l'inflation passée. Les ménages non ricardiens, quant à eux, fixent leurs salaires à la moyenne des salaires des ménages ricardiens.

---

9. Les choix de modélisation ainsi que leur impact dans la dynamique du modèle sont étudiés dans les sections suivantes.

Les entreprises productrices de biens intermédiaires, ainsi que les entreprises exportatrices et importatrices, sont aussi en concurrence monopolistique avec un pouvoir de fixation des prix, où seule une fraction peut les réoptimiser à chaque période tandis que les autres les indexent sur l'inflation passée.

Pour chacun des quatre marchés en concurrence monopolistique, il existe un agrégateur représentatif des différentes offres, qui est en concurrence parfaite et offre un bien final domestique, un bien final importé, un bien final exporté et une offre de travail globale.

Les entreprises importatrices achètent un bien final étranger en monnaie étrangère qu'elles différencient et vendent dans l'économie domestique. Les entreprises exportatrices achètent un bien final domestique, en monnaie domestique, qu'elles différencient et vendent à l'étranger. La rigidité des prix, fixés dans la monnaie du consommateur par les entreprises importatrices et exportatrices, entraîne un *pass-through* incomplet du taux de change.

Des producteurs de biens de consommation finaux agrègent consommation domestique et consommation importée. Il en va de même pour l'investissement.

Des producteurs de biens d'équipement investissent et accumulent du capital qu'ils louent aux producteurs de biens intermédiaires.

Les entreprises productrices de biens intermédiaires louent les services en capital (au producteur de biens d'équipement) et le travail (à l'agrégateur des différentes offres de travail). Les services en capital représentent une fraction variable du stock de capital. S'ajoute du capital public dans une fonction de production à rendements d'échelle croissants. La croissance évolue selon un progrès technique spécifique à l'investissement, un progrès technique non spécifique et la taille de la population. Le modèle comporte donc trois racines unitaires.

Plusieurs rigidités réelles sont incorporées dans le modèle : des habitudes de consommation ; des coûts d'ajustement de l'investissement ; des coûts de variation de l'utilisation du capital ; des coûts de modification de la part de la consommation importée dans la consommation totale (*idem* pour l'investissement) ; une prime de risque à l'achat de titres étrangers.

L'autorité monétaire, ou banque centrale, fixe les taux d'intérêt nominaux selon une règle de Taylor, avec un lissage des taux d'intérêt.

L'*autorité budgétaire* mène une politique qui correspond à la moyenne pondérée des politiques budgétaires des pays membres. Elle dispose de divers instruments : du côté des dépenses, la consommation publique, l'investissement public (qui crée du capital public entrant dans la fonction de production des biens intermédiaires), les transferts globaux et, en leur sein, les transferts dirigés spécifiquement vers les ménages non ricardiens ; du côté des recettes, une taxe sur les revenus du capital, une sur la consommation, une sur les revenus du travail, un taux de cotisations sociales employés, un taux de cotisations sociales employeurs et des emprunts. Dépenses et re-

cettes publiques réagissent à l'évolution de la dette publique par rapport à la dette cible, fixée à 60% du PIB dans le Traité de Maastricht.

### 2.3.2 Ménages

#### 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

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t L_t \left( \log(c_{rt} - hc_{rt-1}) - \psi \frac{(l_{rt}^s)^{1+\vartheta}}{1+\vartheta} \right), \quad (2.1)$$

où  $\mathbb{E}_0$  est l'opérateur d'espérance conditionnelle évaluée au temps  $t = 0$ ,  $\beta$  le facteur d'escompte,  $\psi$  le paramètre qui gouverne le poids relatif des heures travaillées,  $h$  celui qui détermine les habitudes de consommation<sup>10</sup>, et selon cette spécification de la fonction d'utilité,  $\vartheta$  est l'inverse de l'élasticité de l'offre de travail de Frisch<sup>11</sup>. La taille du ménage,  $L_t$ , croît au taux exogène  $\gamma_t^L$ . Ce processus introduit la première racine unitaire dans le modèle mais n'affectera que les niveaux absolus des variables, et non ceux exprimés par tête.

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, respectivement domestique et étranger. 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<sup>12</sup>. Nous faisons l'hypothèse que  $\Gamma(\cdot)$  dépend de la part des

10. Cette spécification permet une réponse de la consommation plus graduelle après un choc, en rendant les changements coûteux en terme d'utilité (Fuhrer, 2000; Boldrin *et al.*, 2001).

11. Autrement dit,  $1/\vartheta$  est l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire qui laisse constante l'utilité marginale de la consommation.

12. Cette spécification est utilisée notamment par Erceg *et al.* (2005). Si les ménages domestiques sont débiteurs nets vis-à-vis de l'étranger, une prime de risque s'exerce sur le taux d'intérêt étranger (si  $ex_t b_{rt}^W < 0$ ,  $\Gamma(\cdot) > 1$ ). S'ils sont prêteurs nets vis-à-vis de l'étranger, leur rémunération nette est inférieure à  $R_t^W$  (si  $ex_t b_{rt}^W > 0$ ,  $\Gamma(\cdot) < 1$ ). La parité des taux d'intérêt n'est pas assurée à court terme. Schmitt-Grohé et Uribe (2003) montrent qu'une telle spécification, qui contraint les actifs extérieurs nets à revenir à leur niveau d'équilibre (ici zéro), évite le risque de non-stationnarité. Voir la forme fonctionnelle dans l'annexe 2.7.2.

titres publics étrangers dans l'économie domestique, soit

$$\tilde{b}_t^W = \frac{\int_0^1 b_{rt}^W dr}{p_t y_t^d}. \quad (2.2)$$

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

$$\begin{aligned} & (1 + \tau_t^c) \frac{p_t^c}{p_t} c_{rt} + \frac{b_{rt}}{p_t} - R_{t-1} \frac{1}{\gamma_t^L} \frac{b_{rt-1}}{p_t} \\ & + \frac{ex_t b_{rt}^W}{p_t} - R_{t-1}^W \Gamma \left( ex_t \tilde{b}_{t-1}^W \right) \frac{1}{\gamma_t^L} \frac{ex_t b_{rt-1}^W}{p_t} \\ & = (1 - \tau_t^n - \tau_t^{wh}) w_{rt} l_{rt}^s + F_t + T_{rt}, \end{aligned} \quad (2.3)$$

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,  $\tau_t^c$ ,  $\tau_t^n$  et  $\tau_t^{wh}$  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<sup>13</sup>.

### Ménages non ricardiens

L'un des principaux ajouts de ce modèle par rapport à celui de Smets et Wouters (2003) est une fraction de ménages non ricardiens, qui ne peut accéder aux marchés financiers pour emprunter ou épargner, et consomme ainsi tout son revenu courant (Campbell et Mankiw, 1989). L'introduction de ce type de ménages permet, sous certaines conditions, d'expliquer une augmentation de la consommation privée après une relance budgétaire (Galí *et al.*, 2007b)<sup>14</sup>. Mankiw (2000) insiste déjà sur la nécessaire prise en compte de l'hétérogénéité des consommateurs : certains agents ont un horizon temporel long, du fait de la grande concentration des richesses et de l'importance de

13. Le ménage peut aussi acquérir des *Arrow securities*, qui lui fournissent une assurance contre un choc spécifique sur les revenus du travail. Leur offre nette agrégée est nulle à l'équilibre, elles ne sont donc pas incluses dans la contrainte budgétaire pour simplifier les notations.

14. D'autres modifications sont avancées afin de reproduire ce fait stylisé, qui ne sont d'ailleurs pas exclusives : une fonction d'utilité non séparable entre consommation et travail (Linnemann, 2006; Monacelli et Perotti, 2008; Bilbie, 2011), une complémentarité entre consommations privée et publique (Bouakez et Rebei, 2007; Fève *et al.*, 2012) ou des habitudes spécifiques de consommation (Ravn *et al.*, 2006). Une autre branche encore de la littérature, dans la lignée de Iacoviello (2005), distingue les ménages patients des ménages impatientes, ces derniers accordant un poids moins fort au futur dans leur optimisation intertemporelle. Cette spécification se révèle particulièrement intéressante car elle met en évidence une contrainte d'emprunt sur les impatientes à l'équilibre. Notre propos porte cependant davantage sur les contraintes de l'endettement public plutôt que privé, même si leur interaction peut constituer une piste de recherche ultérieure.

l'héritage dans l'accumulation de capital; d'autres agents un horizon temporel court, car ils ne lissent pas leur consommation dans le temps et ont une richesse nette nulle. Ce choix de modélisation est renforcé par plusieurs études empiriques récentes<sup>15</sup>, et se répand dans les modèles adoptés par les institutions<sup>16</sup>. La fraction d'agents non ricardiens isole ainsi partiellement la demande agrégée des effets de richesse négatifs engendrés par les niveaux plus élevés des impôts actuels et futurs nécessaires pour financer le déficit public, et rend la consommation plus sensible au revenu disponible courant.

Les ménages non ricardiens sont modélisés de différentes façons dans la littérature, conduisant à différentes réponses de leur consommation à une modification de leur revenu courant. Certains auteurs font l'hypothèse que les ménages non ricardiens ne peuvent pas participer aux marchés financiers, mais peuvent néanmoins lisser leur consommation en modifiant leur détention de monnaie<sup>17</sup>. D'autres auteurs montrent que les hypothèses impliquant des réponses plus vigoureuses des agents non ricardiens à des variations du revenu courant sont nécessaires, quoique non suffisantes, pour avoir une réponse positive de la consommation privée à un choc de consommation publique, conformément aux estimations empiriques. Plus précisément, Galí *et al.* (2007b) font l'hypothèse qu'à chaque période une fraction d'agents non ricardiens consomme la totalité de son revenu courant. Nous suivons ici leur approche.

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

$$(1 + \tau_t^c) \frac{p_t^c}{p_t} c_{kt} = (1 - \tau_t^n - \tau_t^{wh}) w_{kt} l_{kt}^s + T_{kt}. \quad (2.4)$$

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

---

15. Des analyses sur micro données mettent ainsi en évidence un comportement non ricardien des ménages (Johnson *et al.*, 2006; Parker *et al.*, 2011). Ces auteurs regardent les différences dans les dépenses de consommation des ménages qui ont bénéficié de remboursements d'impôts à un ou deux mois d'intervalle lors des récessions de 2001 et 2008. En moyenne, ces derniers dépensent entre un quart et un tiers du montant en biens non durables.

16. Par exemple le modèle SIGMA de la Fed (Erceg *et al.*, 2006), le modèle GIMF du FMI (Kumhof *et al.*, 2010), le modèle QUEST de la Commission européenne (Ratto *et al.*, 2009) ou le modèle NAWM de la BCE (Christoffel *et al.*, 2008), même s'ils diffèrent dans la manière de les prendre en compte.

17. Coenen et Straub (2005) montrent dans ce cas qu'il est très difficile d'avoir une réponse positive de la consommation privée à un choc de consommation publique car la réponse des ménages non ricardiens est globalement similaire à celle des ménages ricardiens. Nous nous plaçons ici dans un modèle sans encaisses monétaires, justifié par Woodford (1998).



### 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 Blanchard et Kiyotaki (1987). 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), comme le proposent Erceg *et al.* (2000). 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. Cette hypothèse implique que la part des salaires des ménages non ricardiens dans la masse salariale globale est fixe<sup>18</sup>.

**Agrégateur des différentes offres de travail** 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

$$L_t l_t^d = L_t \left( \int_0^1 (l_{jt}^s)^{\frac{\eta-1}{\eta}} dj \right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}, \quad (2.5)$$

où  $\eta$  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 (2.5), en prenant comme donnés les salaires différenciés  $w_{jt}$  et le salaire agrégé  $w_t$

$$\max_{l_{jt}} w_t L_t l_t^d - \int_0^1 w_{jt} L_t l_{jt}^s dj. \quad (2.6)$$

---

18. Galí *et al.* (2007b) spécifient un marché du travail d'une manière différente, qui reconnaît un rôle pour les préférences des ménages non ricardiens dans le choix de travailler. Même si ces derniers n'optimisent pas intertemporellement, ils ne subissent pas non plus complètement les modifications de l'offre de travail des ménages ricardiens. Les auteurs considèrent une économie dans laquelle les salaires sont établis par des syndicats (parfaitement compétitifs entre eux), qui maximisent l'utilité moyenne pondérée des deux types de ménage (ricardiens et non ricardiens). Les heures sont toujours décidées par l'entreprise, étant donné le salaire fixé par le syndicat. Dans la résolution du programme de maximisation des syndicats, il est fait l'hypothèse que les entreprises allouent leur demande de travail uniformément entre les deux types de ménage (voir l'annexe A de Galí *et al.* (2007b)). Une telle spécification, comme l'envisagent aussi Forni *et al.* (2009) en annexe, ne modifie que très peu les résultats de l'estimation et donc la dynamique du modèle. Nous privilégions par conséquent la forme sans syndicat, qui est d'ailleurs reprise par la plupart des modèles institutionnels depuis Erceg *et al.* (2006).

La condition du premier ordre qui en découle s'écrit

$$w_t \frac{\eta}{\eta-1} \left( \int_0^1 (l_{jt}^s)^{\frac{\eta-1}{\eta}} dj \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}-1} \frac{\eta-1}{\eta} (l_{jt}^s)^{\frac{\eta-1}{\eta}-1} - w_{jt} = 0. \quad (2.7)$$

En simplifiant, on obtient l'équation de demande de travail par tête

$$l_{jt}^s = \left( \frac{w_{jt}}{w_t} \right)^{-\eta} l_t^d. \quad (2.8)$$

Remplacer la demande de travail (2.8) dans la fonction de production (2.5) permet d'exprimer l'indice de salaire global en fonction des salaires des ménages

$$w_t = \left( \int_0^1 w_{jt}^{1-\eta} dj \right)^{\frac{1}{1-\eta}}. \quad (2.9)$$

**Fixation des salaires** 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 (2.1), sous la contrainte (2.3). En ne retenant que les termes pertinents, on obtient

$$\max_{w_{jt}} \mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\theta_w \beta)^\tau \tilde{\gamma}_\tau^L \left( -\psi \frac{(l_{jt+\tau}^s)^{1+\vartheta}}{1+\vartheta} + \lambda_{jt+\tau} (1 - \tau_t^n - \tau_t^{wh}) w_{jt+\tau} l_{jt+\tau}^s \right), \quad (2.10)$$

avec  $\tilde{\gamma}_t^L = \prod_{i=1}^t \gamma_i^L$  et  $\lambda_{jt}$  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 ( $\Pi$ ), pondérée par  $\chi_w \in [0, 1]$ . Ainsi, le ménage  $j$  qui ne peut réoptimiser son salaire pendant  $\tau$  périodes, aura un salaire

$$w_{jt+\tau} = \prod_{s=1}^{\tau} \frac{\Pi_{t+s-1}^{\chi_w} \Pi^{1-\chi_w}}{\Pi_{t+s}} w_{jt}. \quad (2.11)$$

À partir de l'équation (2.11), on réexprime la demande de travail différencié (2.8)

$$l_{jt+\tau}^s = \left( \prod_{s=1}^{\tau} \frac{\Pi_{t+s-1}^{\chi_w} \Pi^{1-\chi_w}}{\Pi_{t+s}} \frac{w_{jt}}{w_{t+\tau}} \right)^{-\eta} l_{t+\tau}^d. \quad (2.12)$$

Les deux contraintes supplémentaires (2.11) et (2.12) sont à intégrer dans le programme de maximisation du ménage (2.10). La condition de premier

ordre devient

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\theta_w \beta)^\tau \tilde{\gamma}_\tau^L \left( \left( \lambda_{t+\tau} (1 - \tau_t^n - \tau_t^{wh}) \left( \prod_{s=1}^{\tau} \frac{\Pi_{t+s-1}^{\chi_w} \Pi_{t+s}^{1-\chi_w}}{\Pi_{t+s}} \right)^{1-\eta} \left( \frac{w_t^*}{w_{t+\tau}} \right)^{-\eta} \right. \right. \\ \left. \left. - \frac{\eta}{\eta-1} \left( \psi \left( \prod_{s=1}^{\tau} \frac{\Pi_{t+s-1}^{\chi_w} \Pi_{t+s}^{1-\chi_w}}{\Pi_{t+s}} \right) \frac{w_t^*}{w_{t+\tau}} \right)^{-\eta(1+\vartheta)} (l_{t+\tau}^d)^\vartheta l_{t+\tau}^d \right) \right) = 0, \end{aligned} \quad (2.13)$$

où  $w_t^*$  correspond au salaire réoptimisé, qui ne dépend pas de  $j$ <sup>19</sup>. Selon l'équation (2.13), lorsque les salaires sont réoptimisés, ces derniers sont établis afin d'égaliser la somme actualisée des salaires anticipés (nets d'impôts), exprimés en termes d'utilité marginale de consommation ( $\lambda_{t+\tau}$ ), à la somme actualisée des coûts marginaux anticipés, exprimés en termes de désutilité marginale du travail  $((l_{t+\tau}^d)^\vartheta)$ <sup>20</sup>.

À chaque période, une fraction  $1 - \theta_w$  des ménages fixent leur salaire à  $w_t^*$ , alors que la fraction restante  $\theta_w$  l'indexe partiellement. En réutilisant la définition de l'indice du salaire agrégé (2.9), l'indice des salaires réels évolue

$$w_t^{1-\eta} = \theta_w \left( \frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w} \Pi_t^{1-\chi_w}}{\Pi_t} \right)^{1-\eta} w_{t-1}^{1-\eta} + (1 - \theta_w) w_t^{*1-\eta}. \quad (2.14)$$

### 2.3.3 Entreprises

#### 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  $\delta$ , et de l'investissement  $i_t$ , bien final de l'économie. La loi d'accumulation du capital s'écrit alors

$$\mathbb{E}_t \gamma_{t+1}^L k_t = (1 - \delta) k_{t-1} + \mu_t \left( 1 - S \left( \gamma_t^L \frac{i_t}{i_{t-1}} \right) \right) i_t, \quad (2.15)$$

où  $S(\cdot)$  désigne un coût d'ajustement de l'investissement<sup>21</sup>.  $\mu_t$  désigne le progrès technique spécifique à l'investissement (Greenwood *et al.*, 1997, 2000),

19. Tous les ménages qui peuvent réoptimiser leurs salaires à une date  $t$  choisissent le même, ainsi  $w_t^* = w_{j_t}$  pour cette fraction de ménages. Le résultat est classique dans un modèle de type Dixit-Stiglitz avec une dynamique de prix à la Calvo (Yun, 1996; Woodford, 1996). Il est dû à l'hypothèse de marchés complets qui permet aux ménages de s'assurer contre l'hétérogénéité *ex post* des salaires.

20. La démarche est identique pour la fixation du prix des biens intermédiaires, des biens exportés et des biens importés.

21. Ces coûts sont introduits dans ce type de modèle par Christiano *et al.* (2005) afin de lisser la dynamique de l'investissement, conformément aux estimations empiriques. Voir la forme fonctionnelle dans l'annexe 2.7.2.

avec un taux de croissance  $\tilde{\mu}_t$  constant à l'état stationnaire, ce qui introduit une deuxième racine unitaire dans le modèle.

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  $\phi(u_t)$ <sup>22</sup>. Le producteur de bien d'équipement est taxé sur ses revenus au taux  $\tau^k$ , hors coût d'utilisation et dépréciation  $\delta$  du capital. Ainsi ses revenus sont définis par

$$(1 - \tau_t^k) \left( r_t u_t - \mu_t^{-1} \frac{p_t^i}{p_t} \phi(u_t) \right) k_{t-1} + \mu_t^{-1} \frac{p_t^i}{p_t} \tau_t^k \delta k_{t-1}. \quad (2.16)$$

Le producteur du bien d'équipement maximise la somme de ses profits actualisés

$$\mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \tilde{\gamma}_\tau^L \beta^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t} \left( (1 - \tau_{t+\tau}^k) \left( r_{t+\tau} u_{t+\tau} - \mu_{t+\tau}^{-1} \frac{p_{t+\tau}^i}{p_{t+\tau}} \phi(u_{t+\tau}) \right) k_{t+\tau-1} + \mu_{t+\tau}^{-1} \frac{p_{t+\tau}^i}{p_{t+\tau}} \tau_{t+\tau}^k \delta k_{t+\tau-1} - \frac{p_{t+\tau}^i}{p_{t+\tau}} i_{t+\tau} \right), \quad (2.17)$$

sous la contrainte d'accumulation définie en (2.15).  $\lambda_t$  désigne le multiplicateur sur la contrainte budgétaire des ménages<sup>23</sup>. Il mesure la valeur marginale, pour le ménage, d'une unité supplémentaire de profit, calculée en terme monétaire, car les entreprises sont détenues par les ménages.

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))<sup>24</sup>.

## Producteurs des biens domestiques

**Producteur du bien final domestique** De la même manière que nous avons présenté un agrégateur des différentes offres de travail des ménages pour produire une offre de travail agrégée, il existe un producteur du bien final domestique  $y_t^d$  qui agrège des biens domestiques intermédiaires  $y_{it}$  selon

22. Greenwood *et al.* (1988) sont les premiers à introduire un taux d'utilisation du capital endogène dans un cadre néoclassique. L'utilisation variable du capital est un autre moyen, par rapport à l'investissement, d'augmenter les services en capital. Elle permet, lors de fluctuations de la production, d'atténuer les fluctuations des coûts marginaux de production, et d'être plus conforme aux estimations empiriques. De plus il existe, comme pour l'investissement, des coûts à modifier cette utilisation. Voir la forme fonctionnelle dans l'annexe 2.7.2.

23.  $\beta^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t}$  est le facteur d'escompte stochastique qu'on tire de l'équation d'Euler pour l'épargne des ménages (voir l'annexe 2.7.3).

24. En l'absence de coûts d'ajustement à investir, la condition du premier ordre sur l'investissement donne une égalité entre  $q_t$  et le prix relatif de l'investissement  $p_t^i/p_t$ .

la fonction

$$y_t^d = \left( \int_0^1 (y_{it})^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (2.18)$$

où  $\varepsilon$  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 donnés les prix de chaque bien intermédiaire domestique  $p_{it}$  et le prix du bien final domestique  $p_t$ , d'où

$$\max_{y_{it}} p_t y_t^d - \int_0^1 p_{it} y_{it} di. \quad (2.19)$$

En suivant les mêmes étapes que pour obtenir les équations d'offre de travail (2.8) et de salaire agrégé (2.9), nous déduisons une fonction de demande de bien final  $y_t^d$  et de prix agrégé  $p_t$

$$y_{it} = \left( \frac{p_{it}}{p_t} \right)^{-\varepsilon} y_t^d \quad (2.20)$$

$$p_t = \left( \int_0^1 p_{it}^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}. \quad (2.21)$$

**Producteurs des biens intermédiaires** La production de biens intermédiaires par les entreprises est plus compliquée que l'offre de travail par les ménages dans la mesure où il faut tout d'abord spécifier une fonction de production de ces biens. On retrouve ensuite le problème de la fixation de leurs prix, semblable à celui de la fixation des salaires.

Il existe un continuum de producteurs  $i \in [0, 1]$  de biens intermédiaires qui prennent comme donnés le salaire brut  $w_t$ , augmenté des cotisations sociales employeurs  $\tau^{wf}$ , et cherchent à minimiser le coût réel

$$\min_{l_{it}^d, k_{it-1}} (1 + \tau_t^{wf}) w_t l_{it}^d + r_t k_{it-1}. \quad (2.22)$$

Chaque producteur de bien intermédiaire  $i$  a accès à une technologie définie par une fonction de production (par tête)

$$y_{it} = A_t k_{it-1}^\alpha (l_{it}^d)^{1-\alpha} (k_{t-1}^g)^{\alpha_g} - \phi z_t, \quad (2.23)$$

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  $\alpha_g$  l'élasticité de la production à la quantité de capital public. 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.* (2010b).  $\phi$  sont les coûts fixes de production, et  $A_t$  le progrès technique non spécifique.

Le capital public suit un processus d'accumulation similaire au capital privé

$$\mathbb{E}_t \gamma_{t+1}^L k_t^g = (1 - \delta) k_{t-1}^g + \mu_t \left( 1 - S \left( \gamma_t^L \frac{g_t^i}{g_{t-1}^i} \right) \right) g_t^i. \quad (2.24)$$

La croissance du progrès technique non spécifique,  $\tilde{A}_t$ , est constante en régime stationnaire, ce qui introduit une troisième racine unitaire dans le modèle.

La croissance économique de long terme évolue selon le progrès technique global  $z_t$ , qui combine le progrès technique spécifique à l'investissement  $\mu_t$  et le progrès technique non-spécifique  $A_t$ <sup>25</sup>. Le paramètre  $\phi$  correspond aux coûts fixes de production, et garantit que les profits économiques sont nuls à l'équilibre<sup>26</sup>.

Les producteurs de biens intermédiaires résolvent alors (2.22), sous la contrainte de production (2.23). En intégrant les deux conditions du premier ordre  $l_{it}^d = mc_t(1 - \alpha) \frac{y_{it}}{(1 + \tau_{wf})w_t}$  et  $k_{it-1} = mc_t \alpha \frac{y_{it}}{r_t}$  dans la fonction de production, on déduit le coût marginal réel  $mc_t$ , qui est le multiplicateur de Lagrange de ce programme d'optimisation

$$mc_t = \left( \frac{1}{1 - \alpha} \right)^{1 - \alpha} \left( \frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \frac{\left( (1 + \tau_t^{wf}) w_t \right)^{1 - \alpha} r_t^\alpha}{A_t}. \quad (2.25)$$

Il faut noter que le coût marginal ne dépend pas de  $i$  car toutes les entreprises sont soumises aux mêmes chocs technologiques et louent capital et travail aux mêmes prix.

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  $\chi_p \in [0, 1]$ . Le problème de ces entreprises prend donc la forme

$$\max_{p_{it}} \mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \tilde{\gamma}_\tau^L \theta_p^\tau \beta^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t} ((p_{it+\tau} - p_{t+\tau} mc_{t+\tau}) y_{it+\tau}). \quad (2.26)$$

Les entreprises  $i$  qui ne peuvent réoptimiser leur prix pendant  $\tau$  périodes auront un prix

$$p_{it+\tau} = \left( \prod_{s=1}^{\tau} \Pi_{t+s-1}^{\chi_p} \Pi^{1 - \chi_p} \right) p_{it}. \quad (2.27)$$

25. Le taux de croissance du progrès technique global  $\tilde{z}_t$  est détaillé dans l'annexe 2.7.3.

26. Par hypothèse,  $y_{it} = A_t k_{it-1}^\alpha (l_{it})^{1 - \alpha} - \phi z_t$  si  $A_t k_{it-1}^\alpha (l_{it})^{1 - \alpha} \geq \phi z_t$  et 0 sinon.

À partir de l'équation (2.27), on réexprime la demande de biens différenciés (2.20)

$$y_{it+\tau} = \left( \left( \prod_{s=1}^{\tau} \Pi_{t+s-1}^{\chi_p} \Pi^{1-\chi_p} \right) \frac{p_{it}}{p_{t+\tau}} \right)^{-\varepsilon} y_{t+\tau}^d. \quad (2.28)$$

On substitue les équations (2.27) et (2.28) dans le programme de maximisation de l'entreprise  $i$ .

L'indice de prix à la Calvo évolue, quant à lui, à partir de l'équation de l'indice des prix agrégés (2.21), selon l'équation

$$p_t^{1-\varepsilon} = \theta_p \left( \Pi_{t-1}^{\chi_p} \Pi^{1-\chi_p} \right)^{1-\varepsilon} p_{t-1}^{1-\varepsilon} + (1 - \theta_p) p_t^{*1-\varepsilon}, \quad (2.29)$$

où  $p_t^*$  est le prix fixé par les entreprises qui peuvent réoptimiser. En divisant (2.29) par  $p_t^{1-\varepsilon}$  on obtient

$$1 = \theta_p \left( \frac{\Pi_{t-1}^{\chi_p} \Pi^{1-\chi_p}}{\Pi_t} \right)^{1-\varepsilon} + (1 - \theta_p) \Pi_t^{*1-\varepsilon}, \quad (2.30)$$

avec  $\Pi_t^* = p_t^*/p_t$ .

### Secteurs importateurs et exportateurs

**Entreprises importatrices** 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  $y_{it}^M$ , 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.

L'agrégateur produit le bien final importé  $y_t^M$  à partir des différents biens importés  $y_{it}^M$  en suivant le processus de production

$$y_t^M = \left( \int_0^1 (y_{it}^M)^{\frac{\varepsilon_M - 1}{\varepsilon_M}} di \right)^{\frac{\varepsilon_M}{\varepsilon_M - 1}}, \quad (2.31)$$

où  $\varepsilon_M$  est l'élasticité de substitution entre les différents biens importés. En suivant les mêmes étapes que pour obtenir les équations de demande de travail et de salaires (ou de demande et de prix des biens intermédiaires domestiques), on trouve les équations de demande et de prix des différents biens importés égales à

$$y_{it}^M = \left( \frac{p_{it}^M}{p_t^M} \right)^{-\varepsilon_M} y_t^M \quad (2.32)$$

$$p_t^M = \left( \int_0^1 (p_{it}^M)^{1-\varepsilon_M} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_M}}. \quad (2.33)$$

**Entreprises exportatrices** Il existe un importateur étranger représentatif qui agrège les biens différenciés exportés produits par les entreprises exportatrices en concurrence monopolistique à partir de l'achat du bien final domestique. D'où

$$y_t^x = \left( \int_0^1 (y_{it}^x)^{\frac{\varepsilon_x - 1}{\varepsilon_x}} \right)^{\frac{\varepsilon_x}{\varepsilon_x - 1}}, \quad (2.34)$$

où  $\varepsilon_x$  est l'élasticité de substitution entre les différents biens exportés.

Selon le même schéma que précédemment, chaque entreprise exportatrice a la demande suivante du bien qu'elle produit

$$y_{it}^x = \left( \frac{p_{it}^x}{p_t^x} \right)^{-\varepsilon_x} y_t^x, \quad (2.35)$$

où les prix sont exprimés en monnaie étrangère. Le prix des exportations est

$$p_t^x = \left( \int_0^1 (p_{it}^x)^{1-\varepsilon_x} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_x}}. \quad (2.36)$$

**Fixation des prix des biens importés et exportés** 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. Cette spécification emprunte beaucoup au modèle d'Adolfson *et al.* (2007), séminal dans la formalisation et l'estimation d'une économie ouverte dans un cadre DSGE avec *pass-through* incomplet. Dès lors que le problème d'optimisation est similaire pour les deux types de firmes, nous le décrivons en même temps. À chaque période, une fraction  $1 - \theta_M$  ( $1 - \theta_x$ ) des entreprises importatrices (exportatrices) peut réoptimiser ses prix.

Le problème des entreprises importatrices prend donc la forme

$$\max_{p_{it}^M} \mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \tilde{\gamma}_\tau^L \theta_M^\tau \beta^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t} \left( (p_{it+\tau}^M - p_{t+\tau}^M m c_{t+\tau}^M) y_{it+\tau}^M \right). \quad (2.37)$$

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  $m c_t^M = \frac{e x_t p_t^W}{p_t^M}$ . L'entreprise importatrice qui ne peut réoptimiser ses prix les fait évoluer à partir d'une moyenne géométrique entre l'inflation passée du prix des biens importés ( $\Pi_{t-1}^M$ ) et l'inflation sur le bien final domestique en régime stationnaire, pondérée par  $\chi_M$ . L'entreprise importatrice qui ne peut réoptimiser pendant  $\tau$  périodes fixera un prix

$$p_{it+\tau}^M = \left( \prod_{s=1}^{\tau} (\Pi_{t+s-1}^M)^{\chi_M} \Pi^{1-\chi_M} \right) p_{it}^M. \quad (2.38)$$



À partir de l'équation (2.38), on réexprime la demande de produits importés (2.32)

$$y_{it+\tau}^M = \left( \left( \prod_{s=1}^{\tau} (\Pi_{t+s-1}^M)^{\chi_M} \Pi^{1-\chi_M} \right) \frac{p_{it}^M}{p_{t+\tau}^M} \right)^{-\varepsilon_M} y_{t+\tau}^M. \quad (2.39)$$

On substitue alors l'équation (2.38) et (2.39) dans le programme de maximisation (2.37).

De manière similaire, le problème des entreprises exportatrices prend la forme

$$\max_{p_{it}^x} \mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \tilde{\gamma}_{\tau}^L \theta_x^{\tau} \beta^{\tau} \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t} \left( (p_{it+\tau}^x - p_{t+\tau}^x m c_{t+\tau}^x) y_{it+\tau}^x \right). \quad (2.40)$$

Dès lors que les entreprises exportatrices achètent le bien final domestique au prix  $p_t$ , les coûts marginaux en monnaie étrangère sont égaux à  $m c_t^x = \frac{p_t}{p_t^x e x_t}$ . 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 ( $\Pi_{t-1}^x$ ) et l'inflation en régime stationnaire, pondérée par  $\chi_x$ . L'entreprise exportatrice qui ne peut réoptimiser le prix du bien pendant  $\tau$  périodes aura un prix

$$p_{it+\tau}^x = \left( \prod_{s=1}^{\tau} (\Pi_{t+s-1}^x)^{\chi_x} \Pi^{1-\chi_x} \right) p_{it}^x. \quad (2.41)$$

À partir de l'équation (2.41), on réexprime la demande de biens exportés (2.35)

$$y_{it+\tau}^x = \left( \left( \prod_{s=1}^{\tau} (\Pi_{t+s-1}^x)^{\chi_x} \Pi^{1-\chi_x} \right) \frac{p_{it}^x}{p_{t+\tau}^x} \right)^{-\varepsilon_x} y_{t+\tau}^x. \quad (2.42)$$

On substitue alors l'équation (2.41) et (2.42) dans le programme de maximisation (2.40).

La dynamique à la Calvo qui s'impose aux entreprises importatrices et exportatrices fait que les prix évoluent selon

$$1 = \theta_M \left( \frac{(\Pi_{t-1}^M)^{\chi_M} \Pi^{1-\chi_M}}{\Pi_t^M} \right)^{1-\varepsilon_M} + (1 - \theta_M) (\Pi_t^{M*})^{1-\varepsilon_M} \quad (2.43)$$

$$1 = \theta_x \left( \frac{(\Pi_{t-1}^x)^{\chi_x} \Pi^{1-\chi_x}}{\Pi_t^x} \right)^{1-\varepsilon_x} + (1 - \theta_x) (\Pi_t^{x*})^{1-\varepsilon_x} \quad (2.44)$$

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

### 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

$$c_t = \left( (n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} (c_t^d)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}} + (1-n^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} (c_t^M (1-\Gamma_t^c))^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}} \right)^{\frac{\varepsilon_c}{\varepsilon_c-1}} \quad (2.45)$$

$$i_t = \left( (n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} (i_t^d)^{\frac{\varepsilon_i-1}{\varepsilon_i}} + (1-n^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} (i_t^M (1-\Gamma_t^i))^{\frac{\varepsilon_i-1}{\varepsilon_i}} \right)^{\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_i-1}} \quad (2.46)$$

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,  $\varepsilon_c$  et  $\varepsilon_i$  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  $\Gamma_t^c$  ( $\Gamma_t^i$ )<sup>27</sup>. Il en résulte que la part des importations réagira plus lentement à des variations du prix relatif des biens importés.

Le producteur de bien final de consommation maximise ses profits en prenant comme donné le prix du bien final de consommation  $p_t^c$

$$\max_{c_t^d, c_t^M} \mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \tilde{\gamma}_\tau^L \beta^\tau \frac{\lambda_{t+\tau}}{\lambda_t} \left( p_t^c c_t - p_t c_t^d - p_t^M c_t^M \right) \quad (2.47)$$

sous la contrainte définie par la fonction de production (2.45). Il en va de même pour le producteur de bien final d'investissement.

### 2.3.4 Secteur public

#### Autorité monétaire

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

$$\frac{R_t}{R} = \left( \frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\gamma_R} \left( \left( \frac{\Pi_t}{\Pi} \right)^{\gamma_\pi} \left( \frac{\gamma_t^L \frac{y_t}{y_{t-1}}}{\gamma^L \tilde{z}} \right)^{\gamma_y} \right)^{1-\gamma_R}. \quad (2.48)$$

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 stationnaire<sup>28</sup>

27. Voir la forme fonctionnelle dans l'annexe 2.7.2.

28. 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.

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.

### 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  $g_t^i$ , ces deux derniers étant des biens finaux de l'économie domestique<sup>29</sup>. On ajoute aux dépenses primaires les charges d'intérêt sur la dette publique de la période précédente et le remboursement du principal<sup>30</sup>. On retranche les prélèvements sur les revenus du capital et du travail et sur la consommation pour obtenir

$$\begin{aligned} \tilde{b}_t &= \frac{g_t^c}{y_t^d} + \frac{g_t^i}{y_t^d} + \frac{T}{y_t^d} + \frac{1}{\gamma_t^L} R_{t-1} \frac{\int_0^1 b_{rt-1} dr}{p_t y_t^d} \\ &- \tau_t^k (r_t u_t - \mu_t^{-1} \frac{p_t^i}{p_t} \phi(u_t) - \mu_t^{-1} \frac{p_t^i}{p_t} \delta) \frac{k_{t-1}}{y_t^d} \\ &- \left( \tau_t^n + \tau_t^{wf} + \tau_t^{wh} \right) l_t^d \frac{w_t}{y_t^d} - \tau_c \frac{p_t^c}{p_t} \frac{c_t}{y_t^d}, \end{aligned} \quad (2.49)$$

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

$$\frac{X_t}{X} = \left( \frac{X_{t-1}}{X} \right)^{\rho_X} \left( \frac{b_{t-1}}{b} \right)^{\rho_{X,b}} \exp(\sigma_X \zeta_X), \quad (2.50)$$

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

29. La consommation publique, comme l'investissement public, sont par hypothèse composés uniquement de biens finaux produits domestiquement (voir équation (2.59)). 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.

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

Des fonctions de réaction des dépenses et des taux d'imposition à un écart de la dette publique à la dette d'équilibre ont été peu utilisées jusqu'à récemment<sup>31</sup>. Ainsi, la plupart des études sur la politique budgétaire réalisées dans un cadre d'équilibre général n'ont fait porter la contrainte d'ajustement (et donc la réaction à la dette) que sur les transferts forfaitaires, même si déjà Baxter et King (1993) reconnaissent que la réaction de taxes distorsives à la dette peut modifier considérablement les effets mêmes d'une relance budgétaire. Outre le caractère plus plausible des politiques de consolidation que cette spécification permet, plusieurs articles récents étudient plus spécifiquement les conséquences d'une augmentation des taux d'imposition (Uhlig, 2010; Drautzburg et Uhlig, 2011) et d'une diminution des dépenses (Corsetti *et al.*, 2012) après une relance et justifient ce choix de modélisation<sup>32</sup>.

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  $t$

$$\left(\frac{b_{t+1}}{b_t}\right) = \left(\frac{b}{b_t}\right)^\Upsilon \quad (2.51)$$

où  $\Upsilon$  est fonction des élasticités des différents instruments budgétaires à la dette publique ( $\rho_{X,b}$  dans l'équation (2.50)). L'équation (2.51) n'entre pas directement dans le modèle mais se révèle essentielle dans la stratégie de calibrage. La valeur du paramètre  $\Upsilon$  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. Le calibrage des règles budgétaires est étudié en détail dans la section 2.3.6.

### 2.3.5 Agrégation

Pour clore le modèle, il faut spécifier les conditions d'agrégation pour les quatre marchés considérés : travail, biens domestiques, importations et exportations.

---

31. Par hypothèse, l'État contrôle le volume des dépenses publiques, mais seulement les taux d'imposition, et non les bases. Ce n'est qu'une approximation dans la mesure où il existe des dépenses automatiques et des objectifs de volumes de prélèvements.

32. Cependant, à la différence d'une règle de Taylor (1993), la fonction de réaction des instruments budgétaires n'est pas consensuelle. Certains auteurs insistent aussi sur une réponse à l'écart de production (Leeper *et al.*, 2010a). Par souci de simplicité, et afin de cerner l'effet propre des mesures de consolidation, nous nous concentrons ici uniquement sur la réaction à la dynamique de la dette publique.

### Poids des ménages ricardiens et non ricardiens

On agrège consommation privée et transferts, avec  $\omega$  le poids des agents non ricardiens dans l'économie, et  $1 - \omega$  le poids des ménages ricardiens.

La consommation privée totale est alors définie

$$c_t = (1 - \omega)c_{rt} + \omega c_{kt} \quad (2.52)$$

et les transferts totaux

$$T_t = (1 - \omega)T_{rt} + \omega T_{kt}. \quad (2.53)$$

On spécifie la part des transferts spécifiques aux ménages non ricardiens par rapport aux transferts spécifiques aux ménages ricardiens

$$(1 - \iota)T_{rt} = \iota T_{kt}. \quad (2.54)$$

### Marché du travail

On définit la somme des offres de travail des ménages

$$l_t = \int_0^1 l_{jt}^s dj \quad (2.55)$$

et on déduit, à partir de l'équation (2.8), que

$$l_t = v_t^w l_t^d, \quad (2.56)$$

avec

$$v_t^w = \int_0^1 \left( \frac{w_{jt}}{w_t} \right)^{-\eta} dj, \quad (2.57)$$

qui mesure l'impact de la distribution des salaires sur l'emploi.

À partir de (2.57) et de la dynamique des salaires (2.14), on obtient l'évolution de la dispersion des salaires

$$\begin{aligned} v_w &= \frac{1}{w_t^{-\eta}} \left( \int_0^1 \theta_w \left( \frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w} \Pi^{1-\chi_w}}{\Pi_t} \right)^{-\eta} w_{jt-1}^{-\eta} + (1 - \theta_w) (w_t^*)^{-\eta} \right) \\ &= \theta_w \left( \frac{w_{t-1}}{w_t} \frac{\Pi_{t-1}^{\chi_w} \Pi^{1-\chi_w}}{\Pi_t} \right)^{-\eta} v_{t-1}^w + (1 - \theta_w) \left( \frac{w_t^*}{w_t} \right)^{-\eta}. \end{aligned} \quad (2.58)$$

Cette dernière égalité est obtenue en utilisant l'équation (2.9).

### Marché des biens

La demande agrégée par tête du bien final domestique s'écrit

$$y_t^d = c_t^d + i_t^d + g_t^c + g_t^i + x_t + \mu_t^{-1} \frac{p_t^i}{p_t} \phi(u_t) k_{t-1}, \quad (2.59)$$

en utilisant la fonction de production de biens intermédiaires (2.23) et la fonction d'agrégation des biens intermédiaires (2.18).

De la même manière que pour le marché du travail, on définit pour le marché des biens la somme des biens intermédiaires produits

$$y_t = \int_0^1 y_{it} di \quad (2.60)$$

et on déduit que

$$y_t = v_t^p y_t^d, \quad (2.61)$$

avec

$$v_t^p = \int_0^1 \left( \frac{p_{jt}}{p_t} \right)^{-\varepsilon} di, \quad (2.62)$$

À partir de (2.62) et de la dynamique des prix du bien final domestique (2.29), on obtient l'évolution de la dispersion des prix

$$v_p = \theta_p \left( \frac{\Pi_{t-1}^\chi \Pi^{1-\chi}}{\Pi_t} \right)^{-\varepsilon} v_{t-1}^p + (1 - \theta_p) (\Pi_t^*)^{-\varepsilon}. \quad (2.63)$$

### Importations

La production du marché des biens correspond à la production distribuée sous forme de consommation et d'investissement importés

$$y_t^M = c_t^M + i_t^M. \quad (2.64)$$

L'agrégation des biens importés est donnée par

$$M_t = \int_0^1 y_{it}^M di. \quad (2.65)$$

et on déduit que

$$M_t = v_t^M y_t^M, \quad (2.66)$$

avec

$$v_t^M = \int_0^1 \left( \frac{p_{it}^M}{p_t^M} \right)^{-\varepsilon_M} di. \quad (2.67)$$

À partir de (2.67) et de la dynamique des prix des biens importés (2.43), on obtient l'évolution de la dispersion du prix des biens des importations

$$v_t^m = \theta_M \left( \frac{(\Pi_{t-1}^M)^{\chi_M} \Pi^{1-\chi_M}}{\Pi_t^M} \right)^{-\varepsilon_M} v_{t-1}^M + (1 - \theta_M) (\Pi_t^{M*})^{-\varepsilon_M}. \quad (2.68)$$

### Exportations

La demande des exportations de la part du reste du monde est

$$y_t^x = \left( \frac{p_t^x}{p_t^W} \right)^{-\varepsilon^W} y_t^W. \quad (2.69)$$

où  $y_t^W$  est la demande mondiale.

Nous obtenons donc

$$y_{it}^x = \left( \frac{p_{it}^x}{p_t^x} \right)^{-\varepsilon_x} \left( \frac{p_t^x}{p_t^W} \right)^{-\varepsilon^W} y_t^W, \quad (2.70)$$

qui exprime la demande des différents biens exportés en fonction de leur prix par rapport à l'indice du prix des biens exportés (et de l'élasticité de substitution entre biens exportés), mais aussi de l'indice du prix des biens exportés par rapport à l'indice de prix mondial (et de l'élasticité de substitution).

La totalité des biens exportés est donnée par

$$x_t = \int_0^1 y_{it}^x di. \quad (2.71)$$

et on déduit que

$$x_t = v_t^x y_t^x, \quad (2.72)$$

avec

$$v_t^x = \int_0^1 \left( \frac{p_{it}^x}{p_t^x} \right)^{-\varepsilon_x} di. \quad (2.73)$$

À partir de (2.73) et de la dynamique des prix des biens importés (2.44), on obtient l'évolution de la dispersion du prix des exportations

$$v_x = \theta_x \left( \frac{(\Pi_{t-1}^x)^{\chi_x} \Pi^{1-\chi_x}}{\Pi_t^x} \right)^{-\varepsilon_x} v_{t-1}^x + (1 - \theta_x) (\Pi_t^{x*})^{-\varepsilon_x}. \quad (2.74)$$

### Actifs extérieurs nets

De la même manière que pour la contrainte budgétaire de l'État, 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

$$ex_t \tilde{b}_t^W = R_{t-1}^W \Gamma \left( ex_t \tilde{b}_{t-1}^W \right) \frac{1}{\gamma_t^L} \frac{ex_t b_{rt-1}^W}{p_t} + \frac{tb_t}{y_t^d}. \quad (2.75)$$

La balance commerciale est égale à la différence entre les recettes des exportations et les dépenses d'importations<sup>33</sup>

$$tb_t = \frac{ex_t p_t^x}{p_t} y_t^x - \frac{ex_t p_t^W}{p_t} M_t. \quad (2.76)$$

### 2.3.6 Calibrage du modèle

La stratégie de calibrage reprend pour l'essentiel les résultats consensuels établis par la littérature qui utilise des modèles DSGE pour étudier la zone euro. 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. Les ratios des variables en régime stationnaire et les valeurs des paramètres sont synthétisés dans les tableaux 2.1 et 2.2.

#### Calibrage général

La croissance annuelle de la production est de 2% par an, dont 0,8% est imputable à la croissance de la force de travail et 1,2% à l'augmentation de la productivité<sup>34</sup>.

Considérant la croissance de la production,  $\beta$  est choisi pour être cohérent avec un taux d'intérêt nominal annuel de court terme de 5,3% et une inflation annuelle de 2%<sup>35</sup>. Le taux d'intérêt étranger  $R^W$  est identique.

La productivité du capital privé et public,  $\alpha$  et  $\alpha_g$ , ainsi que la dépréciation du capital  $\delta$  (identique pour le capital privé et public) sont définies pour obtenir le ratio entre capital privé et capital public proche des données d'Eurostat<sup>36</sup>.

La productivité du capital public,  $\alpha_g$ , est critique pour déterminer les effets de l'investissement public sur l'économie domestique. Les données agrégées pour estimer directement un tel paramètre sont cependant difficiles à

33. On inclut dans les dépenses d'importations 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).

34. Ces chiffres sont proches des données historiques. En effet, à partir de la base AWM, la croissance moyenne annuelle de l'emploi total est de 0,9% entre 1985 et 2006 et celle de la productivité de 1,4%. La croissance du progrès technique spécifique à l'investissement est considérée comme nulle dans le calibrage.

35. La moyenne sur l'échantillon des taux nominaux courts est de 6,2% et la moyenne de l'inflation 2,6%. Cependant, taux nominaux et inflation sont plus faibles dès la fin des années 1990 avec la création de la zone euro, ce qui justifie des valeurs plus basses que les moyennes historiques.

36. Le ratio des actifs fixes totaux bruts privés sur les actifs fixes totaux bruts des administrations publiques pour la France et l'Allemagne varie entre 5,7 et 6 entre 2001 et 2007. Ces ratios sont semblables à ceux établis par Kamps (2005) pour l'Union européenne.



utiliser. La littérature a des vues divergentes sur son ampleur<sup>37</sup>. Aschauer (1989), auquel de nombreux articles se réfèrent, estime l'élasticité de la productivité globale à la quantité de *core infrastructure*<sup>38</sup> à 0,24 sur la période 1949-1985 aux États-Unis. Les résultats obtenus selon d'autres méthodologies sont cependant peu conclusifs. Baxter et King (1993) utilisent un  $\alpha^g$  égal à 0,05 comme benchmark, valeur reprise par Leeper *et al.* (2010b) et comparée à  $\alpha^g = 0,01$ . Straub et Tchakarov (2007) retiennent une valeur de 0,015. Nous retenons la valeur médiane de cet intervalle, soit  $\alpha^g = 0,03$ .

La part des ménages non ricardiens ( $\omega$ ) est évaluée à 0,35, valeur estimée par Forni *et al.* (2009) et reprise ensuite par la littérature.

L'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire maintenant l'utilité constante ( $1/\vartheta$ ), est estimée par Domeij et Floden (2006) à partir de données américaines sur les années 1980-1994. Une fois retirées les personnes qui subissent des contraintes de liquidité et biaisent à la baisse les estimations, les auteurs montrent que cette élasticité varie entre  $1/3$  et  $1/2$ <sup>39</sup>. Le paramètre  $\psi$ , qui gouverne le poids relatif des heures travaillées dans la fonction d'utilité du ménage ricardien, est fixé de telle sorte que celles-ci soient égales à  $1/3$  en régime stationnaire, conformément à la plupart des calibrages.

L'élasticité de substitution entre les variétés de travail ( $\eta$ ) est fixée à 4,3, autrement dit la marge sur les salaires est de 1,30 à l'équilibre. Les élasticités de substitution entre les différents biens ( $\varepsilon, \varepsilon_M, \varepsilon_x, \varepsilon_W$ ), sont de 6, les marges sur les prix sont donc de 1,2 à l'équilibre. Ces valeurs sont celles utilisées dans la littérature (Christoffel *et al.*, 2008; Forni *et al.*, 2009), établies à partir des travaux empiriques de Martins *et al.* (1996), Oliveira-Martins et Scarpetta (1999) et Jean et Nicoletti (2002).

Les élasticités de substitution entre la consommation importée et la consommation domestique ( $\varepsilon_c$ ), et entre l'investissement importé et l'investissement domestique ( $\varepsilon_i$ ), sont fixées à 1,5, dans la lignée de Christoffel *et al.* (2008) et Erceg et Lindé (2012). Ces élasticités sont conformes aux estimations réalisées au niveau agrégé, même si au niveau désagrégé les valeurs sont souvent plus élevées (Bergin, 2006). Les élasticités considérées ici ne jouent pleinement qu'à moyen terme, dans la mesure où, à court terme, modifier la part de la consommation importée dans la consommation totale et celle de l'investissement importé dans l'investissement total a des coûts ( $\Gamma^c$  et  $\Gamma^i$ ), comme le mettent en avant Christoffel *et al.* (2008).

Le paramètre  $\Gamma^{bW}$  renseigne sur la prime de risque associée à un plus fort endettement vis-à-vis de l'étranger. Pour la zone euro, il n'existe pas de travaux à notre connaissance estimant l'élasticité des taux d'intérêt à l'endettement extérieur. Chinn et Frankel (2004) montrent toutefois que pour les pays européens, une augmentation d'un point de PIB de la dette

37. Les difficultés d'estimation tiennent notamment au contrôle des autres facteurs qui affectent la croissance et aux conséquences potentielles à long terme de cet investissement.

38. Autoroutes, aéroports, réseaux gaziers et électriques, services d'eau.

39. Nous retenons dans le modèle la valeur de  $1/3$ , qui semble la plus significative.

publique entraîne une augmentation des taux d'intérêt de 5 points de base. Nous en déduisons, à partir de la forme fonctionnelle définie dans l'annexe 2.7.2, un  $\Gamma^{bW}$  égal à 0,01.

Les biais domestiques  $n_c$  et  $n_i$  sont calibrés de manière à obtenir en régime stationnaire une part globale des importations d'environ 16% du PIB de la zone euro<sup>40</sup>, dont une part de la consommation importée de 10% du PIB et une part de l'investissement importé de 6%. Les exportations globales sont très similaires en part de PIB, et les actifs extérieurs nets de la zone euro sont donc fixés à zéro en régime stationnaire<sup>41</sup>.

Les habitudes de consommation, le coût d'ajustement à investir, les probabilités de réoptimisation des prix et des salaires, ainsi que les indexations des prix sur l'inflation passée et l'inflation en régime stationnaire sont tirés de l'estimation du modèle de Christoffel *et al.* (2008) pour la zone euro<sup>42</sup>. Les paramètres de la règle de Taylor sont tirés, quant à eux, de l'estimation de Forni *et al.* (2009), pour la zone euro également<sup>43</sup>. Le paramètre  $\phi$  des coûts fixes de production des biens intermédiaires, ainsi que  $\phi_1$  et  $\phi_2$  qui entrent dans la forme fonctionnelle des coûts d'utilisation du capital, sont définis à partir du régime stationnaire<sup>44</sup>.

### Calibrage des instruments et règles budgétaires

Les variables budgétaires (dépenses et taux de taxation) en régime stationnaire sont fixées à leur moyenne sur la période 1985T1-2006T4<sup>45</sup>, à partir de la base de Paredes *et al.* (2009). Cette base, à la différence des précédentes, présente l'avantage d'être construite à partir de données proprement fiscales<sup>46</sup>. La ventilation des recettes et des dépenses de la base recoupe assez directement la décomposition des différents instruments budgétaires du modèle. Nous rapportons les produits des différentes taxes aux volumes de la base de Giannone *et al.* (2010)<sup>47</sup>. Ces ratios empiriques correspondent à ceux du modèle comme le montre le tableau 2.1, à l'exception des transferts

40. Ce chiffre correspond à la moyenne sur la période 1985T1-2006T4, obtenu à partir de la base de Dieppe et Warmedinger (2007), qui fournit les données trimestrielles sur le commerce de la zone euro avec le reste du monde (hors commerce intra-zone).

41. Les données de la BCE sur la dette extérieure nette de la zone euro attestent un ratio moyen en part de PIB inférieur à 10% du PIB entre 2000 et 2006.

42. La probabilité de réoptimisation des prix des biens intermédiaires par exemple indique qu'ils sont fixés durant un peu plus de 4 trimestres.

43. Voir tableau 2.2 pour les valeurs de chaque paramètre.

44. Voir la section 2.7.4 en annexe.

45. Cette période correspond à une relative stabilité des grandes variables économiques de la zone euro.

46. Les autres bases prennent habituellement un taux apparent qu'elles appliquent à une base donnée.

47. Disponible sur <http://www.eabcn.org/data/awm/index.htm>. C'est une version actualisée de la base de Fagan *et al.* (2001, 2005). Voir la section 2.7.1 pour les détails et Giannone *et al.* (2010) pour une présentation de la base.

sociaux<sup>48</sup>. La dette publique est fixée à 2,4 (0,6 x 4), dans la mesure où le ratio empirique correspond à un stock sur un flux annuel de production, alors que le modèle est trimestriel.

Le paramètre  $\iota$ , qui gouverne la répartition des transferts sociaux entre ménages ricardiens et non ricardiens, est fixé à 0,5, ce qui veut dire que chaque ménage, ricardien ou non ricardien, bénéficie de la même quantité de transferts sociaux. En l'absence de données sur les transferts spécifiques aux agents non ricardiens (ce concept est difficile à appréhender comptablement), nous choisissons de ne pas inclure une distorsion supplémentaire dans le modèle. Le choix d'une même quantité de transferts sociaux par ménage implique, en régime stationnaire, un rapport entre consommation des agents non ricardiens et consommation des agents ricardiens ( $c_{kt}/c_{rt}$ ) de 0,8. Selon le *Household budget survey* d'Eurostat, les 20% des ménages qui ont les revenus les plus élevés consomment 1,5 fois plus que les 20% des ménages qui ont les revenus les plus faibles. Si l'on identifie les ménages non ricardiens aux ménages qui ont les revenus les plus faibles, on obtient un rapport  $c_{kt}/c_{rt}$  de 2/3 selon ces données empiriques. Le ratio de 0,8 fournit par le modèle paraît donc plausible.

L'estimation des vitesses d'ajustement des consolidations budgétaires est une étape importante, dans la mesure où elle détermine sensiblement les réponses impulsionnelles des différentes variables à la suite d'une relance budgétaire<sup>49</sup>. Les précédentes études ont calibré les vitesses pour un instrument particulier, les taxes sur le travail (Drautzburg et Uhlig, 2011) ou la consommation publique (Corsetti *et al.*, 2012). Il s'agit ici de calibrer d'abord une vitesse moyenne globale d'ajustement budgétaire et de déduire ensuite les élasticités des différents instruments à l'écart de dette publique par rapport à la cible de dette.

La vitesse globale d'ajustement budgétaire est résumée à travers la valeur du paramètre  $\Upsilon$  de l'équation (2.51). Parmi plusieurs options, nous retenons la vitesse globale mise en avant dans le paquet législatif sur la gouvernance économique de l'Union européenne adopté en décembre 2011. Dans un communiqué<sup>50</sup>, la Commission européenne stipule : *Tout État membre*

48. Les transferts sociaux sont en effet définis de manière résiduelle afin de respecter la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État dans l'équation (2.49). Les bases taxées, qui présentent des différences par rapport aux estimations empiriques, empêchent ainsi une identité entre le ratio de transferts du modèle et le ratio empirique. De plus, la base de Paredes *et al.* (2009) ne donne pas directement d'information sur l'imposition des revenus du capital. Nous reprenons dans ce cas l'estimation de Forni *et al.* (2009) qui retiennent  $\tau^k = 0.19$ .

49. Vamvoukas (2012) teste l'hypothèse d'une synchronisation des recettes et des dépenses publiques, contre l'hypothèse d'une séparation dans leur variation. À partir de données de panel sur les pays membres de la zone euro, l'auteur montre qu'il existe un lien fort dans les décisions concernant les recettes et les dépenses publiques. Ce résultat confirme la pertinence d'une modélisation de règles budgétaires, où les différents instruments réagissent au même déterminant.

50. Communiqué de presse MEMO/11/898, du 12/12/2011.

dont le taux d'endettement dépasse 60% du PIB fera l'objet d'une procédure de déficit excessif (même si son déficit est inférieur à 3%) s'il ne réduit pas d'un vingtième par an (sur une moyenne de trois ans) l'écart entre son taux d'endettement et sa valeur de référence de 60%". Nous retenons ainsi une valeur de  $\Upsilon$  d'environ 1/80, dans la mesure où le modèle est trimestriel<sup>51</sup>.

Une fois donnée l'élasticité globale des instruments budgétaires à l'écart de dette par rapport à sa cible, il faut définir dans une seconde étape les élasticité de chaque instrument budgétaire à cet écart. Pour y parvenir, il est nécessaire au préalable de savoir dans quelle mesure la résorption du déficit public est imputable à un supplément de recettes ou à une diminution des dépenses. On effectue pour cela un calcul de contribution des recettes et des dépenses publiques lors de 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 dette publique agrégée des pays de la zone euro a diminué de manière continue entre 1997T1 et 2001T1, pour passer de 75,3% du PIB à 67,6% (voir graphique 2.11). L'amélioration du solde primaire est responsable des deux tiers de la résorption de la dette lors de cet épisode de consolidation<sup>52</sup>. 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 les dépenses).

Afin de ne pas complexifier la dynamique des variables budgétaires, les élasticité à l'écart de dette pour les différents taux d'imposition et pour les différentes dépenses ne modifient ni la structure des recettes, ni la structure des dépenses<sup>53</sup>. Autrement dit, chaque dépense participe à l'effort de consolidation selon sa part dans les dépenses publiques totales (de même pour les recettes). En outre, on fait l'hypothèse que les transferts sociaux spécifiques ont les mêmes élasticité que les transferts globaux. Leur part dans les

51. Pour une dette publique à 90% du PIB, une telle vitesse de retour à l'équilibre implique que l'écart à la dette cible se réduit de moitié en un peu plus de 11 ans, soit 1,3 point de PIB de réduction, par an, en moyenne. Même si cette durée dépend du ratio initial de dette, elle reste relativement stable pour les ratios actuels (pour une dette à 120% du PIB, il faut 10 ans et demi pour réduire l'écart de moitié), ce qui implique un ajustement budgétaire annuel beaucoup plus important (de l'ordre de 3 points de PIB).

52. Les élasticité des instruments budgétaires par rapport à la dette publique, introduites dans le modèle, permettent une amélioration du déficit primaire et non du déficit total. Dans notre calcul de contribution, la diminution des charges d'intérêt sur la dette est responsable du tiers restant. Abbas *et al.* (2011), qui décomposent de manière similaire 66 épisodes de réduction de dette publique, montrent que l'amélioration du solde primaire est responsable de près de 60% de cette réduction dans les pays qui ne font pas défaut.

53. En reprenant la base Paredes *et al.* (2009) lors de l'épisode de consolidation 1997T1-2001T1, la structure des recettes et la structure des dépenses sont d'une remarquable stabilité.

transferts globaux est donc identique au cours de l'épisode de consolidation. Enfin, les valeurs des instruments budgétaires sont toutes fortement corrélées à leurs valeurs passées. Là encore pour ne pas complexifier la dynamique du modèle et faciliter la comparaison des différents types de relance, on fait l'hypothèse que les autocorrélations sont identiques, avec  $\rho_X = 0,9$ , où  $X$  désigne l'instrument budgétaire<sup>54</sup>. On obtient finalement une élasticité des dépenses à l'écart de dette  $\rho_{D,b} = -0,089$  et une élasticité des recettes à l'écart de dette  $\rho_{R,b} = 0,014$ . Ces valeurs sont du même ordre de grandeur que celles retenues par Corsetti *et al.* (2012), qui calibrent une élasticité des dépenses publiques à l'écart de dette à  $-0,02$  et celle des recettes (forfaitaires dans leur modèle) à  $0,02$ . Ces élasticités à l'écart de dette sont aussi relativement proches de celles estimées par Galí et Perotti (2003). Ces auteurs montrent ainsi, à partir d'une étude en panel, que les déficits publics de onze pays de la zone euro sur la période 1980-2002 ont une élasticité à la dette publique de la période précédente de  $-0,07$ . Ces comparaisons attestent le caractère plausible des élasticités des différentes règles budgétaires du modèle.

## 2.4 Impact et transmission dans l'économie des différentes relances budgétaires en fonction du modèle

L'objectif de cette section est d'étudier les réponses impulsionnelles des grandes variables macroéconomiques après un choc de relance sur l'un des huit instruments budgétaires du modèle<sup>55</sup>. Comme dans la plupart des études de politique budgétaire en équilibre général, on part de l'équilibre et on introduit une perturbation qui est ici transitoire. La dette publique augmente alors, avant que les effets de la consolidation ne prédominent et assurent le retour à l'équilibre<sup>56</sup>.

L'un des principaux problèmes dans le calcul d'impact de la politique budgétaire réside dans la sensibilité des résultats à la spécification du modèle (Leeper *et al.*, 2011). Pour comprendre les canaux de transmission des différents chocs budgétaires, on propose tout d'abord d'étudier les différences d'évaluation entre le modèle néoclassique, similaire à Baxter et King (1993), et le modèle néokeynésien, avec concurrence monopolistique, rigidités no-

---

54. Nous étudions par la suite la sensibilité de la dynamique du modèle à une variation de ce paramètre.

55. La taxation des revenus salariaux des ménages jouent exactement le même rôle dans le modèle que les cotisations sociales employés et n'est donc pas étudiée en elle-même.

56. La version stationnaire du modèle est présentée dans l'annexe 2.7.3 et l'équilibre stationnaire dans l'annexe 2.7.4. L'ensemble des réponses impulsionnelles est calculé à partir du logiciel Dynare (Adjemian *et al.*, 2011), qui linéarise le modèle à partir d'une approximation de Taylor autour de l'état stationnaire et le résout par une décomposition de Schur.

TABLE 2.1 – Valeurs en régime stationnaire : modèle vs données empiriques (1985T1-2006T4)

Variables	Description	Modèle	Données empiriques
$\tilde{z}$	taux de croissance (annuel)	1.02	
$\pi$	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
$\tau_n$	taux d'imposition directe sur ménages	0.18	0.18
$\tau_c$	taux d'imposition indirecte	0.22	0.22
$\tau_{wf}$	taux cot. soc. employeurs	0.17	0.17
$\tau_{wh}$	taux cot. soc. employés	0.16	0.16
$\tau_k$	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

TABLE 2.2 – Valeurs des paramètres

Paramètres	Description	Valeurs
$\beta$	taux d'escompte	0.995
$\delta$	taux de dépréciation du capital	0.015
$\alpha$	productivité du capital privé	0.27
$\alpha_g$	productivité du capital public	0.03
$1/\vartheta$	élasticité de substitution du travail de Frisch	1/3
$\psi$	ponds 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
$\eta$	élasticité de substitution entre variétés de travail	4.3
$\varepsilon_c, \varepsilon_i$	élasticité de substitution entre biens domestiques et importés	1.5
$\Gamma^{bW}$	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
$\omega$	part des agents non ricardiens dans l'économie domestique	0.35
$\iota$	répartition des transferts entre ricardiens et non ricardiens	0.5
$\phi_2/\phi_1$	coûts de la variation d'utilisation du capital	0.22
$\phi$	coûts fixes dans la fonction de production	0.32
$h$	habitudes de consommation	0.56
$\kappa$	coûts d'ajustement à investir	5.169
$\Gamma^c$	coûts d'ajustement de la consommation importée	5.596
$\Gamma^i$	coûts d'ajustement de l'investissement importé	0.404
$\theta_w$	probabilité de Calvo de réoptimiser les salaires	0.765
$\theta_p$	probabilité de Calvo de réoptimiser les prix domestiques	0.920
$\theta_x$	probabilité de Calvo de réoptimiser les prix à l'exportation	0.770
$\theta_M$	probabilité de Calvo de réoptimiser les prix à l'importation	0.528
$\chi_w$	indexation des salaires sur l'inflation passée	0.635
$\chi_p$	indexation des prix domestiques sur l'inflation passée	0.417
$\chi_x$	indexation des prix à l'exportation sur l'inflation passée	0.489
$\chi_M$	indexation des prix à l'importation sur l'inflation passée	0.480
$\gamma_R$	coefficient AR(1) sur taux d'intérêt dans la règle de Taylor	0.92
$\gamma_\pi$	ponds de l'écart d'inflation dans la règle de Taylor	1.72
$\gamma_y$	ponds de l'écart de production dans la règle de Taylor	0.13
$\gamma_{\Delta pi}$	ponds de la croissance de l'inflation dans la règle de Taylor	0.23
$\rho_X$	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

minales et rigidités réelles, similaire à Smets et Wouters (2003). Ensuite, on examine les effets propres de chaque bloc ajouté par rapport au modèle néokeynésien en incluant soit des agents non ricardiens, soit des secteurs importateur et exportateur, soit des ajustements budgétaires distorsifs<sup>57</sup>. Ces trois blocs sont reconnus pour modifier les effets des politiques budgétaires, sans pour autant qu'une étude systématique ait été réalisée sur leur ampleur selon l'instrument de relance privilégié. Ces différents modèles sont des cas particuliers du modèle complet, qu'on utilise finalement<sup>58</sup>. Les graphiques 2.12, 2.13, 2.14 et 2.15 (à partir de la page 140 en annexe) présentent l'impact des différentes relances budgétaires sur la production, la consommation, les salaires réels et l'investissement en fonction de chacun des modèles<sup>59</sup>. Les graphiques 2.16 à 2.23 détaillent, quant à eux, les mécanismes de transmission de chaque type de relance dans le modèle complet.

Un autre problème est de s'assurer de la comparabilité des différentes expériences de relance budgétaire selon l'instrument budgétaire privilégié et le modèle considéré. L'option retenue est d'imposer un choc qui a le même impact sur le budget en régime stationnaire<sup>60</sup>. Une autre option aurait été d'égaliser les coûts actualisés d'une relance. Cette option n'est pas *a priori* moins bonne que la précédente. Cependant, l'évaluation intertemporelle des coûts et des avantages d'une relance est traitée plus spécifiquement dans la section 2.5 à travers le calcul des multiplicateurs budgétaires.

La majeure partie des articles consacrés à la relance budgétaire s'intéresse uniquement à une augmentation de la consommation publique. Dans la mesure où l'un des objectifs ici est de comparer les résultats avec la littérature existante, nous traitons, dans la section 2.4.1, ce type de relance avant d'étudier, dans la section 2.4.2, l'impact des autres types de relance selon le modèle.

---

57. Dans les modèles où les ajustements budgétaires ne sont pas distorsifs, seuls les transferts forfaitaires réagissent négativement à l'augmentation de la dette publique, de manière à satisfaire la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État. L'élasticité de ces transferts à la dette publique est fixée de manière arbitraire, dans la mesure où l'équivalence ricardienne prévaut. Une trop faible élasticité (en valeur absolue) rend toutefois la dette explosive et n'assure plus les conditions de Blanchard et Kahn (1980).

58. Le calibrage des paramètres est identique dans les différents modèles considérés. Cette hypothèse peut être contestée, dans la mesure où les valeurs de certains paramètres dépendent du modèle. La rigidité des prix par exemple n'est *a priori* pas la même selon qu'on étudie une économie ouverte ou fermée. Le maintien de paramètres identiques permet néanmoins d'isoler l'effet propre de chaque bloc et facilite ainsi la comparaison.

59. Ces variables sont les plus étudiées dans les estimations empiriques des effets des relances budgétaires. Leur étude selon les différents modèles permet de comprendre quel bloc est nécessaire pour reproduire les principaux faits stylisés.

60. L'ampleur des chocs est calculée pour correspondre à un point de la production d'équilibre. La comparaison des réponses impulsionnelles d'une même variable (la production par exemple) soumise à différents types de relance a cependant des limites dans la mesure où la taille effective du choc n'est pas exactement d'un point de la production au moment du choc.



### 2.4.1 Impact et transmission dans l'économie d'un choc de consommation publique en fonction du modèle

#### Modèle néoclassique et modèle néokeynésien

Dans un modèle standard néokeynésien, l'augmentation de la consommation publique accroît la demande agrégée de biens vendus par des entreprises productrices de biens intermédiaires placées en concurrence monopolistique. Les entreprises productrices de biens intermédiaires satisfont cette demande aux prix fixés en augmentant leur demande de travail. La hausse de la demande de travail augmente les salaires réels et les coûts marginaux réels. Les entreprises qui peuvent le répercuter sur leurs prix le font.

La différence essentielle par rapport au modèle néoclassique de Baxter et King (1993) tient à l'existence de rigidités nominales des prix et des salaires. Il faut repartir de la condition du premier ordre du programme d'optimisation des ménages qui, en concurrence monopolistique sur le marché du travail, fixent leurs salaires. Dans le cas où les salaires sont parfaitement flexibles<sup>61</sup>, le salaire net d'impôts est égal au taux marginal de substitution entre consommation et loisir, auquel on applique une marge. D'où

$$(1 - \tau^n - \tau^{wh})\tilde{w}_t = \frac{\eta}{\eta - 1} \frac{(l_t^d)^\vartheta}{\tilde{\lambda}_t}, \quad (2.77)$$

avec  $\tau^n$  le taux d'imposition sur le revenu,  $\tau^{wh}$  les cotisations sociales employés,  $\tilde{w}_t$  le salaire brut réel,  $\eta$  l'élasticité de substitution entre les différentes offres de travail,  $(l_t^d)^\vartheta$  et  $\tilde{\lambda}_t$  les utilités marginales du travail et de la consommation. L'écart entre le salaire (net d'impôts) et le taux marginal de substitution est dans ce cas constant<sup>62</sup>.

Pour les entreprises productrices de biens intermédiaires placées en concurrence monopolistique, la maximisation du profit nécessite une production qui n'est pas au niveau où le coût marginal de production égalise le prix des biens produits mais seulement au niveau où le prix des biens est égal au coût marginal de production auquel on applique une marge. Si les prix sont parfaitement flexibles, on obtient d'après les équations du premier ordre du programme d'optimisation de ces entreprises

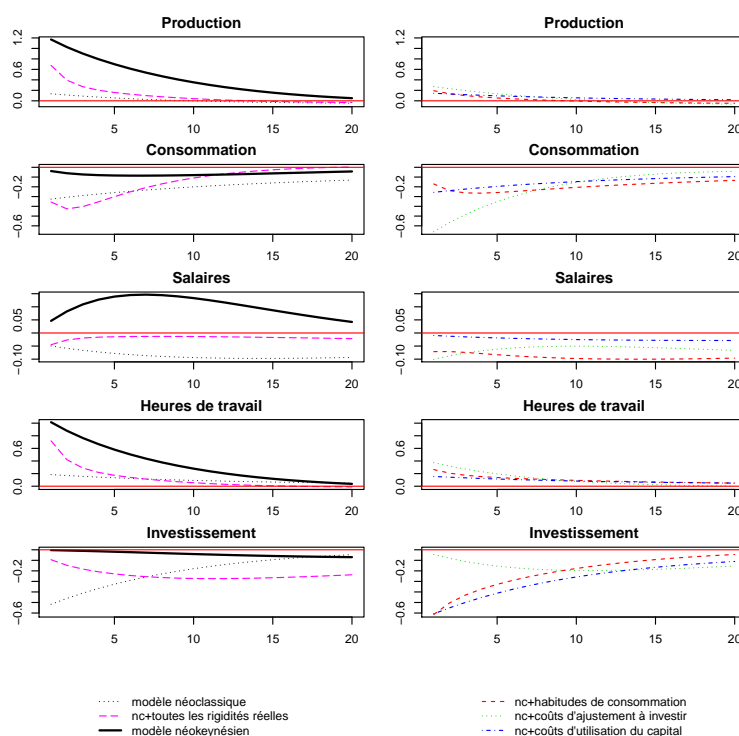
$$mc_t = \frac{\varepsilon - 1}{\varepsilon}, \quad (2.78)$$

avec  $\varepsilon$  l'élasticité de substitution entre les différents biens intermédiaires et  $mc_t$  le coût marginal réel de production. En considérant pour simplifier que la production ne dépend que du facteur travail, on a  $mc_t = \tilde{w}_t(1 + \tau^{wf})$ , où  $\tau^{wf}$  désigne les cotisations sociales employeurs.

61. Dans un modèle avec une dynamique de prix à la Calvo (1983), cela revient à dire que la probabilité pour un ménage de ne pas réoptimiser son salaire est nulle.

62. En concurrence parfaite sur le marché du travail,  $\eta$  tend vers l'infini et le salaire net d'impôt est alors égal au taux marginal de substitution entre travail et loisir.

Graphique 2.1 – Réponses impulsionnelles en fonction des rigidités réelles introduites dans le modèle néoclassique après un choc sur la consommation publique



*Note :* Pour la production, la consommation et l'investissement, l'axe des ordonnées désigne les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre, et pour le salaire brut réel et les heures de travail, le taux de croissance par rapport à la valeur d'équilibre, en points de pourcentage. Le modèle néoclassique est similaire à celui de Baxter et King (1993), auquel on ajoute soit des habitudes de consommation, soit des coûts d'ajustement à investir, soit des coûts de variation de l'utilisation du capital, soit ces trois rigidités réelles. Le modèle néokeynésien est similaire à celui de Smets et Wouters (2003). L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.

Dans le modèle néokeynésien, les salaires et les prix sont imparfaitement flexibles, les équations (2.77) et (2.78) deviennent alors respectivement

$$(1 - \tau^n - \tau^{wh})\tilde{w}_t = \mu_t^w \frac{(l_t^d)^\vartheta}{\tilde{\lambda}_t}, \quad (2.79)$$

et

$$\Pi_t = \mu_t^p (1 + \tau^{wf})\tilde{w}_t, \quad (2.80)$$

avec  $\Pi_t$  l'inflation,  $\mu_t^w$  et  $\mu_t^p$  les marges sur les salaires et les prix, qui varient au cours du temps.

En combinant les équations (2.79) et (2.80), on a alors

$$\frac{1 - \tau^n - \tau^{wh}}{1 + \tau^{wf}} \Pi_t = \mu_t^w \mu_t^p \frac{(l_t^d)^\vartheta}{\tilde{\lambda}_t}. \quad (2.81)$$

Considérons, à partir de ces équations, une augmentation de la consommation publique, dont l'effet premier est d'augmenter le nombre d'heures travaillées  $l_t^d$ . Dans un cadre de concurrence néoclassique, ou si la concurrence est monopolistique mais qu'il n'y a pas de rigidités nominales sur les prix ou les salaires, les coûts marginaux de production (ici les salaires) diminuent et donc l'inflation diminue. De manière à conserver l'égalité (2.81) avec des marges égales à l'unité ou constants, l'utilité marginale de la consommation doit augmenter et donc la consommation des ménages doit chuter. Dans ce cas, l'augmentation de la production vient avant tout de l'effet de richesse négatif mis en avant par Baxter et King (1993) qui pousse les ménages à augmenter leur offre de travail en anticipant la hausse d'impôts futurs nécessaire pour financer le surcroît de dépenses publiques.

En revanche, si les marges sur les prix et les salaires varient de manière endogène, les résultats sont très différents. Dans le cas où salaires et prix sont rigides à court terme, on déduit à partir des équations (2.79) et (2.80) que lorsque le taux marginal de substitution augmente à la suite d'une hausse de la consommation publique, ce sont les marges sur les salaires  $\mu_t^w$  et les prix  $\mu_t^p$  qui diminuent<sup>63</sup>. L'utilité marginale de la consommation n'est plus obligée d'augmenter fortement pour assurer l'égalité (2.81), donc la consommation diminue moins que dans le cadre néoclassique, et donc la production globale croît davantage. Les graphiques 2.12 et 2.13 en annexe confirment cet enchaînement. La production croît de manière instantanée de près de 1 point de pourcentage dans le modèle néokeynésien à la suite d'une augmentation de la consommation publique<sup>64</sup>, contre 0,2 point dans le modèle néoclassique. La consommation privée, autour de -0,1 point dans le cadre néokeynésien,

63. Galí *et al.* (2007a) montrent empiriquement que l'écart d'inefficience, égal au produit des marges  $\mu_t^w$  et  $\mu_t^p$ , quoique modeste en moyenne, augmente lors des récessions et diminue quand la croissance est forte.

64. Elle croît même davantage, du fait du taux d'utilisation du capital, comme nous l'expliquons ensuite.

diminue trois fois moins. Néanmoins, la dynamique de la consommation due aux rigidités nominales n'explique pas à elle seule celle de la production.

À ces rigidités nominales, sont ajoutées dans le modèle néokeynésien trois rigidités réelles : des habitudes de consommation, des coûts d'ajustement à investir et des coûts de variation de l'utilisation du capital, dont les effets propres après un choc de consommation publique sont analysés dans le graphique 2.1. Ces rigidités ont été utilisées dans plusieurs modèles d'équilibre général pour rendre compte de faits stylisés, à la suite notamment d'un changement de politique monétaire, comme le rappellent les sections 2.3.2 et 2.3.3<sup>65</sup>.

Les coûts d'ajustement à investir permettent de tempérer de manière importante la réponse négative de l'investissement dans le modèle néoclassique<sup>66</sup>, qui passe de -0.6 point à -0.1 au moment du choc, et devient ainsi plus conforme aux estimations empiriques. Cette hypothèse seule conduit cependant à une réponse négative plus forte de la consommation, que les habitudes de consommation viennent lisser.

L'effet d'un taux variable d'utilisation du capital revêt une importance particulière dans l'analyse des réponses impulsionnelles, comme le notent déjà Christiano *et al.* (2005). L'incorporation d'un taux d'utilisation du capital conduit à l'augmentation de l'offre de capital après une relance par la consommation publique, qui atténue la forte hausse du coût du capital qui prévaudrait sinon. Cela adoucit l'augmentation des coûts marginaux, donc celle des prix<sup>67</sup>. La variation du taux d'utilisation du capital a un coût, que les producteurs du bien d'équipement acceptent de payer pour augmenter l'utilisation du capital. Il est exprimé en unités de production et entre donc directement dans l'équation d'agrégation du marché des biens. Il explique ainsi pourquoi la production est légèrement supérieure à 1 après une relance par la consommation publique d'un point de production, comme le montre le graphique 2.1.

Cependant, les rigidités réelles seules ne permettent pas d'obtenir des salaires réels en hausse après une relance budgétaire par la consommation publique, contrairement à ce que montrent bon nombre d'études empiriques. Seul l'ajout de rigidités nominales leur assure un taux de croissance positif. Ainsi dans le modèle néokeynésien, l'augmentation de la demande de travail pour produire de nouveaux biens intermédiaires est plus rapide que celle de

---

65. Burnside *et al.* (2004) sont les premiers à utiliser l'hypothèse d'habitudes de consommation et de coûts d'ajustement de l'investissement dans un cadre néoclassique pour reproduire la dynamique des grandes variables macroéconomiques après un choc de consommation publique. Les résultats présentés ici sont largement conformes aux leurs.

66. Cette réponse négative de l'investissement est déjà présente dans Baxter et King (1993) après un choc temporaire de consommation publique.

67. Si la perte de richesse réelle des ménages est plus faible, l'augmentation de l'offre de travail est *in fine* moins importante et les salaires ne sont donc que très légèrement à la baisse, toutes choses égales par ailleurs.

l'offre de travail pour compenser l'effet de richesse négatif<sup>68</sup>.

La différence fondamentale entre les deux modèles tient au rôle de l'élasticité de l'offre de travail. Si celle-ci détermine au premier chef la réponse de la production après une relance dans Baxter et King (1993) et Burnside *et al.* (2004), elle ne joue qu'un rôle très restreint dans les modèles qui incorporent des rigidités sur les prix et les salaires. Ainsi à titre d'exemple, un triplement de cette élasticité (de 1/3 à 1) n'a pratiquement aucun effet sur la production dans un modèle néokeynésien, seuls les salaires augmentent un peu moins rapidement. Comme le souligne Woodford (2011), dans le cadre néokeynésien la production n'est plus déterminée seulement du côté de l'offre mais s'explique aussi par les effets des dépenses publiques sur la demande agrégée.

### Modèle néokeynésien avec agents non ricardiens

La baisse de la consommation privée à la suite d'une augmentation de la consommation publique, plus faible dans le modèle néokeynésien standard que dans le modèle néoclassique, contredit toutefois les résultats de plusieurs études empiriques fondées sur des VAR structurels<sup>69</sup>. C'est une nouvelle raison, en plus de celle décrite précédemment portant sur l'horizon court d'une fraction d'agents qui n'épargnent pas, qui justifie l'ajout au modèle néokeynésien d'une fraction d'agents non ricardiens, selon la méthodologie de Galí *et al.* (2007b).

Les ménages non ricardiens ont la spécificité de consommer tout leur revenu courant, net d'impôts, selon la définition de Campbell et Mankiw (1989). La consommation totale correspond ainsi à la somme des consommations spécifiques aux ménages ricardiens et aux ménages non ricardiens, pondérées par leur part respective dans l'économie. Le ménage non ricardien bénéficie aussi de transferts spécifiques, d'un montant égal aux transferts vers le ménage ricardien. Les transferts envers les ménages non ricardiens viennent rompre l'équivalence ricardienne qui prévaut dans le modèle néo-

---

68. L'effet propre des rigidités réelles, responsable d'une partie de l'augmentation du volume du travail, cesse d'être important au bout de deux trimestres, alors que les heures de travail restent bien au-dessus des valeurs d'équilibre, comme le souligne le graphique 2.1.

69. Parmi une littérature abondante, on peut citer Blanchard et Perotti (2002), Galí *et al.* (2007b) et Corsetti *et al.* (2012) pour les États-Unis, Fatás et Mihov (2001) pour les pays de l'OCDE et Beetsma et Giuliodori (2011) pour les pays de l'Union européenne, article sur lequel nous reviendrons. Une autre méthodologie, dans la lignée de Ramey et Shapiro (1998), identifie de manière narrative des chocs importants non-anticipés de dépenses militaires à l'occasion de guerres. Si la production et les heures de travail augmentent aussi après un choc de dépenses publiques, en revanche la consommation des ménages et les salaires réels diminuent (Edelberg *et al.*, 1999; Burnside *et al.*, 2004). Perotti (2007) montre néanmoins que si les épisodes identifiés de relance sont sans doute exogènes, ils ne peuvent constituer des événements normaux. On ne peut dès lors inférer sur cette base les effets de la politique budgétaire dans des circonstances normales.

keynésien standard. La vitesse de la consolidation budgétaire importe désormais dans la dynamique des variables. On fixe alors  $\rho_{Tb}$  de manière à reproduire un sentier de dette publique similaire à celui du modèle néokeynésien standard pour permettre la comparaison des réponses impulsionnelles en fonction des modèles.

Les graphiques 2.12 et 2.13 (p.140 en annexe) attestent bien une augmentation de la consommation privée et de la production dans le modèle néokeynésien avec ménages non ricardiens. Cependant, cette fraction de ménage ne suffit pas en elle-même à expliquer cette dynamique. En effet, si les salaires étaient parfaitement flexibles, l'impact négatif sur les salaires d'une augmentation de l'offre de travail diminuerait la consommation des ménages non ricardiens. C'est bien la conjonction entre ménages non ricardiens et rigidité des salaires qui permet un impact plus important, comme le notent Galí *et al.* (2007b). L'augmentation de la consommation privée entraîne en second tour une hausse de la demande de travail et donc une progression des salaires réels plus forte que dans le modèle standard, au bout de deux ans (graphique 2.14).

Cette spécification du modèle, avec une fraction de ménages non ricardiens, diffère cependant de Galí *et al.* (2007b) et mérite une attention particulière. Dans notre modèle, les ménages non ricardiens ne font pas d'arbitrage entre consommation et loisir, et fixent leurs salaires à la moyenne des salaires des ménages ricardiens. Une telle spécification est privilégiée par Erceg *et al.* (2006) et d'autres par la suite tels Forni *et al.* (2009). Elle se distingue de Galí *et al.* (2007b) qui considèrent une économie dans laquelle les salaires sont établis par un syndicat représentatif qui maximise l'utilité moyenne pondérée des deux types de ménage (ricardiens et non ricardiens). La spécification retenue ici peut conduire à sous-évaluer l'impact inflationniste d'une augmentation de la demande de biens domestiques, par rapport à une offre de travail différenciée entre les deux types de ménages. Ainsi, l'effet de richesse négatif d'une augmentation de la consommation publique pour les ménages ricardiens les incite à augmenter leur offre de travail, pour compenser les pertes actualisées de revenu. Les ménages non ricardiens, qui n'effectuent pas de calcul intertemporel, réagissent pourtant en augmentant aussi leur offre de travail. Il en résulte une moindre augmentation des salaires que si les offres de travail entre les deux types de ménages étaient différenciées. Cependant, on a montré auparavant que l'effet de richesse à la suite d'une relance par la consommation publique était assez faible dans le modèle. Forni *et al.* (2009) soulignent d'ailleurs dans leur annexe que le choix de l'une ou l'autre spécification n'a que peu de conséquences sur les réponses impulsionnelles des différentes variables du modèle. En outre, une telle spécification assure que la part des salaires des ménages non ricardiens dans l'économie domestique est constante, ce qui permet de ne pas trop complexifier l'analyse.

### Modèle néokeynésien en économie ouverte

Une augmentation de la consommation publique dans un modèle néokeynésien standard en économie ouverte a pour conséquence une appréciation du taux de change réel et une dégradation de la balance commerciale. Les exportations décroissent d'autant plus qu'au sein de l'économie domestique, la demande de travail augmente, les salaires croissent, et donc les coûts marginaux augmentent et se répercutent dans les prix à l'exportation. L'effet négatif sur la balance commerciale est cependant partiellement compensé par une diminution des importations dans la mesure où la consommation et l'investissement diminuent. Globalement, la position extérieure se dégrade quelque peu, dans des proportions bien moindres toutefois que l'augmentation de la dette publique. L'effet positif sur la production d'une relance budgétaire par la consommation publique n'est donc que légèrement atténué dans une modélisation de la zone euro en économie ouverte<sup>70</sup>.

Le premier effet d'une augmentation de la consommation publique est la hausse de la demande de biens domestiques, dans la mesure où cette consommation est faite exclusivement de biens produits en zone euro. La croissance de l'inflation et de l'activité induit une augmentation du taux d'intérêt domestique et donc une appréciation du taux de change réel ( $\frac{ex_t p_t^W}{p_t}$ ), illustrée par un mouvement à la baisse dans le graphique 2.2<sup>71</sup>. Plusieurs estimations empiriques sur les pays de la zone euro attestent une appréciation du taux de change réel après une relance budgétaire par les dépenses publiques, comme Bénétrix et Lane (2009) et Beetsma et Giuliodori (2011)<sup>72</sup>. Selon Obstfeld (2001), les estimations de la persistance du taux de change réel dans des régimes de taux de change flottants après un choc suggèrent que les demi-vies d'une innovation sont entre 2 et 4.5 années. La demi-vie est ici d'environ 4 ans, ce qui est conforme aux estimations.

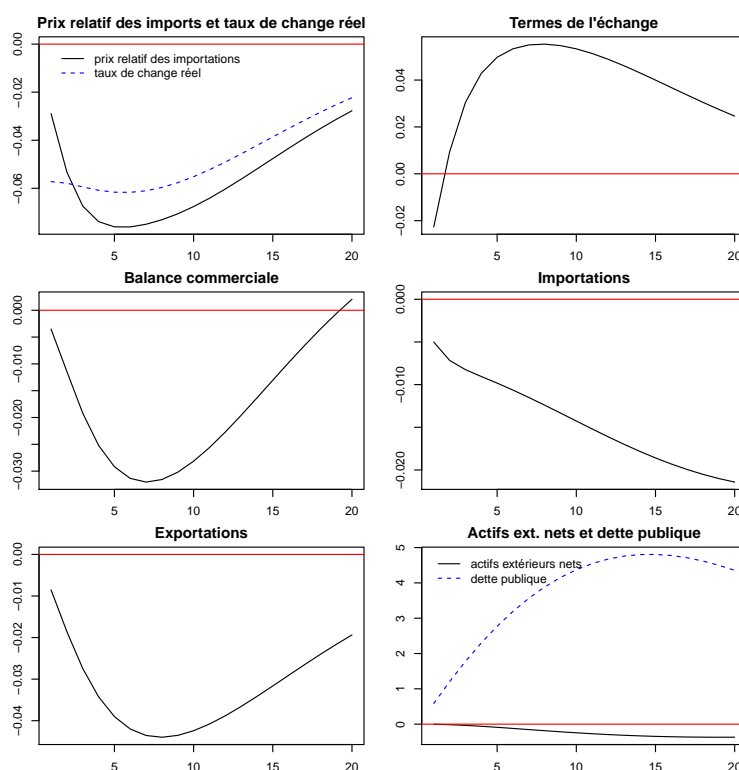
Ensuite, le lien entre le taux de change réel et le prix relatif des biens

70. Cette section aborde la question des déficits jumeaux (comptablement, les déficits courants sont la somme des déficits privés et publics ; une augmentation des déficits publics conduirait donc à une dégradation du solde courant). Son traitement dépasse cependant largement les objectifs de ce papier. Pour une revue de littérature récente et des estimations empiriques, voir Abbas (2010).

71. Le taux de change est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère, et donc une diminution du taux de change équivaut à une appréciation de la monnaie domestique. D'après l'équation d'Euler pour l'épargne étrangère des ménages, on déduit qu'une baisse de la consommation privée, et donc une augmentation de leur utilité marginale, entraîne une baisse du taux de change réel.

72. La comparaison entre les résultats du modèle et ces estimations a des limites dans la mesure où les taux de change réels sont estimés pour chaque pays de la zone. Il n'est donc pas nécessaire que le taux de change de l'euro vis-à-vis du reste du monde suive le même mouvement. D'autres auteurs mettent en évidence une dépréciation, comme Monacelli et Perotti (2010) et Ravn *et al.* (2012). Ils travaillent cependant sur un échantillon de pays différents (Australie, Canada, Royaume-Uni et États-Unis). Nous revenons sur cette question dans le modèle complet.

Graphique 2.2 – Réponses impulsionnelles dans un modèle néokeynésien en économie ouverte après un choc sur la consommation publique



*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 et, pour les prix, les 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. Les termes de l'échange correspondent au ratio entre le prix des exportations exprimé en monnaie domestique et le prix des importations. On considère le modèle néokeynésien similaire à Smets et Wouters (2003), auquel on ajoute des secteurs importateur et exportateur. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.*



importés ( $\frac{p_t^M}{p_t}$ ) peut être explicité en reprenant la condition du premier ordre du prix des biens importés, fixé par les entreprises importatrices. Dans le cas où les prix sont parfaitement flexibles, on a

$$mc_t^M = \frac{\varepsilon^M - 1}{\varepsilon^M}, \quad (2.82)$$

où  $\varepsilon_M$  est l'élasticité de substitution des biens importés et  $mc_t^M$  le coût marginal réel des importations, égal à  $\frac{ex_t p_t^W}{p_t^M}$ . Dans le modèle, les prix des importations sont imparfaitement flexibles, on peut alors relier le prix relatif des importations au taux de change réel

$$\frac{p_t^M}{p_t} = \mu_t^M \frac{ex_t p_t^W}{p_t}, \quad (2.83)$$

avec  $\mu_t^M$  une marge qui varie dans le temps. De la même manière, on déduit de la condition de premier ordre des entreprises exportatrices, si les prix sont flexibles, que

$$mc_t^x = \frac{\varepsilon^x - 1}{\varepsilon^x}, \quad (2.84)$$

où  $\varepsilon^x$  est l'élasticité de substitution des biens exportés et  $mc_t^x$  le coût marginal réel des exportations, égal à  $\frac{p_t}{ex_t p_t^x}$ . Dans le modèle, les prix des exportations sont imparfaitement flexibles, et donc le prix des exportations, en monnaie domestique, se définit

$$ex_t p_t^x = \mu_t^x p_t, \quad (2.85)$$

avec  $\mu_t^x$  une marge qui varie dans le temps.

Par hypothèse, les prix sont rigides dans la monnaie du consommateur, selon la spécification de *local currency pricing* de Betts et Devereux (1996)<sup>73</sup>. Cette hypothèse conduit à ce que les variations du taux de change ne se diffusent que progressivement sur les prix des importations et des exportations (graphique 2.2). La variation des marges permet d'obtenir un *pass-through* incomplet.

Ainsi, selon l'équation (2.83), la baisse du taux de change réel est absorbée par la hausse de  $\mu^M$ . On voit effectivement (graphique 2.2) que  $\frac{p_t^M}{p_t}$  diminue peu au cours des premiers trimestres qui suivent le choc. Au bout d'un an, le rapport du prix relatif des importations au taux de change réel redevient égal à la marge de long terme,  $\varepsilon^M / (\varepsilon^M - 1)$ , soit 1,2. Selon l'équation (2.85), la hausse du prix des biens domestiques est elle aussi absorbée, par une baisse cette fois de la marge  $\mu_t^x$ . Les prix à l'exportation exprimés en

73. D'autres auteurs préfèrent spécifier une rigidité des prix dans la monnaie du producteur (Obstfeld et Rogoff, 2000). Adolfson *et al.* (2007) montrent néanmoins la pertinence de l'hypothèse de *local currency pricing* dans un modèle DSGE à partir d'une estimation bayésienne réalisée sur la zone euro.

monnaie domestique  $ex_t p_t^x$  sont rigides à court terme. La marge retrouve sa valeur de long terme au bout d'un an et demi. On en déduit qu'après une relance par la consommation publique, les termes de l'échange, définis comme le ratio entre le prix des exportations exprimé en monnaie domestique et le prix des importations ( $\frac{ex_t p_t^x}{p_t^i}$ ), augmentent.

Les changements de prix relatifs agissent à la hausse sur la demande d'importations et à la baisse sur la demande d'exportations (en volume), toutes choses égales par ailleurs, bien que la réponse à ces changements de prix soit modérée à court terme du fait des coûts d'ajustement à importer. La balance commerciale se détériore effectivement, pour se redresser ensuite (graphique 2.2). Cependant, il apparaît que l'effet positif sur les importations d'un changement de prix relatif est compensé par la baisse de la consommation privée et de l'investissement (graphiques 2.13 et 2.15). Les forts biais domestiques de la consommation et de l'investissement, pour la zone euro prise comme un ensemble, atténuent encore la dégradation de la balance commerciale<sup>74</sup>.

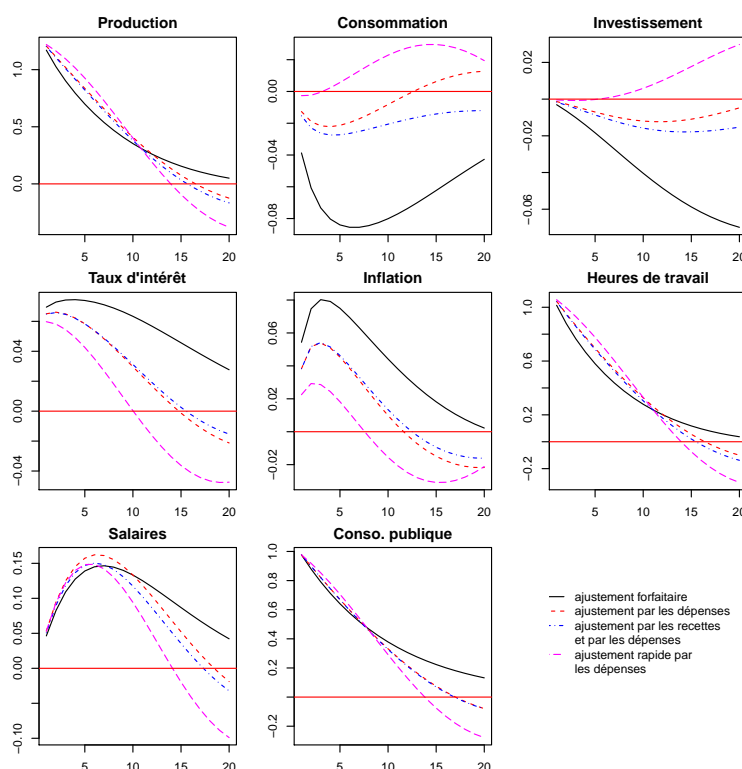
Enfin, les actifs extérieurs nets de l'économie domestique diminuent d'environ 0,4% de la production (graphique 2.2), ce qui s'explique surtout par une augmentation des flux de capitaux entrants. Sachant que le pic d'augmentation de la dette publique est d'environ 4% de la production, on trouve une élasticité des actifs extérieurs nets à la dette publique de -0,1, soit le même ordre de grandeur que l'élasticité estimée par Lane et Milesi-Ferretti (2002), qui est de -0,125 pour les pays industrialisés entre 1970 et 1998.

### Modèle néokeynésien avec ajustements budgétaires distorsifs

L'incorporation d'ajustements budgétaires distorsifs pour financer une relance par la consommation publique modifie substantiellement la dynamique des variables dans un modèle néokeynésien. Par rapport à un financement forfaitaire, la production est légèrement supérieure à court terme et inférieure dès trois ans. L'effet propre d'une consolidation par les dépenses entraîne une diminution plus rapide de la production à moyen terme, *via* une baisse de la demande de biens domestiques et donc de la demande de travail. Salaires, inflation et taux d'intérêt sont alors plus faibles. La consommation et l'investissement sont ainsi relativement plus élevés, y compris à court terme. Lorsque l'ajustement passe aussi par une augmentation des taxes, quoiqu'assez faible d'après la composition de l'ajustement calibrée dans le modèle, la production diminue davantage (au bout de trois ans), du fait d'une baisse relative de la consommation privée et de l'investissement. Les effets de substitution intratemporelle, à mesure que la dette publique et que les taxes augmentent, sont renforcés par des taux d'intérêt plus élevés, dus

74. L'ajout de ménages non ricardiens dans le modèle complet entraîne une augmentation de la consommation privée au moment du choc et donc une augmentation des importations, ce qui viendra accentuer la dégradation de la balance commerciale.

Graphique 2.3 – Réponses impulsionnelles en fonction du type d’ajustement budgétaire après un choc sur la consommation publique



*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, pour le salaire brut réel et les heures de travail, le taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre en points de pourcentage, et pour le taux d'intérêt et l'inflation, les déviations annualisées par rapport aux valeurs d'équilibre en points de pourcentage. On considère soit le modèle standard similaire à Smets et Wouters (2003) où l'ajustement budgétaire se fait par une baisse des transferts forfaitaires, soit le modèle où seules les dépenses publiques s'ajustent, soit le modèle où les dépenses et les recettes publiques s'ajustent, soit le modèles où seules les dépenses publiques s'ajustent deux fois plus vite. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.*

à des coûts marginaux de production plus élevés et donc une inflation plus élevée.

Dans un premier temps, on considère l'effet propre d'un ajustement par les seules dépenses après une relance par la consommation publique, de manière à comparer nos résultats à ceux mis en avant par Corsetti *et al.* (2012)<sup>75</sup>. Comme l'atteste le graphique 2.3, l'ajustement par les dépenses entraîne une inflation moins élevée qu'un ajustement forfaitaire, donc une banque centrale qui réagit avec des taux d'intérêt nominaux plus faibles, et une consommation des ménages d'emblée plus élevée<sup>76</sup>. Si ces résultats sont semblables à ceux de Corsetti *et al.* (2012), il faut noter cependant que la consommation privée diminue les trois premières années (graphique 2.3). Or, l'un des points majeurs des simulations de ces auteurs est de montrer qu'un ajustement par les dépenses publiques entraîne une réponse positive de la consommation après un choc de consommation publique, conformément à leurs estimations empiriques. L'avantage pour eux est d'expliquer ce fait stylisé sans avoir recours à l'hypothèse d'agents non ricardiens. La différence tient ici au fait que, si la consommation publique passe bien en-dessous de son trend de long terme à la suite de la relance, ce n'est, dans notre modèle, qu'au bout de 4 ans, soit deux ans plus tard que ces auteurs. En doublant la vitesse de consolidation par les seules dépenses (graphique 2.3), on retrouve bien des résultats très proches des auteurs, notamment une consommation privée qui réagit positivement sur toute la période. La forte sensibilité des résultats de Corsetti *et al.* (2012) à la vitesse de consolidation peut poser problème dans la mesure où ces derniers la considèrent comme donnée<sup>77</sup>. De plus, la réponse positive de la consommation privée après une relance peut aussi être remise en cause dès lors qu'on ajoute une augmentation des taxes dans l'ajustement, même faiblement comme nous allons le montrer.

Le financement d'une relance budgétaire par des taxes distorsives est une question davantage étudiée dans la littérature, même si la plupart des analyses de politiques budgétaires en équilibre général conservent aujourd'hui encore l'hypothèse d'un financement forfaitaire. En outre, la plupart des articles qui incorporent un tel financement distorsif le font dans un cadre néoclassique<sup>78</sup>. Il s'agit ici d'inclure une variété de taxes dans un modèle

75. On annule ici l'élasticité des recettes à l'écart de dette publique par rapport à sa cible. On rappelle que l'ajustement estimé en zone euro passe à 80% par une diminution des dépenses et à 20% par une augmentation des recettes.

76. Comme le remarquent Corsetti *et al.* (2012), les taux d'intérêt réels de long terme (définis comme le produit des taux courts anticipés) sont plus faibles. Donc d'après l'équation d'Euler exprimée sous forme récursive, des taux longs plus faibles augmentent immédiatement la consommation privée. À la différence de Baxter et King (1993), ce sont les effets de substitution intertemporels qui priment ici, et non les effets richesse.

77. Ils précisent qu'elle est dans l'intervalle  $[-0.04, 0.03]$  estimé par Galí et Perotti (2003).

78. On peut citer notamment Baxter et King (1993), McGrattan (1994), Ohanian (1997) et Burnside *et al.* (2004). Forni *et al.* (2009) et Drautzburg et Uhlig (2011) intègrent de telles distorsions dans un modèle similaire à Smets et Wouters (2003).

avec rigidités nominales.

L'ajout de taxes distorsives en réponse à l'augmentation de la dette publique conduit à une production plus faible à moyen terme, du fait notamment d'une consommation et d'un investissement plus faibles. Le premier effet d'une augmentation des taxes peut être appréhendé en réexprimant l'équation (2.81), sans habitudes de consommation

$$\frac{1 - \tau_t^n - \tau_t^{wh}}{(1 + \tau_t^{wf})(1 + \tau_t^c)} \Pi_t = \mu_t^w \mu_t^p (l_t^d)^\vartheta \tilde{c}_t. \quad (2.86)$$

Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation des taux d'imposition crée deux types d'effet : d'une part, un effet intratemporel induit une réduction de l'offre de travail et de la consommation au temps  $t$  ; d'autre part, puisque ces taxes augmentent à mesure que la dette publique s'accumule, un effet intertemporel amène les ménages à travailler et consommer durant les périodes où les taxes sont plus faibles. Seul l'effet intertemporel joue à court terme, quoiqu'assez faiblement, avec une offre de travail qui s'accroît et des salaires qui baissent, phénomène renforcé par un effet de richesse négatif sur les ménages. À mesure que les taxes augmentent, l'effet intratemporel domine dans la réponse de la consommation, renforcé par des taux d'intérêt plus élevés du fait d'une hausse des coûts marginaux de production et de l'inflation. Si l'offre de travail diminue, les salaires sont cependant plus faibles dans la mesure où la demande de travail elle-même diminue, du fait d'une plus faible demande de biens domestiques<sup>79</sup>. Finalement, l'effet négatif sur la consommation privée et l'investissement dû à l'augmentation des taxes à moyen terme ne compense pas l'effet positif de la diminution des dépenses. Comme l'indiquent les graphiques 2.13 et 2.15, consommation et investissement restent ainsi plus élevés (ils diminuent moins), dans le modèle avec ajustements distorsifs que dans le modèle avec ajustements forfaitaires.

### Modèle complet

L'incorporation, dans un même modèle néokeynésien, de ménages non ricardiens, de secteurs importateurs et exportateurs et d'ajustements budgétaires distorsifs donne lieu à des dynamiques globalement similaires à celles étudiées séparément. Il faut noter toutefois que le poids de ces différents blocs dans l'évolution des variables se modifie dans le temps, ce que les graphiques 2.12 à 2.15 (p.140 à 143 en annexe) permettent d'appréhender.

---

79. Ces résultats sont similaires dans leur signe, sinon dans leur ampleur, à ceux de Baxter et King (1993), qui montrent que lorsque les ajustements budgétaires sont distorsifs, les effets de substitution dominent les effets de richesse, et le volume de travail diminue. Burnside *et al.* (2004) montrent en outre que lorsque les taxes sur les revenus des facteurs de production augmentent, l'effet de substitution intratemporelle domine progressivement l'effet intertemporel. La primauté du premier est d'autant plus forte ici que l'élasticité de Frisch sur l'offre de travail est plus faible que dans leur modèle.

À court terme, l'introduction de ménages non ricardiens augmente ainsi la réponse de la production dans le modèle complet par rapport au modèle néokeynésien standard. À moyen terme en revanche, les ajustements distorsifs dominent la dynamique et la production est plus faible. Après avoir comparé les réponses impulsionnelles du modèle aux estimations empiriques, nous mettons l'accent sur deux points qui ont récemment fait l'objet de débats : la dynamique du taux de change réel et celle de la dette publique après une relance budgétaire par la consommation publique.

Les réponses impulsionnelles du modèle complet, présentées dans le graphique 2.16 (p.144 en annexe), sont dans l'ensemble proches des estimations empiriques fondées sur des VAR structurels. Nous prenons ici comme référence Beetsma et Giuliodori (2011), qui estiment un VAR structurel en panel sur un échantillon de 14 pays européens entre 1970 et 2004. Selon les auteurs, l'impact d'une augmentation des dépenses publiques d'un point de PIB augmente la production de 1,2% au moment de l'impact, et de 1,5% au bout d'un an. On retrouve un effet proche dans le modèle où la relance par la consommation publique d'un point de la production d'équilibre augmente la production de 1,4%. En outre, la consommation privée, qui augmente selon Beetsma et Giuliodori (2011), augmente aussi dans le modèle, quoique plus faiblement<sup>80</sup>. Les importations de biens augmentent et les exportations diminuent selon leurs estimations empiriques, la balance commerciale est donc déficitaire. Ces dynamiques se retrouvent toutes dans les réponses impulsionnelles du modèle, même si le solde se dégrade moins dans nos simulations. Au-delà de trois ans cependant, les importations passent en dessous de leur valeur d'équilibre et les exportations au dessus.

Le taux de change réel, dont la dynamique après une relance budgétaire fait l'objet de controverses théoriques et empiriques, mérite examen. Bien que cette problématique ne soit pas directement l'objet de cette étude, deux résultats au moins doivent être mis en avant. Premièrement, l'ambiguïté des estimations empiriques pour conclure sur l'appréciation ou la dépréciation du taux de change réel est prégnante ici, avec un taux de change réel qui s'apprécie à court terme et se déprécie dès deux ans et demie. En effet, dans le modèle complet, la consommation des ménages ricardiens décroît plus faiblement que dans le modèle keynésien standard, donc le ratio entre l'utilité marginale de la consommation en  $t + 1$  et celle en  $t$  croît moins vite. Par conséquent, le taux de change réel s'apprécie moins au moment du choc (il décroît moins vite), et se déprécie même ensuite<sup>81</sup>.

Deuxièmement, la mise en avant par Corsetti *et al.* (2012) d'une dépréciation du taux de change réel après un choc positif de consommation publique dépend, là encore, de la vitesse de consolidation. Ces derniers montrent en ef-

80. Selon Beetsma et Giuliodori (2011), la consommation augmente de plus de 0,5% au moment de l'impact alors qu'elle augmente de moitié dans le modèle.

81. Nous traitons de la consommation des ménages ricardiens car la dynamique du taux de change est gouvernée par les seuls ménages qui optimisent leur consommation.

fet que l'incorporation d'ajustements budgétaires par les dépenses publiques permet d'obtenir non seulement une réponse positive de la consommation privée *via* la baisse des taux d'intérêt réels, mais aussi une dépréciation du taux de change réel, toujours selon le même canal. Nous avons montré dans la section précédente que la réponse positive de la consommation privée n'était possible dans notre modèle qu'à condition de doubler la vitesse de la consolidation budgétaire. Ce résultat est valide ici aussi : la dépréciation du taux de change réel est présente à court terme dans notre modèle uniquement lorsque l'ajustement est au moins deux fois plus rapide (graphique 2.4). L'enchaînement qui prévaut est le même : la consommation publique passe rapidement en dessous de son trend stationnaire, d'où une chute de la production et de la demande de travail, une baisse des salaires, de l'inflation et des taux d'intérêt réels. Une autre manière de le comprendre est de revenir à l'équation d'Euler : une hausse de la consommation privée, lors d'un ajustement rapide, conduit à une décroissance de l'utilité marginale de la consommation et donc à une augmentation du taux de change réel, autrement dit à une dépréciation de la monnaie domestique.

Un autre débat important, ravivé par les articles récents de Denes *et al.* (2013) et DeLong et Summers (2012), est celui d'un possible autofinancement de la relance budgétaire. On montre à partir du modèle complet qu'un supplément temporaire de consommation publique se finance automatiquement les 5 premiers trimestres suivant le choc. En effet, comme l'indique le graphique 2.5, la dette publique, mesurée en part de production effective, n'est supérieure à la dette d'équilibre qu'un an et demi après le choc. Pour comprendre cet autofinancement, il faut reprendre la contrainte budgétaire de l'État. Au moment du choc (en  $t = 1$ ), seule la consommation publique change, parmi tous les instruments budgétaires, avec pour effet une augmentation immédiate de la production<sup>82</sup>. En notant

$$\Delta y_t^d = \mu \Delta g_t^c, \quad (2.87)$$

où  $\Delta$  est l'opérateur différence, le multiplicateur instantané  $\mu$  est égal à 1,38. Si les différents taux de taxation ne sont pas modifiés au moment du choc, les bases en revanche augmentent. En notant

$$\Delta rev_t = \tau \Delta y_t^d, \quad (2.88)$$

où  $\Delta rev_t$  correspond aux recettes supplémentaires pour l'État, l'élasticité des recettes à la production supplémentaire  $\tau$  est égale à 0,32.

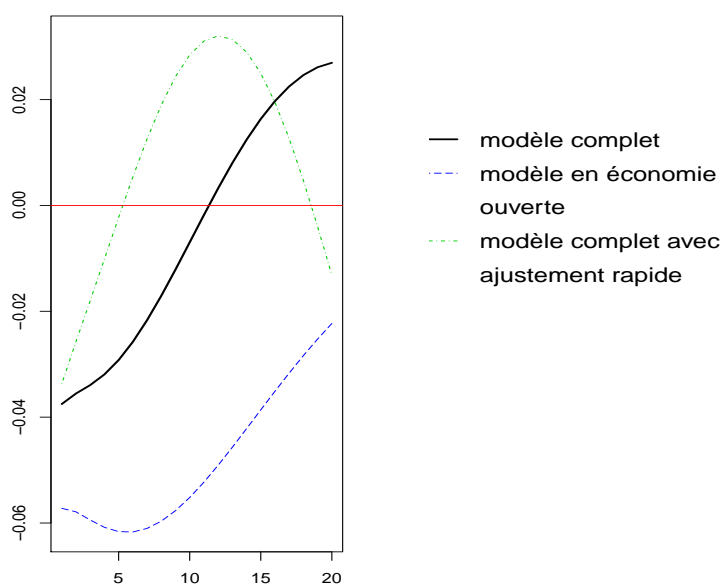
À partir des équations (2.87) et (2.88), on déduit une variation du solde primaire  $sp_t$

$$\Delta sp_t = -(1 - \mu\tau)\Delta g_t^c. \quad (2.89)$$

---

82. Les dépenses publiques par rapport à la production d'équilibre augmentent bien d'un point de pourcentage, même si par rapport à la production effective, elles augmentent nettement moins (graphique 2.5).

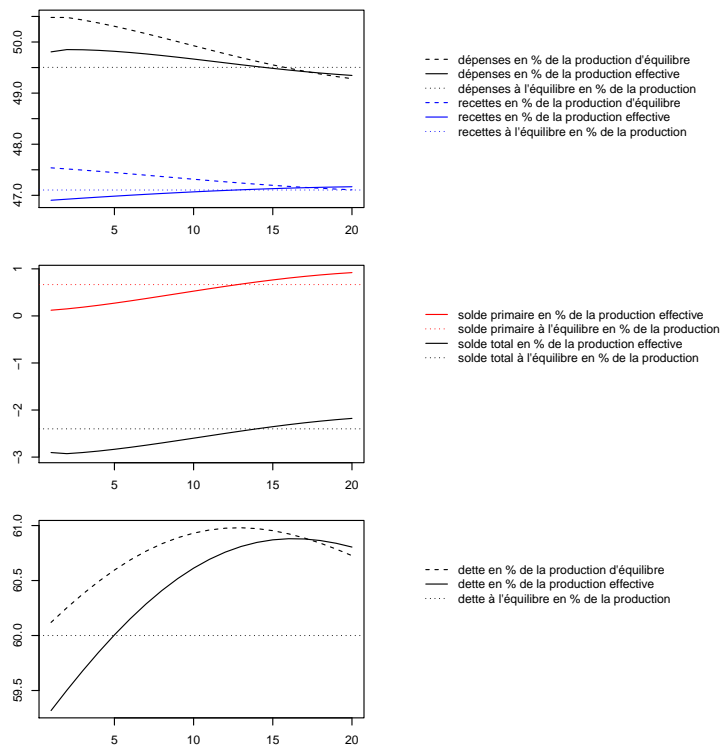
Graphique 2.4 – Réponses impulsionnelles du taux de change réel en fonction du modèle après un choc sur la consommation publique



*Note : L'axe des ordonnées désigne la déviation du taux de change réel par rapport à sa valeur d'équilibre, en points de pourcentage. Le taux de change réel est exprimé en monnaie domestique par unité de monnaie étrangère. On considère soit le modèle néokeynésien en économie ouverte, soit le modèle complet (avec ménages non ricardiens et ajustements budgétaires distorsifs), soit le modèle complet avec ajustements budgétaires deux fois plus rapides. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.*



Graphique 2.5 – Dépenses, recettes, solde budgétaire et dette publique dans le modèle complet après un choc sur la consommation publique



Note : L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Chaque choc est égal à 1% de la production d'équilibre.

On en déduit qu'une augmentation de 1 euro de la consommation publique dégrade le solde primaire de 56 centimes en  $t = 1$ .

Pour appréhender la dynamique globale de la dette publique en  $t = 1$ , il faut retrancher au solde primaire le service de la dette publique, composé du remboursement du capital emprunté la période précédente ainsi que des charges d'intérêt sur cette dette. La différence entre le service de la dette à l'équilibre et celui en  $t = 1$  tient à l'inflation et la croissance, qui agissent négativement. Le taux d'intérêt nominal qui détermine les charges d'intérêt est celui de la période précédente. Comme l'inflation et la croissance augmentent, sans que les taux nominaux bougent, les charges d'intérêt sur la dette publique vont nécessairement décroître, atténuant donc la dégradation du solde total par rapport à celle du solde primaire (graphique 2.5). Le remboursement en  $t$  du capital emprunté en  $t - 1$  est par ailleurs moins coûteux du fait de la croissance de la production et de l'inflation en  $t$ , même si cet effet est de deuxième ordre dans le modèle. *In fine*, l'augmentation du volume de dette publique est plus que compensé par celle de la production, et le ratio  $b_t/y_t^d$  diminue en  $t = 1$ , à 59,3% de la production effective.

## 2.4.2 Impact et transmission dans l'économie des autres types de relance budgétaire en fonction du modèle

### Impact d'une augmentation des autres dépenses publiques

Une augmentation temporaire des dépenses publiques d'investissement joue un rôle assez similaire sur la production, à court terme, à celle de la consommation publique. Mais en plus d'augmenter la demande, elle a aussi un effet positif sur l'offre en augmentant la productivité marginale des facteurs. Plus précisément, l'investissement public influence de deux manières les coûts marginaux de production (Straub et Tchakarov, 2007). D'un côté, la demande accrue de main d'oeuvre entraîne une hausse des salaires et donc des coûts marginaux de production. D'un autre côté, ces coûts vont moins augmenter, à demande supplémentaire donnée, car l'investissement public entre négativement dans l'équation des coûts marginaux. C'est la raison pour laquelle l'inflation, et donc les taux d'intérêt nominaux, croissent moins après un choc d'investissement public qu'après un choc de consommation publique. Étant donné la relation négative entre le taux d'intérêt réel et la croissance de la consommation, la moindre augmentation des taux d'intérêt par rapport à une relance par la consommation publique conduit *in fine* à une consommation privée durablement plus forte.

L'augmentation des transferts forfaitaires n'a, quant à elle, pas d'impact, tant dans les modèles néoclassique et néokeynésien standard qu'en économie ouverte, dans la mesure où l'équivalence ricardienne prévaut. Dans le modèle avec agents non ricardiens, le supplément de croissance de la production par rapport au modèle keynésien standard est dû pour l'essentiel à

la fraction des transferts vers les ménages non ricardiens qui la consomment immédiatement. S'ajoute une hausse de la demande de travail, et donc des salaires réels, qui vient renforcer la croissance de la production. Dans le modèle complet, ces effets positifs sur la production sont dominés au bout de deux ans par les effets des ajustements budgétaires distorsifs. Ainsi, des transferts publics plus faibles diminuent la demande de travail et les salaires baissent. Le recul de la production est amplifié par l'effet de substitution intratemporelle de la hausse des taux d'imposition, que la baisse des taux d'intérêt ne compense pas.

L'augmentation des transferts ciblés vers les ménages non ricardiens se traduit quasi-intégralement dans celle de la consommation, et donc de la production<sup>83</sup>. La baisse de la consommation des ménages non ricardiens est faible dans la mesure où la hausse de la demande de travail augmente les salaires réels. Les actifs extérieurs nets diminuent assez fortement car les importations augmentent. L'effet sur la production est durable et cette dernière retourne à sa valeur d'équilibre au bout de quatre ans.

### Impact d'une diminution des recettes publiques

L'utilisation des taxes comme instrument de relance budgétaire dans un cadre d'équilibre général a été peu étudiée<sup>84</sup>. Les résultats avancés ici soulignent notamment une forte hétérogénéité des réponses impulsionnelles selon le type de taxes utilisé.

À la suite d'une baisse temporaire des taxes sur la consommation, la consommation privée augmente de manière importante dans le modèle néo-keynésien standard, comme le met en évidence l'équation (2.86)<sup>85</sup>. Cette diminution jouent un rôle assez similaire à l'augmentation de la consommation publique. La différence tient au fait qu'on applique à la hausse de la production un facteur inférieur à l'unité car les ménages épargnent une partie des ressources supplémentaires. L'effet sur la production est renforcé dans le modèle avec ménages non ricardiens, ces derniers n'épargnant pas le supplément que procure la baisse de la taxe. La demande supplémentaire de biens domestiques augmente en second tour la demande de travail, et donc les salaires. L'effet sur la production est en revanche plus faible dans

83. L'augmentation du prix relatif des biens de consommation, plus importante que pour les autres types de relance, explique que l'augmentation des transferts ciblés ne se retrouve pas intégralement dans l'augmentation de la consommation privée.

84. Forni *et al.* (2009) sont parmi les premiers à comparer les effets des différents instruments budgétaires dans un cadre DSGE, qu'ils appliquent à la zone euro, en économie fermée. Ils n'incluent pas cependant dans leur analyse l'investissement public, les différentes cotisations sociales ou les transferts ciblés vers les ménages non ricardiens.

85. Dans le modèle néoclassique, la faible augmentation à court terme est due à l'effet de substitution intertemporelle, selon lequel la consommation est relativement moins chère au moment du choc. On fait l'hypothèse que la taxe sur la consommation n'est pas intégrée par les entreprises dans la fixation de leurs prix.

le modèle néokeynésien en économie ouverte.

La relance budgétaire par une diminution des impôts sur les revenus du capital augmente à court terme la production dans un modèle néokeynésien, *via* l'augmentation de l'investissement<sup>86</sup>. La hausse de la demande de biens d'investissement entraîne celle de la demande de travail. Les actifs extérieurs nets sont en outre durablement plus élevés avec une augmentation des exportations, dans la mesure où le prix des biens domestiques est relativement plus faible que celui des biens étrangers. Au bout de deux ans cependant, les effets sur la production deviennent négatifs, du fait principalement des ajustements budgétaires distorsifs. L'augmentation de la production à court terme n'est pas suffisamment importante, par rapport à une relance par la consommation publique par exemple, pour contrecarrer les effets récessifs de moindres dépenses et d'augmentation des autres impôts. La demande de travail chute, les salaires aussi, ce qui vient diminuer la consommation des ménages non ricardiens. La baisse des coûts de production et des taux d'intérêt ne parvient pas à compenser cette dynamique.

La diminution des cotisations sociales employeurs dans un modèle néokeynésien suit la même logique que celle des taxes sur les revenus du capital<sup>87</sup>. La différence principale tient à la diminution, à très court terme uniquement, de la production. Cette diminution est due à la progression de la demande de travail induite par la baisse de ces cotisations, qui entraîne une forte baisse de la demande en capital, relativement plus cher. Le taux d'utilisation du capital diminue donc au moment du choc. Or, la variation du taux d'utilisation est coûteuse pour l'économie, comme l'indique l'équation d'agrégation sur le marché des biens<sup>88</sup>. L'augmentation de la consommation des ménages ricardiens, *via* celle des profits des entreprises qu'ils détiennent, et de la consommation des ménages non ricardiens, *via* l'augmentation des salaires réels, s'ajoute à la hausse progressive de l'investissement<sup>89</sup> et compense rapidement ce premier effet. Les actifs extérieurs nets augmentent. De la même manière que pour les impôts sur les revenus du capital, l'augmentation de la production n'est cependant pas suffisante pour contrecarrer les effets des ajustements budgétaires distorsifs, et la production passe en

---

86. Le canal est le même dans le modèle néoclassique, même si dans ce dernier la réponse de l'investissement est beaucoup plus importante, du fait de l'absence de rigidités réelles (coûts d'ajustements à investir, habitudes de consommation) et nominales.

87. Dans le modèle néoclassique, cette baisse permet l'augmentation des salaires et de l'offre de travail, donc celle de l'investissement (la productivité marginale du capital augmente) et de la consommation privée (effet de richesse positif).

88. Coenen *et al.* (2012) n'étudient pas directement les cotisations sociales employeurs, mais soulignent néanmoins leur fort impact déflationniste. Il est d'ailleurs bien plus fort que celui des cotisations sociales employés car il réduit immédiatement les coûts marginaux de production des entreprises, alors que la baisse des cotisations sociales employés se diffuse progressivement aux coûts de production par l'augmentation de l'offre de travail.

89. L'investissement est d'autant plus rentable que le stock de capital est plus faible et que le volume de travail est plus important.

dessous de sa valeur d'équilibre dès trois ans.

Les effets d'une baisse des cotisations sociales employés, proches de ceux d'une diminution des cotisations sociales employeurs dans un modèle néo-classique, sont en revanche assez différents dans un modèle néokeynésien, *a fortiori* quand ce dernier intègre des ménages non ricardiens et des ajustements budgétaires distorsifs. L'effet majeur tient ici au fait que la consommation des ménages non ricardiens va d'emblée augmenter. L'augmentation de la demande de travail accroît relativement les salaires réels<sup>90</sup>. Cet effet positif est renforcé par la diminution des coûts de production, de l'inflation et des taux d'intérêt, et une augmentation de l'investissement. Au bout de trois ans cependant, la contraction des dépenses publiques et la hausse des taux d'imposition font passer la production en dessous de sa valeur d'équilibre.

## 2.5 Multiplicateurs budgétaires en fonction du modèle et du type d'ajustement

L'influence d'une relance budgétaire sur la production peut aussi être appréhendée à travers la vision synthétique du multiplicateur budgétaire, que cette section propose tout d'abord de définir et de calculer pour chaque type de relance et chaque modèle. Il apparaît alors que l'incorporation d'ajustements budgétaires distorsifs dans le modèle détermine de façon importante l'ampleur du multiplicateur. C'est pourquoi on analyse la sensibilité des résultats à une variation des principaux paramètres qui gouvernent la dynamique des ajustements.

### 2.5.1 Définition du multiplicateur budgétaire

Le multiplicateur budgétaire mesure l'efficacité d'une relance budgétaire à partir du ratio entre le surplus de production qu'elle permet et l'ampleur du stimulus. En cas de choc sur une ou deux périodes uniquement, il est usuel de calculer un 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

---

90. Les salaires présentés dans les graphiques sont bruts. La baisse des cotisations sociales employés devrait donc les amener à diminuer. Cette baisse est cependant minime comme l'indique le graphique 2.14 car elle est compensée à court terme par l'augmentation de la demande de travail qui agit positivement sur les salaires.

de production et la somme actualisée du stimulus budgétaire

$$\frac{\sum_{i=0}^k \left( \prod_{j=0}^i r_{t+j}^{-1} \right) \Delta y_{t+i}^d}{\sum_{i=0}^k \left( \prod_{j=0}^i r_{t+j}^{-1} \right) \Delta X_{t+i}}, \quad (2.90)$$

pour différents horizons  $k$ ,  $X$  désignant l'une des dépenses publiques ou l'un des produits des taxes<sup>91</sup>.

Nous retenons dans l'analyse des résultats cette dernière forme de multiplicateur. Tout d'abord, il est toujours possible d'obtenir le multiplicateur instantané pour  $k = 1$ . Ensuite, ce type de multiplicateur est particulièrement utile pour l'analyse à moyen terme des politiques de consolidation à la suite d'une relance. Enfin, cela permet de comparer facilement nos résultats à ceux d'autres travaux récents qui utilisent cette même méthodologie d'évaluation.

Cependant, cette mesure n'est pas parfaite. Avec un tel outil, Uhlig (2010) peut certes mettre en avant les effets pervers sur la production d'une consolidation budgétaire *via* une hausse des taxes sur les revenus du travail, et donc un multiplicateur de long terme négatif. Mais lors d'épisodes de forte récession, le principal objectif peut être de maximiser le niveau de production. Dans ce cas, il importe avant tout que les multiplicateurs soient positifs les premières années (Coenen *et al.*, 2012)<sup>92</sup>. 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 5 ans.

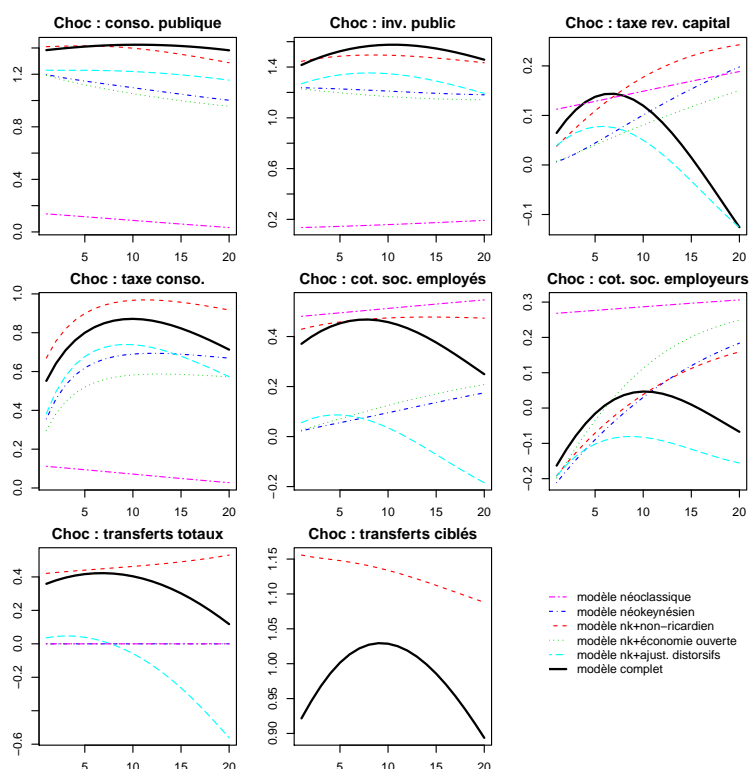
### 2.5.2 Multiplicateurs budgétaires en fonction du modèle

Le graphique 2.6 souligne la diversité des multiplicateurs, selon le type de relance et le modèle retenu. Dans le modèle complet, les relances les plus efficaces sont l'investissement public, la consommation publique, puis les transferts ciblés. Cette hiérarchie correspond à celle de Coenen *et al.* (2012). Le multiplicateur budgétaire de l'investissement public, supérieur à 1,4 quel que soit l'horizon considéré, est légèrement plus élevé que celui de la consommation publique, même si les deux sont du même ordre de grandeur.

91. 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. Coenen *et al.* (2012) n'actualisent pas les suppléments de production et de dépenses car ils ne considèrent des chocs que sur un temps très court (deux ans). 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.

92. Nous revenons sur ce débat dans la section 2.5.4.

Graphique 2.6 – Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction du modèle



*Note : Chaque graphique indique la valeur du multiplicateur (en ordonnées), actualisé selon différents horizons temporels (en abscisses, les trimestres), après un choc sur l'un des instruments budgétaires du modèle. Le modèle néoclassique est similaire à celui de Baxter et King (1993), le modèle néokeynésien à celui de Smets et Wouters (2003). On ajoute au modèle néokeynésien soit des ménages non ricardiens (nk+non ricardien), soit des échanges avec l'extérieur (nk+éco. ouverte), soit des ajustements budgétaires distorsifs (nk+ajust. distorsifs), soit les trois (complet). Chaque choc est égal à 1% de la production d'équilibre.*

La proximité des effets de ces deux types de relance est mise en avant par Perotti (2004). Ce dernier compare empiriquement les multiplicateurs de la consommation et de l'investissement publics dans plusieurs pays de l'OCDE depuis 1960 et montre que l'un n'est pas supérieur à l'autre, concernant l'impact sur la production. Ces deux multiplicateurs conservent en outre une valeur remarquablement stable lorsque l'horizon d'actualisation s'élargit, à la différence des résultats de Drautzburg et Uhlig (2011)<sup>93</sup>.

Les multiplicateurs des recettes sont par ailleurs plus faibles que ceux des dépenses dans le modèle complet, quel que soit l'horizon d'actualisation. Parmi les différentes recettes, la taxe sur la consommation est celle dont la baisse permet la relance la plus efficace, même si le multiplicateur est inférieur à l'unité. Les deux multiplicateurs les plus faibles sont ceux relatifs à une baisse des taxes sur les revenus du capital et des cotisations sociales employeurs, qui sont mêmes négatifs à moyen terme. Ces deux taxes, qui ont en commun de favoriser l'offre de biens domestiques par la diminution des coûts de production, n'ont pas assez d'effet immédiat sur la production pour compenser les effets négatifs des ajustements budgétaires à moyen terme.

Si d'autres modèles mettent aussi en évidence la faiblesse des multiplicateurs des recettes par rapport à ceux des dépenses (Coenen *et al.*, 2012), la littérature empirique débat de leur ampleur. D'un côté Blanchard et Perotti (2002), à partir d'un VAR structurel, estiment un multiplicateur des recettes aux États-Unis depuis 1945 inférieur à l'unité, très instable selon les sous-périodes, et de l'autre, Romer et Romer (2010) identifient de manière narrative des chocs fiscaux exogènes aux États-Unis depuis 1945, et trouvent un multiplicateur significativement plus élevé que l'unité et stable dans le temps<sup>94</sup>. Sans trancher le débat, force est de constater que ces estimations empiriques sont généralement fondées sur une baisse des recettes, sans distinguer quelles taxes varient, tels Romer et Romer (2010). Or, les réponses impulsionnelles de notre modèle mettent en avant des dynamiques très différentes selon l'instrument budgétaire privilégié : différents multiplicateurs, selon ces instruments, pourraient expliquer en partie pourquoi les estimations empiriques aboutissent à des résultats parfois opposés si elles ne prennent pas en considération la composition des plans de relance.

En outre, la hiérarchie des instruments budgétaires selon leur efficacité à stimuler la production dépend de manière importante du modèle retenu. Les différences les plus nettes sont entre le modèle néoclassique et le mo-

---

93. Comme nous le précisons dans la section 2.5.4, la différence avec Drautzburg et Uhlig (2011) tient notamment à la composition de l'ajustement, dans la mesure où ces auteurs imposent une augmentation des seules taxes sur les revenus du travail.

94. Une littérature abondante s'est développée sur ce sujet, qui dépasse largement le cadre de ce travail. Récemment, Favero et Giavazzi (2011) tentent de réconcilier les deux approches en incorporant les chocs identifiés par Romer et Romer (2010) dans un VAR similaire à celui utilisé par Blanchard et Perotti (2002) et montrent que le multiplicateur est inférieur à l'unité.



dèle néokeynésien. Si dans le premier cas, à court et moyen terme, la baisse du coût du travail relance davantage la production que ne le fait l'augmentation des dépenses publiques, la hiérarchie s'inverse dès lors qu'on prend en considération des rigidités nominales et réelles. De plus, utiliser un modèle néokeynésien, auquel on ajoute seulement des ménages non ricardiens, augmente quasi systématiquement le multiplicateur par rapport au modèle néokeynésien standard. Un modèle néokeynésien en économie ouverte abaisse en revanche le multiplicateur par rapport au modèle néokeynésien standard<sup>95</sup>, excepté pour une relance par la diminution des cotisations sociales, qui baisse le prix des biens produits en zone euro par rapport à ceux produits à l'étranger. Enfin, le multiplicateur en modèle complet est, à court terme, plus proche du modèle non ricardien, mais tend à moyen terme à être plus proche du modèle avec ajustements budgétaires distorsifs<sup>96</sup>.

### 2.5.3 Multiplicateurs budgétaires en fonction de la persistance du choc

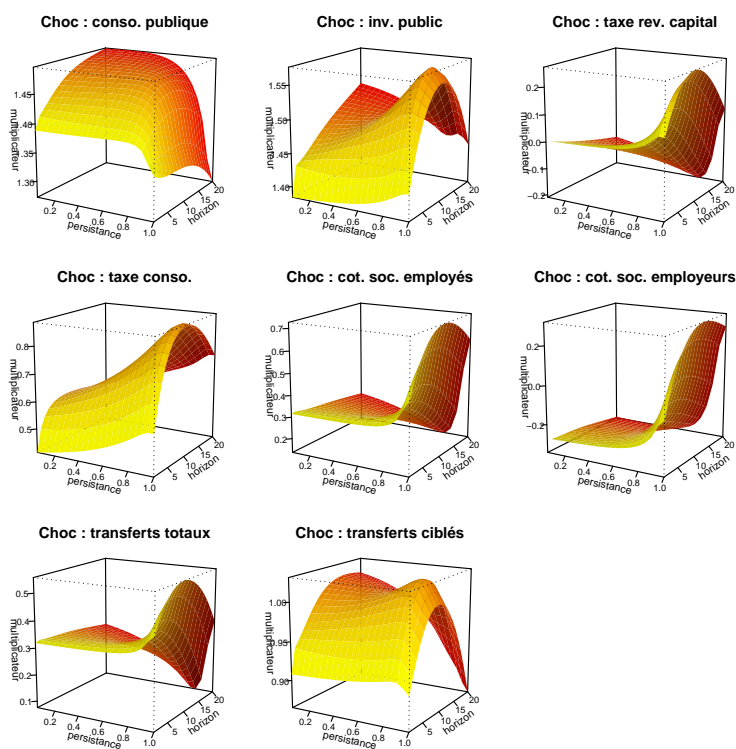
La première étude de sensibilité porte sur la persistance du choc de relance. Comme nous l'avons souligné en introduction, la littérature étudiant la politique budgétaire en équilibre général s'est intéressée de manière détournée à la vitesse des ajustements budgétaires, en examinant la persistance du choc de relance. Le principal avantage est d'introduire la question de la durée de la politique budgétaire, tout en conservant un modèle simple où l'équivalence ricardienne est maintenue. L'ampleur du multiplicateur paraît sensible à ce paramètre, comme le soulignent Leeper *et al.* (2011). Certains auteurs (Eggertsson, 2010; Woodford, 2011) montrent même que les divergences dans les évaluations des récents plans de relance sont dues principalement aux différentes hypothèses concernant leur persistance. Empiriquement cependant, une pluralité d'instruments sont mobilisés pour réduire le déficit public, parfois avant même que la relance ne soit terminée.

L'un des objectifs premiers de Baxter et King (1993) est de comparer les effets d'une augmentation permanente des dépenses publiques à une augmentation temporaire, dans un cadre où les ajustements sont forfaitaires. Ils montrent alors que l'impact positif sur la production est supérieur dans le premier cas. En effet, l'offre de travail réagit davantage, du fait d'un effet de richesse négatif plus important, qui augmente alors la productivité marginale du capital, et donc l'investissement. Cette hausse de l'investissement vient accroître encore l'offre de travail par un effet multiplicateur, d'autant plus important que l'élasticité de substitution intertemporelle de l'offre de travail est élevée. Ces résultats vont à l'encontre de deux études

95. Beetsma et Giuliadori (2011) montrent qu'en restreignant leur échantillon aux pays européens les plus ouverts, les multiplicateurs budgétaires estimés sont plus faibles.

96. Drautzburg et Uhlig (2011) soulignent que les ajustements distorsifs n'influencent pas de manière significative les multiplicateurs de court terme.

Graphique 2.7 – Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction de la durée de la relance



*Note : Chaque graphique indique, pour un choc sur l'un des instruments budgétaires du modèle, la valeur du multiplicateur (multiplicateur), actualisé pour différents horizons temporels (horizon, en trimestres), selon la persistance du choc (persistance). La persistance est définie par le paramètre autorégressif d'ordre 1 des variables budgétaires. Chaque choc est égal à 1% de la production d'équilibre.*

antérieures de Barro (1981) et Hall (1980). Pour ces derniers, un choc de consommation publique plus persistant vient limiter l'effet de substitution intertemporel des ménages. Or, cet effet est quantitativement supérieur à l'effet de richesse selon ces auteurs, donc l'impact sur la production est plus faible. C'est sur ce point qu'ils divergent de Aiyagari *et al.* (1992) et Baxter et King (1993), pour qui l'effet de richesse prime<sup>97</sup>.

L'importance de la durée de la relance est aussi abordée par Eggertsson (2010) et Woodford (2011). Ils montrent ainsi que les divergences sur l'évaluation du plan de relance américain de 2009 entre Eggertsson (2010) et Cogan *et al.* (2010) tiennent moins à la spécification du modèle qu'à la durée de la relance simulée. L'ampleur du multiplicateur est selon Woodford (2011) une fonction décroissante de la probabilité de persistance de la relance, contrairement à Baxter et King (1993) ou Aiyagari *et al.* (1992). Il faut d'emblée remarquer que la définition même de la persistance diffère entre ces auteurs, dans la mesure où elle désigne chez Eggertsson (2010) et Woodford (2011) la durée du choc au-delà de la période de politique monétaire accommodante. Les canaux de transmission de la politique budgétaire dans un contexte de politique monétaire standard ne sont cependant pas si différents des leurs<sup>98</sup>.

Selon Eggertsson (2010), l'effet récessif à court terme d'une augmentation de la consommation publique permanente tient essentiellement à la baisse de l'inflation qu'elle implique à l'équilibre. En effet, l'augmentation permanente de l'offre de travail et de la production conduisent à une inflation plus basse du fait de la forme d'engagement de l'autorité monétaire. Cela vient modifier les anticipations d'inflation y compris à court terme. Or, en situation de taux d'intérêt nul, une inflation positive permet une diminution des

---

97. L'impact plus important d'un choc plus persistant est démontré formellement par Aiyagari *et al.* (1992) dans un modèle néoclassique où les utilités sont séparables et la consommation et le loisir ne sont pas des biens inférieurs. Plus précisément, un choc transitoire de consommation publique selon Barro (1981) affecte peu le revenu permanent des ménages. La consommation privée et la demande agrégée augmentent, pour une offre donnée. Le taux d'intérêt doit alors croître pour apurer le marché des biens, ce qui conduit à une hausse de l'offre de travail par effet de substitution intertemporel. En revanche, un choc permanent de consommation publique entraîne une baisse permanente de la richesse des ménages qui épargnent davantage. Le taux d'intérêt reste alors stable, tout comme l'investissement. L'augmentation de la consommation publique est donc partiellement compensée par une diminution de la consommation privée, sans que l'investissement ne soit modifié. Dans ce cas, le multiplicateur budgétaire est nécessairement inférieur à l'unité. Cependant, en tenant compte d'un effet de richesse non seulement sur la consommation mais aussi sur le loisir, comme le suggèrent Aiyagari *et al.* (1992), une telle conclusion ne tient plus. En effet, si le ratio capital sur travail à l'équilibre ne dépend pas de la consommation publique, un choc permanent de consommation publique, qui augmente le nombre d'heures travaillées, oblige le stock de capital, et donc l'investissement, à augmenter. Le multiplicateur budgétaire n'a dans ce cas plus de raison d'être nécessairement inférieur à l'unité, contrairement à Barro (1981).

98. La question de la taille du multiplicateur en fonction du degré d'accommodation de la politique monétaire est discutée plus avant dans le chapitre 3.

taux réels. Dans ce cadre la demande, fonction croissante de l'inflation, est 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 la politique monétaire est accommodante), joue négativement sur la production. À court terme, le modèle calibré par Eggertsson (2010) montre que ces deux effets négatifs sur la production dominent les anticipations de l'effet positif à long terme des dépenses publiques supplémentaires sur la production.

On propose alors d'évaluer, à partir du modèle complet décrit précédemment, la sensibilité des multiplicateurs budgétaires actualisés à une variation du paramètre autorégressif des différents instruments budgétaires. Le graphique 2.7 en présente les résultats. Le premier est que le multiplicateur instantané est assez peu sensible à la variation de la persistance, quel que soit l'instrument de relance privilégié. Cela s'explique par la prédominance des effets de demande (de biens et de travail) en instantané. Le second point est que le multiplicateur de la consommation publique, à court terme et plus encore à moyen terme, décroît lorsque la persistance du choc augmente. Ce résultat rappelle celui de Eggertsson (2010) et Woodford (2011), même si la simulation n'est pas identique comme nous l'avons déjà souligné. Comme pour ces auteurs, l'explication principale réside dans le comportement des taux d'intérêt, selon le mécanisme développé dans la section sur les ajustements budgétaires distorsifs. Une augmentation quasi permanente de la consommation publique signifie que la demande de biens domestiques reste durablement au-dessus de son trend stationnaire, donc la demande de travail aussi. Il s'ensuit que les salaires et l'inflation sont plus élevés. Les taux d'intérêt eux-mêmes augmentent alors, grévant la consommation et l'investissement y compris à court terme.

La relation négative entre l'ampleur du multiplicateur et la persistance du choc de relance est cependant spécifique à la consommation publique, et c'est là le troisième résultat. À la différence de la consommation publique, l'investissement public joue aussi négativement sur les coûts de production. Un tel choc, même très persistant, implique alors une quasi stabilité du multiplicateur à moyen terme car il modère l'inflation, et donc l'augmentation des taux d'intérêt. La plus grande persistance du choc de relance influence par ailleurs favorablement les multiplicateurs à moyen terme pour toutes les taxes, surtout celles portant sur les revenus des facteurs de production. On a vu que l'effet d'une baisse temporaire de ces taxes était positif sur la production dans un modèle keynésien standard, avec un multiplicateur actualisé qui croissait à mesure que l'horizon d'actualisation augmentait. Dans le graphique 2.6, la forme en cloche des multiplicateurs des taxes, à mesure que l'horizon d'actualisation s'élargit, tient bien à l'incorporation d'ajustements distorsifs. Le graphique 2.7 montre ainsi qu'une plus grande persistance de la relance permet une croissance de la production plus forte que celle des coûts.

En dépit de l'intérêt porté à la persistance du choc de relance budgétaire, force est de constater que la question de la consolidation porte non seulement sur un éventuel arrêt des soutiens mis en place durant la crise, mais aussi sur la diminution d'autres dépenses et l'augmentation d'autres recettes afin de respecter la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État. Ainsi, alors que les mesures de relance budgétaire ne sont pas encore terminées, les ajustements budgétaires se mettent en place<sup>99</sup>. Sous un angle empirique, la question de l'impact de la vitesse d'ajustement paraît alors plus pertinente que celle de la persistance du choc de relance, à laquelle notre modèle permet d'apporter plusieurs réponses.

#### 2.5.4 Multiplicateurs budgétaires en fonction de la vitesse et de la composition de l'ajustement

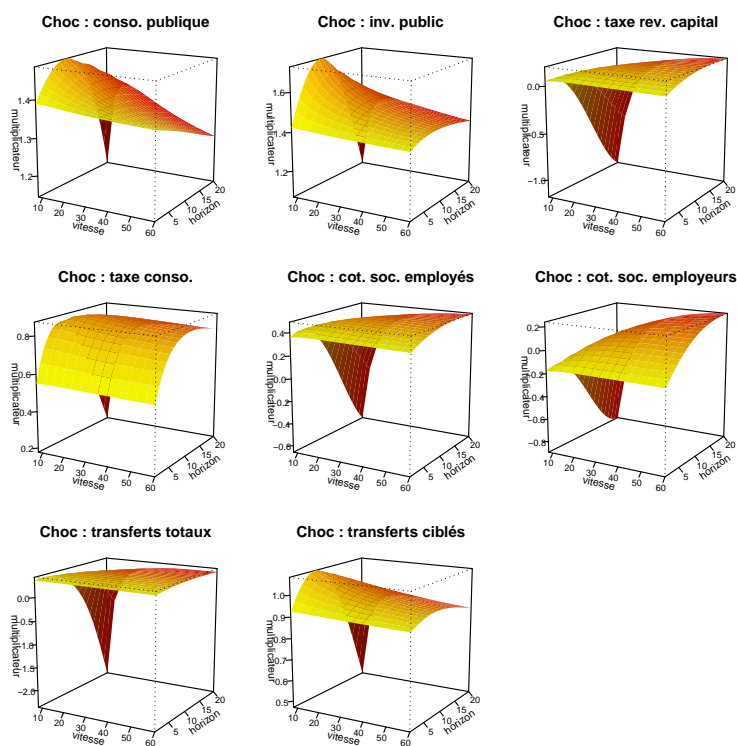
L'objectif de cette section est de déterminer en quoi la vitesse et la composition des ajustements budgétaires influencent la dynamique du multiplicateur à court et moyen terme. Comme nous l'avons souligné en introduction, cette question a été éludée dans la littérature étudiant les effets des politiques budgétaires en équilibre général, d'une part parce qu'on privilégiait le financement forfaitaire des dépenses publiques, d'autre part parce qu'on se focalisait sur la persistance du choc de relance. La question de la vitesse et de la composition des ajustements budgétaires a ainsi été traitée quasi exclusivement sous un angle empirique par Giavazzi et Pagano (1990), Alesina et Perotti (1996a) ou encore Alesina et Ardagna (2010). Ces auteurs soulignent la possibilité d'une croissance de la consommation privée et de la production d'autant plus marquée que l'ajustement est rapide et passe par une baisse des dépenses. Leurs conclusions ont cependant été récemment critiquées par Guajardo *et al.* (2010, 2011), qui montrent un impact significativement négatif des ajustements sur la consommation privée et la production, même s'il est atténué lorsqu'une baisse des dépenses est privilégiée<sup>100</sup>. Les résultats de nos simulations sont dans l'ensemble proches de ces dernières estimations, même si un ajustement plus équilibré entre recettes et dépenses se révèle parfois plus efficace.

---

99. Si les mesures discrétionnaires de relance représentent 1,5 point de PIB dans l'Union européenne en 2009, celles de consolidation sont déjà à hauteur de 0,4 point de PIB, selon la Commission européenne (2011).

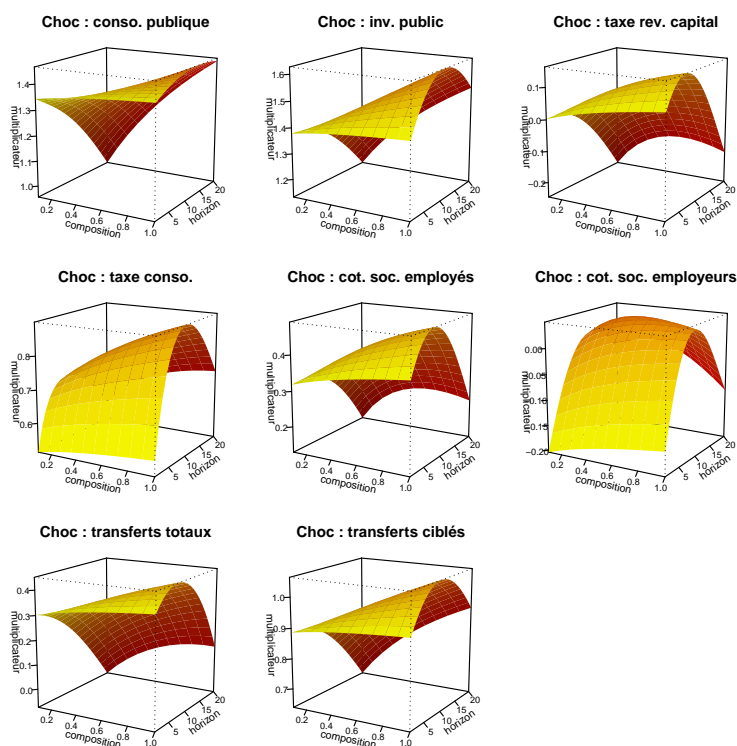
100. Ces derniers remettent en cause la méthodologie des auteurs précédents, fondée sur des soldes budgétaires corrigés du cycle. En effet, les variations du solde structurel incluent souvent des éléments qui ne relèvent pas de la politique de consolidation et la biaisent en faveur de la thèse des consolidations budgétaires expansionnistes (par exemple, une hausse sur le marché des actions augmente les gains en capital et améliore le solde structurel). En prenant appui sur la méthode narrative de Romer et Romer (2010), Guajardo *et al.* (2011) identifient alors, à partir de documents contemporains, 173 épisodes de consolidation (sur 17 pays de l'OCDE entre 1978 et 2009), motivés par le désir de réduire le déficit (et non de freiner la demande). Ces épisodes ne sont ainsi pas corrélés systématiquement à d'autres éléments déterminant la production à court terme.

Graphique 2.8 – Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction de la vitesse de l'ajustement



*Note : Chaque graphique indique, pour un choc sur l'un des instruments budgétaires du modèle, la valeur du multiplicateur (multiplicateur), actualisé pour différents horizons temporels (horizon, en trimestres), selon la vitesse de l'ajustement (vitesse). La vitesse 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. Chaque choc est égal à 1% de la production d'équilibre.*

Graphique 2.9 – Multiplicateurs actualisés des dépenses et recettes publiques en fonction de la part de la contraction des dépenses dans l’ajustement



*Note : Chaque graphique indique, pour un choc sur l'un des instruments budgétaires du modèle, la valeur du multiplicateur (multiplicateur), actualisé pour différents horizons temporels (horizon, en trimestres), selon la composition de l'ajustement (composition). La composition de l'ajustement est définie par la part de la contraction des dépenses dans l'ajustement. Une composition égale à 0,8 sur le graphique signifie que 80% de l'amélioration du solde primaire passe par une diminution des dépenses (et donc 20% par une augmentation des recettes). Chaque choc est égal à 1% de la production d'équilibre.*

Plusieurs résultats peuvent être mis en avant à partir du graphique 2.8, qui illustre la sensibilité du multiplicateur budgétaire à la vitesse de l'ajustement budgétaire, pour différents horizons d'actualisation et différents types de relance. Si le multiplicateur instantané est très peu sensible à la vitesse d'ajustement, le multiplicateur de moyen terme réagit davantage, de manière décroissante par rapport à la vitesse d'ajustement, pour chaque type de relance. Une vitesse rapide de l'ajustement budgétaire conduit ainsi à des multiplicateurs budgétaires à moyen terme très inférieurs aux multiplicateurs instantanés, quel que soit l'instrument de relance privilégié<sup>101</sup>.

Plus précisément, la dynamique du multiplicateur en fonction de la vitesse de l'ajustement n'est pas la même selon le type de relance. Lorsque l'ajustement est rapide, les multiplicateurs de la consommation et de l'investissement publics, ainsi que celui des transferts ciblés, croissent dans un premier temps avec l'horizon d'actualisation (jusqu'à deux ans), avant de chuter. Lorsque l'ajustement est lent en revanche, les multiplicateurs sont beaucoup moins sensibles à une variation de l'horizon d'actualisation. Cette dynamique de court terme tient au comportement de la banque centrale, qui anticipe une chute de la production et de l'inflation à moyen terme, *via* notamment une baisse des dépenses publiques en dessous de leur valeur d'équilibre, et modère la hausse des taux d'intérêt. La consommation et l'investissement sont plus élevés à court terme, ce qui augmente la production. La baisse de la demande, avec des dépenses publiques rapidement inférieures à leur valeur d'équilibre, diminue ensuite la demande de travail et les salaires, avec un effet fortement négatif sur la production. Cependant, pour une baisse des cotisations sociales ou des taxes sur les revenus du capital, lorsque l'ajustement est rapide, il n'y a pas croissance du multiplicateur à court terme avec l'horizon d'actualisation. Cela s'explique par des effets sur la production plus lents à se diffuser, qui sont directement compensés par les mesures d'austérité si celles-ci sont rapidement mises en place. En revanche, si l'ajustement est suffisamment lent, le multiplicateur de ces trois types de taxes croît à mesure que l'horizon d'actualisation augmente<sup>102</sup>.

La variation de la composition de l'ajustement, tout comme celle de sa vitesse, n'influence que très modérément le multiplicateur instantané, mais davantage le multiplicateur de moyen terme comme l'illustre le graphique 2.9<sup>103</sup>. Pour la plupart des chocs de relance (hormis une baisse des taxes sur

101. L'ajustement est dit rapide si la fraction de l'écart de dette publique par rapport à la cible qui doit être réduite en une année est supérieure à celle fixée par les textes européens. Calibrée à un vingtième, cette fraction varie dans les simulations entre un huitième et un soixantième. Une vitesse plus rapide qu'un huitième n'assure pas la stabilité du modèle.

102. Il faut remarquer toutefois que les gains à moyen terme d'un ajustement plus lent sont concaves. Autrement dit, le gain marginal d'une diminution de la vitesse d'ajustement en termes de multiplicateurs à moyen terme est positif mais décroissant.

103. On ne rend pas compte de l'effet d'une modification de la structure des dépenses ou des recettes au cours de l'ajustement budgétaire, afin de ne pas complexifier l'exposé des résultats. De plus, la littérature empirique à laquelle nous nous référons distingue la



la consommation et des cotisations sociales employeurs), un ajustement qui passe uniquement par une augmentation des recettes entraîne une décroissance quasi continue du multiplicateur à mesure que l'horizon d'actualisation augmente. Cela tient, tout d'abord, à une baisse de la consommation, plus chère, et de l'investissement, moins rentable. La diminution de la demande de travail entraîne celle des salaires nets d'impôts. Les coûts de production augmentent cependant, donc l'inflation et les taux d'intérêt aussi. S'ajoute un effet de substitution intratemporelle de la part des ménages sur leur offre de travail, qui aboutit à un volume d'heures travaillées moins important<sup>104</sup>.

La diminution du multiplicateur, à mesure que l'horizon d'actualisation augmente, est similaire à celle mise en avant par Drautzburg et Uhlig (2011), lorsque l'ajustement passe par les seules recettes. Cette dynamique se modifie cependant lorsque l'ajustement passe aussi par une diminution des dépenses. Dans plusieurs cas, une part plus élevée des dépenses dans l'ajustement permet un multiplicateur à moyen terme plus fort, pour les raisons évoquées précédemment de taux d'intérêt plus faibles. Néanmoins, dans le cas des cotisations sociales et des taxes sur les revenus du capital, un ajustement qui se concentre sur une restriction des dépenses vient diminuer le multiplicateur de moyen terme. Il faut alors se demander pourquoi l'influence de la composition de l'ajustement sur le multiplicateur est différente selon les types de relance.

Dans le cadre d'une relance par la consommation ou par l'investissement publics, l'augmentation du multiplicateur de moyen terme, à mesure que l'ajustement se fait davantage par les dépenses, tient principalement aux plus faibles taux d'intérêt et à la plus grande stabilité des taux d'imposition, qui soutiennent la consommation et l'investissement privés. Ces effets positifs sont globalement du même ordre que les effets négatifs d'une plus faible demande de biens *via* l'ajustement par les dépenses publiques, et les multiplicateurs de moyen terme sont proches de ceux de court terme pour ces types de relance. En revanche, pour les relances diminuant les coûts de production, un ajustement par les seules dépenses conduit à un multiplicateur à moyen terme plus faible que si l'ajustement passe aussi par une augmentation des taxes. La différence tient au fait que dans le cas d'une baisse de ces impôts financée seulement par celle des dépenses, le recul de la demande globale de biens est plus important qu'après une relance par les dépenses. La baisse des coûts de production ne se traduit dans le multiplicateur que s'il existe une demande pour produire des biens. Alors seulement le multiplicateur augmente. Cette dynamique met en avant l'idée qu'une politique budgétaire favorisant la réduction des coûts de production sera plus

---

composition de l'ajustement plutôt selon la part des recettes et des dépenses de manière globale.

104. La substitution intertemporelle, qui consiste à augmenter à court terme l'offre de travail en anticipant l'augmentation des taxes à moyen terme, ne joue qu'un rôle très modeste.

efficace si elle est associée à une demande de biens qui reste plutôt stable, et donc des dépenses publiques qui ne fléchissent pas trop.

Enfin, si la vitesse et la composition des ajustements budgétaires ont des effets propres sur les effets de la relance, il faut aussi considérer leur interdépendance<sup>105</sup>. Comme le souligne le graphique 2.10, la composition de l'ajustement apparaît plus déterminante dans la dynamique de la production lorsque l'ajustement est plus rapide. Plus précisément, pour un ajustement rapide, la production est systématiquement plus faible au bout de trois ans si l'ajustement passe majoritairement par les dépenses plutôt que s'il passe autant par une diminution des dépenses que par une augmentation des recettes. Les raisons d'une diminution plus forte de la production à moyen terme pour un ajustement plus rapide ont déjà été présentées. Elles sont cependant nuancées si l'ajustement passe autant par les recettes que par les dépenses dans la mesure où ce sont les effets négatifs d'une baisse de la demande qui dominant et entraînent une chute de la production, *a fortiori* dans le cas d'une relance par la baisse des coûts de production.

## 2.6 Conclusion

Ce chapitre s'attache à évaluer, dans un modèle d'équilibre général appliqué à la zone euro, différentes politiques budgétaires de relance et de consolidation, en fonction de la vitesse et de la composition de l'ajustement. Cette question a été éludée dans la littérature examinant la politique budgétaire en équilibre général, qui privilégie le financement forfaitaire des dépenses publiques et étudie plutôt la persistance du choc de relance. Notre modèle avec rigidités nominales et réelles, agents non ricardiens et secteurs importateurs et exportateurs, incorpore en outre des taxes et dépenses publiques qui réagissent de manière endogène à l'évolution de la dette publique. La construction du modèle est telle que chacun des blocs est considéré comme un cas particulier du modèle complet. Plusieurs résultats sont mis en avant.

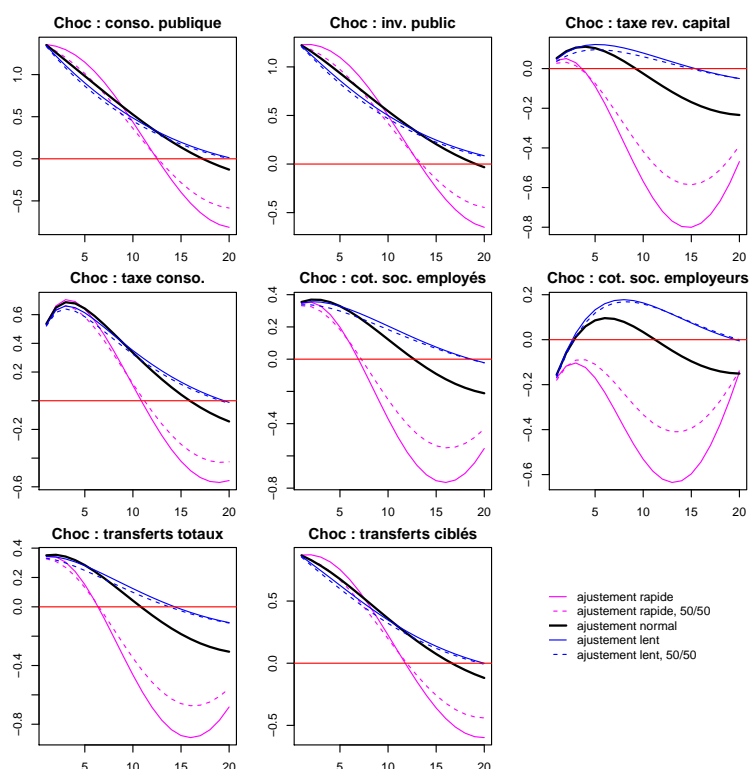
Premièrement, on montre que certains travaux récents, qui considèrent la vitesse de l'ajustement budgétaire comme donnée, présentent des résultats sensibles à ce paramètre. La croissance de la consommation privée après une augmentation des dépenses publiques, que mettent en évidence Corsetti *et al.* (2012), ne peut ainsi être reproduite que pour une vitesse rapide de l'ajustement.

Deuxièmement, l'efficacité à stimuler la production dépend de l'instrument de relance privilégié. Les multiplicateurs les plus importants sont ceux de l'investissement public, puis de la consommation publique et des transferts vers les ménages contraints financièrement. Ces trois instruments as-

---

105. Nous choisissons de représenter la production et non le multiplicateur de manière à ne pas complexifier l'exposé. Les conclusions à partir du calcul des multiplicateurs ne sont pas fondamentalement différentes.

Graphique 2.10 – Production en fonction de la vitesse et de la composition de l’ajustement



*Note : Chaque graphique indique en ordonnées le taux de croissance de la production par rapport à la production d'équilibre, en points de pourcentage, après un choc sur l'un des instruments budgétaires du modèle, en fonction de la vitesse et de la composition de l'ajustement budgétaire. L'ajustement normal signifie qu'un vingtième de l'écart de dette par rapport à l'équilibre est résorbé en une année et que 80% de l'amélioration du solde primaire passe par une diminution des dépenses publiques. L'ajustement rapide signifie une résorption de l'écart de dette par rapport à l'équilibre d'un dixième par an, l'ajustement lent d'un quarantième. L'ajustement 50/50 signifie une amélioration du solde primaire autant par les recettes que par les dépenses. L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Le choc représente 1% de la production d'équilibre.*

surent un autofinancement à court terme, avec une dette publique (en part de la production effective) qui repasse au-dessus de son ratio d'équilibre environ un an et demi après le choc de relance. Cette diminution du ratio de dette tient à l'augmentation de l'assiette des impôts et à la croissance de la production au dénominateur. Les baisses de taxes qui favorisent l'offre de biens ont en revanche des effets plus faibles sur la production, qui diminuent encore si la demande se contracte du fait de la baisse des dépenses publiques.

Troisièmement, si l'anticipation d'un ajustement rapide après une relance peut avoir des effets positifs sur la production à court terme, *via* des taux d'intérêt plus faibles, les effets négatifs sur la demande dominent largement à moyen terme, quel que soit l'instrument de relance. De plus, dans le cas d'un ajustement rapide, l'impact négatif sur la production sera moins fort s'il passe davantage par une augmentation des recettes que par une diminution des dépenses. Enfin, la composition joue un rôle plus faible sur la production lorsque l'ajustement est très graduel. Différents multiplicateurs, selon ces instruments, pourraient expliquer en partie pourquoi les estimations empiriques aboutissent à des résultats sensiblement différents si elles ne prennent pas en considération la composition des plans de relance.

Au moins deux voies peuvent être prises pour poursuivre ce travail. D'une part, si les règles budgétaires sont si importantes pour évaluer l'impact global d'une relance, la coordination entre ces règles et celle de politique monétaire mérite examen. D'autre part, on peut considérer la zone euro non plus comme une entité unique, mais comme l'union de plusieurs pays dont les États ont des contraintes budgétaires différentes. L'une des questions peut être alors d'étudier les types de coordination budgétaire entre pays et leur impact sur les différents multiplicateurs.

## 2.7 Annexes

### 2.7.1 Données

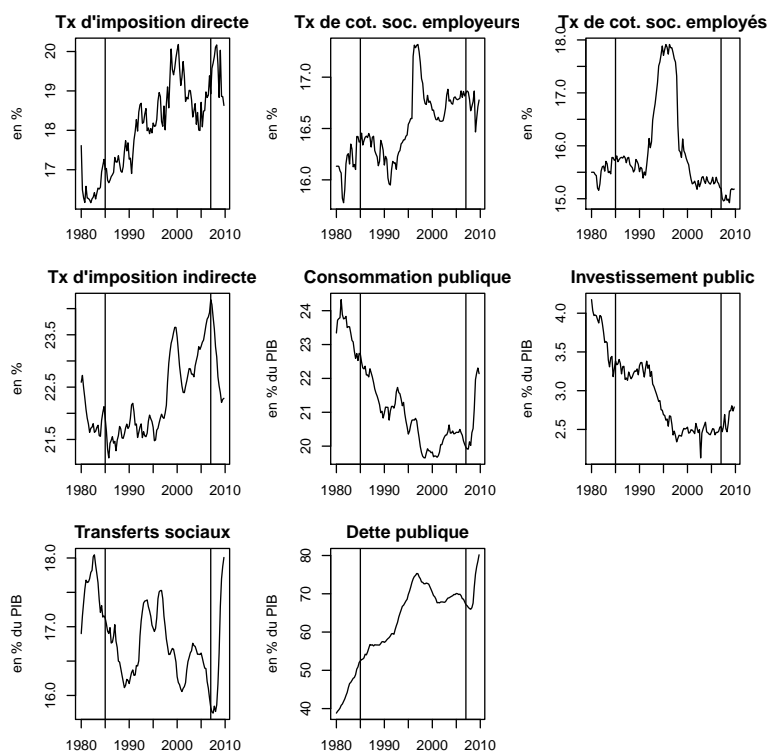
Les valeurs des variables budgétaires en régime stationnaire sont fixées en croisant les données fiscales de Paredes *et al.* (2009) et les données de la base AWM de Giannone *et al.* (2010). Nous retenons :

- la consommation publique totale (y compris la masse salariale publique), rapportée au PIB ;
- l'investissement public, rapporté au PIB ;
- les transferts (sociaux autres qu'en nature), rapportés au PIB ;
- le produit des taxes indirectes, rapporté à la consommation privée (proxy de la taxe sur la consommation privée) ;
- le produit des taxes directes payées par les ménages, rapporté à la masse salariale (proxy du taux d'impôt sur le revenu<sup>106</sup>) ;

---

106. Ce ratio est imparfait dans la mesure où les taxes directes payées par les ménages

Graphique 2.11 – Évolution des différentes variables relatives aux finances publiques dans la zone euro, 1980T1-2009T4



Source : Paredes et al. (2009) et Giannone et al. (2010).

- le produit des cotisations sociales employés et celui des cotisations sociales employeurs, rapporté à la masse salariale<sup>107</sup> ;
- la dette publique, rapportée au PIB.

Les données sont présentées dans le graphique 2.11.

comprennent aussi celles sur les revenus du capital.

107. On ne dispose pas dans la base de Paredes *et al.* (2009) de la ventilation des cotisations sociales entre employeurs et employés avant le premier trimestre de 1991. La part est cependant assez stable par la suite, avec une moyenne de 51% des cotisations employeurs dans les cotisations totales. Nous appliquons ce ratio sur les données depuis 1980.

## 2.7.2 Formes fonctionnelles

### Prime de risque sur l'achat de titres étrangers

On pose

$$\Gamma \left( ex_t \tilde{b}_t^W \right) = \exp(-\Gamma^{bW} (ex_t \tilde{b}_t^W - ex \tilde{b}^W)), \quad (2.91)$$

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.

### Coût d'utilisation du capital

Pour définir la forme fonctionnelle du coût d'utilisation du capital, on retient

$$\phi(u_t) = \phi_1(u_t - 1) + \phi_2(u_t - 1)^2 \quad (2.92)$$

avec  $\phi(1) = 0, \phi(\cdot)'$  et  $\phi(\cdot)'' > 0$ . Cette forme est commune à la plupart des études depuis Christiano *et al.* (2005).

### Coût d'ajustement de l'investissement

La forme fonctionnelle de  $S$  est définie comme suit

$$S \left( \frac{i_t}{i_{t-1}} \right) = \frac{\kappa}{2} \left( \frac{i_t}{i_{t-1}} - \gamma^L \tilde{z} \right)^2 \quad (2.93)$$

avec  $S(\gamma^L \tilde{z}) = 0, S'(\gamma^L \tilde{z}) = 0, S''(\cdot) > 0$ .

### Coût d'ajustement des importations

Ce coût apparaît quand on modifie le ratio de la consommation importée dans la consommation totale (*idem* pour l'investissement). Plus spécifiquement,

$$\Gamma_t^s = \frac{\Gamma^s}{2} \left( \frac{s_t^M}{s_t} / \frac{s_{t-1}^M}{s_{t-1}} - 1 \right)^2 \quad \text{pour } s = c, i. \quad (2.94)$$

## 2.7.3 Version stationnaire du modèle

Dans la mesure où il existe trois racines unitaires, il est nécessaire avant de résoudre le modèle de redéfinir les variables en les stationnalisant. On pose ainsi :  $\tilde{c}_t = \frac{c_t}{z_t}, \tilde{c}_{kt} = \frac{c_{kt}}{z_t}, \tilde{c}_{rt} = \frac{c_{rt}}{z_t}, \tilde{\lambda}_t = \lambda_t z_t, \tilde{r}_t = r_t \mu_t, \tilde{q}_t = q_t \mu_t, \tilde{w}_t = \frac{w_t}{z_t}, \tilde{w}_t^* = \frac{w_t^*}{z_t}, \tilde{k}_t = \frac{k_t}{z_t \mu_t}, \tilde{k}_t^g = \frac{k_t^g}{z_t \mu_t}, \tilde{y}_t^d = \frac{y_t^d}{z_t}, \tilde{y}_t = \frac{y_t}{z_t}, \tilde{x}_t = \frac{x_t}{z_t}, \tilde{M}_t = \frac{M_t}{z_t}, \tilde{T}_t = \frac{T_t}{z_t}, \tilde{T}_{rt} = \frac{T_{rt}}{z_t}, \tilde{T}_{kt} = \frac{T_{kt}}{z_t}, \tilde{g}_t^c = \frac{g_t^c}{z_t}, \tilde{g}_t^i = \frac{g_t^i}{z_t}$ .

**Ménages**

Consommation des ménages ricardiens (condition du premier ordre)

$$\frac{1}{(1-\omega)\left(\tilde{c}_{rt}-\frac{h\tilde{c}_{rt-1}}{\tilde{z}_t}\right)}-h\beta\mathbb{E}_t\left(\gamma_{t+1}^L\frac{1}{(1-\omega)(\tilde{c}_{rt+1}\tilde{z}_{t+1}-h\tilde{c}_{rt})}\right)=\tilde{\lambda}_t(1+\tau_t^c)\frac{p_t^c}{p_t} \quad (2.95)$$

Consommation des ménages non ricardiens

$$\tilde{c}_{kt}(1+\tau_t^c)\frac{p_t^c}{p_t}=\tilde{T}_{kt}+\left(1-\tau_t^n-\tau_t^{wh}\right)\tilde{w}_t l_t^d \quad (2.96)$$

Équations d'Euler pour l'épargne en titres publics domestiques

$$\mathbb{E}_t\left(\frac{\tilde{z}_{t+1}\Pi_{t+1}}{R_t}\right)=\beta\mathbb{E}_t\left(\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t}\right) \quad (2.97)$$

Équations d'Euler pour l'épargne en titres publics étrangers

$$\mathbb{E}_t\left(\frac{\tilde{z}_{t+1}\Pi_{t+1}}{R_t^W \exp\left(-\Gamma^{bW} \exp_t \tilde{b}_t^W\right) \frac{ex_{t+1}}{ex_t}}\right)=\beta\mathbb{E}_t\left(\frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t}\right) \quad (2.98)$$

Salaires (condition du premier ordre)

$$\begin{aligned} f_{1t} &= l_t^d \tilde{\lambda}_t \left(1-\tau_t^n-\tau_t^{wh}\right) \frac{\eta-1}{\eta} (\tilde{w}_t^*)^{1-\eta} \tilde{w}_t^\eta \\ &+ \beta\mathbb{E}_t\left(\gamma_{t+1}^L \theta_w \left(\frac{\Pi_t^{\chi_w} \Pi_{t+1}^{1-\chi_w}}{\Pi_{t+1}}\right)^{1-\eta} \left(\tilde{z}_{t+1} \frac{\tilde{w}_{t+1}^*}{\tilde{w}_t^*}\right)^{\eta-1} f_{1t+1}\right) \end{aligned} \quad (2.99)$$

$$\begin{aligned} f_{2t} &= \psi \left(\frac{\tilde{w}_t^*}{\tilde{w}_t}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} (l_t^d)^{1+\vartheta} \\ &+ \beta\mathbb{E}_t\left(\gamma_{t+1}^L \theta_w \left(\frac{\Pi_t^{\chi_w} \Pi_{t+1}^{1-\chi_w}}{\Pi_{t+1}}\right)^{-\eta(1+\vartheta)} \left(\tilde{z}_{t+1} \frac{\tilde{w}_{t+1}^*}{\tilde{w}_t^*}\right)^{\eta(1+\vartheta)} f_{2t+1}\right) \end{aligned} \quad (2.100)$$

$$f_{1t} = f_{2t} \quad (2.101)$$

Dynamique des salaires

$$1 = \theta_w \left(\frac{\Pi_t^{1-\chi_w} \Pi_{t-1}^{\chi_w}}{\Pi_t}\right)^{1-\eta} \left(\frac{\tilde{w}_{t-1}}{\tilde{z}_t \tilde{w}_t}\right)^{1-\eta} + (1-\theta_w) \left(\frac{\tilde{w}_t^*}{\tilde{w}_t}\right)^{1-\eta} \quad (2.102)$$

**Producteur du bien d'équipement**

Loi d'accumulation du capital

$$\mathbb{E}_t \left( \gamma_{t+1}^L \tilde{k}_t \right) = \frac{(1-\delta) \tilde{k}_{t-1}}{\tilde{z}_t \tilde{\mu}_t} + \tilde{i}_t \left( 1 - \frac{\kappa}{2} \left( \tilde{z}_t \frac{\gamma_t^L \tilde{i}_t}{\tilde{i}_{t-1}} - \gamma^L \tilde{z} \right)^2 \right) \quad (2.103)$$

Coût de l'investissement (condition du premier ordre)

$$\begin{aligned} \frac{p_t^i}{p_t} &= \tilde{q}_t \left( 1 - \frac{\kappa}{2} \left( \tilde{z}_t \frac{\gamma_t^L \tilde{i}_t}{\tilde{i}_{t-1}} - \gamma^L \tilde{z} \right)^2 - \left( \tilde{z}_t \frac{\gamma_t^L \tilde{i}_t}{\tilde{i}_{t-1}} - \gamma^L \tilde{z} \right) \kappa \gamma_t^L \tilde{z}_t \frac{\tilde{i}_t}{\tilde{i}_{t-1}} \right) \\ &+ \beta \mathbb{E}_t \left( \frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t \tilde{z}_{t+1}} \tilde{q}_{t+1} \left( \tilde{z}_{t+1} \frac{\gamma_{t+1}^L \tilde{i}_{t+1}}{\tilde{i}_t} \right)^2 \left( \tilde{z}_{t+1} \frac{\gamma_{t+1}^L \tilde{i}_{t+1}}{\tilde{i}_t} - \gamma^L \tilde{z} \right) \right) \end{aligned} \quad (2.104)$$

Rentabilité marginale du capital (condition du premier ordre)

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_t \left( \gamma_{t+1}^L \tilde{q}_t \right) &= \mathbb{E}_t \beta \left( \frac{\tilde{\lambda}_{t+1}}{\tilde{\lambda}_t} \frac{\gamma_{t+1}^L}{\tilde{z}_{t+1} \tilde{\mu}_{t+1}} \left( \tilde{q}_{t+1} (1-\delta) + \left( \tilde{r}_{t+1} u_{t+1} \right. \right. \right. \\ &\left. \left. \left. - \frac{p_{t+1}^i}{p_{t+1}} (\phi_1 (u_{t+1} - 1) + \frac{\phi_2}{2} (u_{t+1} - 1)^2) \right) (1 - \tau_t^k) + \frac{p_t^i}{p_t} \delta \tau_t^k \right) \right) \end{aligned} \quad (2.105)$$

Taux d'utilisation du capital (condition du premier ordre)

$$\tilde{r}_t = (\phi_1 + \phi_2 (u_t - 1)) \frac{p_t^i}{p_t} \quad (2.106)$$

**Producteurs des biens domestiques**

Fonction de production des biens intermédiaires

$$\tilde{y}_t = \frac{\tilde{A}_t}{\tilde{z}_t} \left( \tilde{k}_{t-1} u_t \right)^\alpha (l_t^d)^{1-\alpha} (\tilde{k}_t^g)^{\alpha_G} - \phi \quad (2.107)$$

Loi d'accumulation du capital public

$$\mathbb{E}_t \left( \gamma_{t+1}^L \tilde{k}_t^g \right) = \frac{(1-\delta) \tilde{k}_{t-1}^g}{\tilde{z}_t \tilde{\mu}_t} + \tilde{g}_t^i \left( 1 - \frac{\kappa}{2} \left( \tilde{z}_t \frac{\gamma_t^L \tilde{g}_t^i}{\tilde{g}_{t-1}^i} - \gamma^L \tilde{z} \right)^2 \right) \quad (2.108)$$

Taux de croissance du progrès technique

$$\tilde{z}_t = \tilde{A}_t^{\frac{1}{1-\alpha-\alpha_G}} \tilde{\mu}_t^{\frac{\alpha+\alpha_G}{1-\alpha-\alpha_G}} \quad (2.109)$$

Travail et capital pour produire des biens intermédiaires (conditions du premier ordre)

$$\frac{1}{\tilde{\mu}_t \tilde{z}_t} \frac{\tilde{r}_t}{(1 + \tau_t^{wf}) \tilde{w}_t} \frac{u_t \tilde{k}_{t-1}}{l_t^d} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \quad (2.110)$$



Coût marginal de la production de biens intermédiaires (condition du premier ordre)

$$mc_t = \left( \frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left( \frac{1}{\alpha} \right)^\alpha \left( \tilde{w}_t \left( 1 + \tau_t^{wf} \right) \right)^{1-\alpha} \tilde{r}_t^\alpha \quad (2.111)$$

Prix des biens intermédiaires (condition du premier ordre)

$$g_{1t} = \tilde{\lambda}_t mc_t \tilde{y}_t^d + \beta \mathbb{E}_t \left( \gamma_{t+1}^L \theta_p \left( \frac{\Pi_t^{\chi_p} \Pi^{1-\chi_p}}{\Pi_{t+1}} \right)^{-\varepsilon} g_{1t+1} \right) \quad (2.112)$$

$$g_{2t} = \tilde{\lambda}_t \Pi_t^* \tilde{y}_t^d + \beta \mathbb{E}_t \left( \gamma_{t+1}^L \theta_p \left( \frac{\Pi_t^{\chi_p} \Pi^{1-\chi_p}}{\Pi_{t+1}} \right)^{1-\varepsilon} \frac{\Pi_t}{\Pi_{t+1}} g_{2t+1} \right) \quad (2.113)$$

$$g_{1t} \varepsilon = g_{2t} (\varepsilon - 1) \quad (2.114)$$

Dynamique du prix des biens intermédiaires

$$1 = \theta_p \left( \frac{\Pi^{1-\chi_p} \Pi_{t-1}^{\chi_p}}{\Pi_t} \right)^{1-\varepsilon} + (1 - \theta_p) (\Pi_t^*)^{1-\varepsilon} \quad (2.115)$$

### Secteurs importateurs et exportateurs

Prix des biens importés (condition du premier ordre)

$$g_{1t}^M = \tilde{\lambda}_t \frac{ex_t p_t^W}{p_t^M} \tilde{y}_t^M + \beta \mathbb{E}_t \left( \gamma_{t+1}^L \theta_M \left( \frac{(\Pi_t^M)^{\chi_M} \Pi^{1-\chi_M}}{\Pi_{t+1}^M} \right)^{-\varepsilon_M} g_{1t+1}^M \right) \quad (2.116)$$

$$g_{2t}^M = \tilde{\lambda}_t \Pi_t^{M*} \tilde{y}_t^M + \beta \mathbb{E}_t \left( \gamma_{t+1}^L \theta_M \left( \frac{(\Pi_t^M)^{\chi_M} \Pi^{1-\chi_M}}{\Pi_{t+1}^M} \right)^{1-\varepsilon_M} \frac{\Pi_t^{M*}}{\Pi_{t+1}^{M*}} g_{2t+1}^M \right) \quad (2.117)$$

$$g_{1t}^M \varepsilon_M = g_{2t}^M (\varepsilon_M - 1) \quad (2.118)$$

Dynamique du prix des biens importés

$$1 = \theta_M \left( \frac{\Pi^{1-\chi_M} (\Pi_{t-1}^M)^{\chi_M}}{\Pi_t^M} \right)^{1-\varepsilon_M} + (1 - \theta_M) (\Pi_t^{M*})^{1-\varepsilon_M} \quad (2.119)$$

Prix des biens exportés (condition du premier ordre)

$$g_{1t}^x = \tilde{\lambda}_t \frac{p_t}{ex_t p_t^x} \tilde{y}_t^x + \beta \mathbb{E}_t \left( \gamma_{t+1}^L \theta_x \left( \frac{(\Pi_t^x)^{\chi_x} \Pi^{1-\chi_x}}{\Pi_{t+1}^x} \right)^{-\varepsilon_x} g_{1t+1}^x \right) \quad (2.120)$$

$$g_{2t}^x = \tilde{\lambda}_t \Pi_t^{x*} \tilde{y}_t^x + \beta \mathbb{E}_t \left( \gamma_{t+1}^L \theta_x \left( \frac{(\Pi_t^x)^{\chi_x} \Pi^{1-\chi_x}}{\Pi_{t+1}^x} \right)^{1-\varepsilon_x} \frac{\Pi_t^{x*}}{\Pi_{t+1}^{x*}} g_{2t+1}^x \right) \quad (2.121)$$

$$g_{1t}^x \varepsilon_x = g_{2t}^x (\varepsilon_x - 1) \quad (2.122)$$

Dynamique du prix des biens exportés

$$1 = \theta_x \left( \frac{\Pi^{1-\chi_x} (\Pi_{t-1}^x)^{\chi_x}}{\Pi_t^x} \right)^{1-\varepsilon_x} + (1 - \theta_x) (\Pi_t^{x*})^{1-\varepsilon_x} \quad (2.123)$$

### Producteurs des biens finaux

Consommation finale

$$\tilde{c}_t = \left( (\eta^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} (\tilde{c}_t^d)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}} + (1 - \eta^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} \left( \tilde{c}_t^M \left( 1 - \frac{\Gamma^c}{2} \left( \frac{\tilde{c}_t^M}{\tilde{c}_{t-1}^M} - 1 \right)^2 \right) \right)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}} \right)^{\frac{\varepsilon_c}{\varepsilon_c-1}} \quad (2.124)$$

Investissement final

$$\tilde{i}_t = \left( (\eta^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} (\tilde{i}_t^d)^{\frac{\varepsilon_i-1}{\varepsilon_i}} + (1 - \eta^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} \left( \tilde{i}_t^M \left( 1 - \frac{\Gamma^i}{2} \left( \frac{\tilde{i}_t^M}{\tilde{i}_{t-1}^M} - 1 \right)^2 \right) \right)^{\frac{\varepsilon_i-1}{\varepsilon_i}} \right)^{\frac{\varepsilon_i}{\varepsilon_i-1}} \quad (2.125)$$

Consommation importée en fonction de la consommation domestique (condition du premier ordre)

$$\tilde{c}_t^M = \frac{(1 - \eta^c) \Omega_t^c}{\eta^c} \left( \frac{p_t^M}{p_t} \right)^{-\varepsilon_c} \tilde{c}_t^d \quad (2.126)$$

Investissement importé en fonction de l'investissement domestique (condition du premier ordre)

$$\tilde{i}_t^M = \frac{(1 - \eta^i) \Omega_t^i}{\eta^i} \left( \frac{p_t^M}{p_t} \right)^{-\varepsilon_i} \tilde{i}_t^d \quad (2.127)$$

Prix de la consommation finale

$$\frac{p_t^c}{p_t} = \left( \eta^c + (1 - \eta^c) \left( \left( 1 - \frac{\Gamma^c}{2} \left( \frac{\tilde{c}_t^M}{\tilde{c}_{t-1}^M} - 1 \right)^2 \right) \Omega_t^c \right)^{\frac{\varepsilon_c-1}{\varepsilon_c}} \left( \frac{p_t^M}{p_t} \right)^{1-\varepsilon_c} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon_c}} \quad (2.128)$$

Prix de l'investissement final

$$\frac{p_t^i}{p_t} = \left( \eta^i + (1 - \eta^i) \left( \left( 1 - \frac{\Gamma^i}{2} \left( \frac{\tilde{i}_t^M}{\tilde{i}_{t-1}^M} - 1 \right) \right)^2 \Omega_t^i \right)^{\frac{\varepsilon_i - 1}{\varepsilon_i}} \left( \frac{p_t^M}{p_t} \right)^{1 - \varepsilon_i} \right)^{\frac{1}{1 - \varepsilon_i}} \quad (2.129)$$

Coût d'ajustement de la part de consommation importée

$$\Omega_t^c = \frac{\left( 1 - \beta \mathbb{E}_t \left( \frac{\tilde{\lambda}_{t+1} \gamma_{t+1}^L}{\lambda_t \tilde{z}_{t+1}} (1 - \eta^c)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} \frac{p_t^c}{p_t^M} \Pi_{t+1} \left( \frac{\tilde{c}_{t+1}^M / \tilde{c}_{t+1}^M}{1 - \frac{\Gamma^c}{2} \left( \frac{\tilde{c}_{t+1}^M / \tilde{c}_{t+1}^M}{\tilde{c}_t^M / \tilde{c}_t} - 1 \right)} \right)^{\frac{1}{\varepsilon_c}} \left( \frac{\tilde{c}_{t+1}^M / \tilde{c}_{t+1}^M}{\tilde{c}_t^M / \tilde{c}_t} - 1 \right) \Gamma^c \left( \frac{\tilde{c}_{t+1}^M / \tilde{c}_{t+1}^M}{\tilde{c}_t^M / \tilde{c}_t} \right)^2 \right) \right)^{-\varepsilon_c}}{\left( 1 - \frac{\Gamma^c}{2} \left( \frac{\tilde{c}_t^M / \tilde{c}_t}{\tilde{c}_{t-1}^M / \tilde{c}_{t-1}} - 1 \right) \right)^2 \left( 1 - \frac{\Gamma^c}{2} \left( \frac{\tilde{c}_t^M / \tilde{c}_t}{\tilde{c}_{t-1}^M / \tilde{c}_{t-1}} - 1 \right) - \left( \frac{\tilde{c}_t^M / \tilde{c}_t}{\tilde{c}_{t-1}^M / \tilde{c}_{t-1}} - 1 \right) \Gamma^c \frac{\tilde{c}_t^M / \tilde{c}_t}{\tilde{c}_{t-1}^M / \tilde{c}_{t-1}} \right)^{-\varepsilon_c}} \quad (2.130)$$

Coût d'ajustement de la part d'investissement importé

$$\Omega_t^i = \frac{\left( 1 - \beta \mathbb{E}_t \left( \frac{\tilde{\lambda}_{t+1} \gamma_{t+1}^L}{\lambda_t \tilde{z}_{t+1}} (1 - \eta^i)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} \frac{p_t^i}{p_t^M} \Pi_{t+1} \left( \frac{\tilde{i}_{t+1}^M / \tilde{i}_{t+1}^M}{1 - \frac{\Gamma^i}{2} \left( \frac{\tilde{i}_{t+1}^M / \tilde{i}_{t+1}^M}{\tilde{i}_t^M / \tilde{i}_t} - 1 \right)} \right)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} \left( \frac{\tilde{i}_{t+1}^M / \tilde{i}_{t+1}^M}{\tilde{i}_t^M / \tilde{i}_t} - 1 \right) \Gamma^i \left( \frac{\tilde{i}_{t+1}^M / \tilde{i}_{t+1}^M}{\tilde{i}_t^M / \tilde{i}_t} \right)^2 \right) \right)^{-\varepsilon_i}}{\left( 1 - \frac{\Gamma^i}{2} \left( \frac{\tilde{i}_t^M / \tilde{i}_t}{\tilde{i}_{t-1}^M / \tilde{i}_{t-1}} - 1 \right) \right)^2 \left( 1 - \frac{\Gamma^i}{2} \left( \frac{\tilde{i}_t^M / \tilde{i}_t}{\tilde{i}_{t-1}^M / \tilde{i}_{t-1}} - 1 \right) - \left( \frac{\tilde{i}_t^M / \tilde{i}_t}{\tilde{i}_{t-1}^M / \tilde{i}_{t-1}} - 1 \right) \Gamma^i \frac{\tilde{i}_t^M / \tilde{i}_t}{\tilde{i}_{t-1}^M / \tilde{i}_{t-1}} \right)^{-\varepsilon_i}} \quad (2.131)$$

## Secteur public

Règle de Taylor

$$\frac{R_t}{R} = \left( \frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\gamma_R} \left( \left( \frac{\Pi_t}{\Pi} \right)^{\gamma_\pi} \left( \frac{\gamma_t^L \tilde{y}_t^d}{\gamma^L \tilde{z}} \right)^{\gamma_y} \right)^{1 - \gamma_R} \left( \frac{\Pi_t}{\Pi_{t-1}} \right)^{\gamma_{\Delta\pi}} \quad (2.132)$$

Contrainte budgétaire de l'État

$$\begin{aligned} \tilde{b}_t &= \frac{\tilde{g}_t^c}{\tilde{y}_t^d} + \frac{\tilde{g}_t^i}{\tilde{y}_t^d} + \frac{\tilde{T}_t}{\tilde{y}_t^d} + \frac{\tilde{y}_{t-1}^d R_{t-1} \tilde{b}_{t-1}}{\tilde{y}_t^d \tilde{z}_t \Pi_t \gamma_t^L} \\ &- \frac{\tilde{k}_{t-1} \tau_t^k \left( \tilde{r}_t u_t - \delta \frac{p_t^i}{p_t} - \frac{p_t^i}{p_t} \left( \phi_1 (u_t - 1) + \frac{\phi_2}{2} (u_t - 1)^2 \right) \right)}{\tilde{\mu}_t \tilde{z}_t \tilde{y}_t^d} \\ &- \frac{l_t^d \tilde{w}_t \left( \tau_t^{wf} + \tau_t^n + \tau_t^{wh} \right)}{\tilde{y}_t^d} - \frac{\tilde{c}_t \tau_t^c p_t^c}{\tilde{y}_t^d p_t} \end{aligned} \quad (2.133)$$

Dynamiques des instruments budgétaires

$$\frac{\tilde{g}_t^c}{\tilde{g}^c} = \left( \frac{\tilde{g}_{t-1}^c}{\tilde{g}^c} \right)^{\rho_{gc}} \left( \frac{\tilde{b}_{t-1}}{\tilde{b}} \right)^{\rho_{gc,b}} \exp(\sigma_{gc} \zeta_{gc,t}) \quad (2.134)$$

$$\frac{\tilde{g}_t^i}{\tilde{g}^i} = \left( \frac{\tilde{g}_{t-1}^i}{\tilde{g}^i} \right)^{\rho_{gi}} \left( \frac{\tilde{b}_{t-1}}{\tilde{b}} \right)^{\rho_{gi,b}} \exp(\sigma_{gi}\zeta_{gi,t}) \quad (2.135)$$

$$\frac{\tilde{T}_t}{\tilde{T}} = \left( \frac{\tilde{T}_{t-1}}{\tilde{T}} \right)^{\rho_T} \left( \frac{\tilde{b}_{t-1}}{\tilde{b}} \right)^{\rho_{T,b}} \exp(\sigma_T\zeta_{T,t}) \quad (2.136)$$

$$\frac{\tau_t^k}{\tau^k} = \left( \frac{\tau_{t-1}^k}{\tau^k} \right)^{\rho_{\tau k}} \left( \frac{\tilde{b}_{t-1}}{\tilde{b}} \right)^{\rho_{\tau k,b}} \exp(\sigma_{\tau k}\zeta_{\tau k,t}) \quad (2.137)$$

$$\frac{\tau_t^c}{\tau^c} = \left( \frac{\tau_{t-1}^c}{\tau^c} \right)^{\rho_{\tau c}} \left( \frac{\tilde{b}_{t-1}}{\tilde{b}} \right)^{\rho_{\tau c,b}} \exp(\sigma_{\tau c}\zeta_{\tau c,t}) \quad (2.138)$$

$$\frac{\tau_t^n}{\tau^n} = \left( \frac{\tau_{t-1}^n}{\tau^n} \right)^{\rho_{\tau n}} \left( \frac{\tilde{b}_{t-1}}{\tilde{b}} \right)^{\rho_{\tau n,b}} \exp(\sigma_{\tau n}\zeta_{\tau n,t}) \quad (2.139)$$

$$\frac{\tau_t^{wh}}{\tau^{wh}} = \left( \frac{\tau_{t-1}^{wh}}{\tau^{wh}} \right)^{\rho_{\tau wh}} \left( \frac{\tilde{b}_{t-1}}{\tilde{b}} \right)^{\rho_{\tau wh,b}} \exp(\sigma_{\tau wh}\zeta_{\tau wh,t}) \quad (2.140)$$

$$\frac{\tau_t^{wf}}{\tau^{wf}} = \left( \frac{\tau_{t-1}^{wf}}{\tau^{wf}} \right)^{\rho_{\tau wf}} \left( \frac{\tilde{b}_{t-1}}{\tilde{b}} \right)^{\rho_{\tau wf,b}} \exp(\sigma_{\tau wf}\zeta_{\tau wf,t}) \quad (2.141)$$

### Agrégation

Ménages ricardiens et non ricardiens

$$\tilde{c}_t = (1 - \omega) \tilde{c}_{rt} + \omega \tilde{c}_{kt} \quad (2.142)$$

$$\tilde{T}_t = (1 - \omega) \tilde{T}_{rt} + \omega \tilde{T}_{kt} \quad (2.143)$$

$$\tilde{T}_{ktl} = \tilde{T}_{rt} (1 - \iota) \quad (2.144)$$

Marché du travail

$$l_t = l_t^d v_t^w \quad (2.145)$$

$$v_t^w = \theta_w \left( \frac{\Pi^{1-\chi_w} \Pi_{t-1}^{\chi_w} \tilde{w}_{t-1}}{\Pi_t \tilde{z}_t \tilde{w}_t} \right)^{-\eta} v_{t-1}^w + (1 - \theta_w) \left( \frac{\tilde{w}_t^*}{\tilde{w}_t} \right)^{-\eta} \quad (2.146)$$

Marché des biens domestiques

$$\begin{aligned} \tilde{g}_t^i &+ \tilde{g}_t^c + \tilde{c}_t \eta^c \left( \frac{p_t^c}{p_t} \right)^{\varepsilon_c} + \tilde{i}_t \eta^i \left( \frac{p_t^i}{p_t} \right)^{\varepsilon_i} + \tilde{x}_t \\ &+ \frac{p_t^i \tilde{k}_{t-1} \left( \Phi_{1t}(u_t - 1) + \frac{\Phi_{2t}}{2}(u_t - 1)^2 \right)}{p_t \tilde{z}_t \tilde{\mu}_t} = \tilde{y}_t^d \end{aligned} \quad (2.147)$$

$$\tilde{y}_t = v_t^p \tilde{y}_t^d \quad (2.148)$$

$$v_t^p = \theta_p \left( \frac{\Pi^{1-\chi_p} \Pi_{t-1}^{\chi_p}}{\Pi_t} \right)^{-\varepsilon} v_{t-1}^p + (1 - \theta_p) \Pi_t^{-\varepsilon} \quad (2.149)$$

Marché des biens importés

$$\tilde{y}_t^M = \tilde{c}_t^M + \tilde{i}_t^M \quad (2.150)$$

$$\tilde{M}_t = v_t^M \left( \tilde{c}_t (1 - \eta^c) \Omega_t^c \left( \frac{p_t^M}{p_t^c} \right)^{-\varepsilon_c} + \tilde{i}_t (1 - \eta^i) \Omega_t^i \left( \frac{p_t^M}{p_t^i} \right)^{-\varepsilon_i} \right) \quad (2.151)$$

$$v_t^M = \theta_M \left( \frac{\Pi^{1-\chi_M} (\Pi_{t-1}^M)^{\chi_M}}{\Pi_t^M} \right)^{-\varepsilon_M} v_{t-1}^M + (1 - \theta_M) (\Pi_t^{M*})^{-\varepsilon_M} \quad (2.152)$$

Marché des biens exportés

$$\tilde{y}_t^x = \left( \frac{p_t^x}{p_t^W} \right)^{-\varepsilon_W} \tilde{y}_t^W \quad (2.153)$$

$$\tilde{x}_t = v_t^x \tilde{y}_t^x \quad (2.154)$$

$$v_t^x = \theta_x \left( \frac{\Pi^{1-\chi_x} (\Pi_{t-1}^x)^{\chi_x}}{\Pi_t^x} \right)^{-\varepsilon_x} v_{t-1}^x + (1 - \theta_x) (\Pi_t^{x*})^{-\varepsilon_x} \quad (2.155)$$

Actifs extérieurs nets

$$ex_t \tilde{b}_t^W = \frac{\tilde{y}_{t-1}^d ex_t / ex_{t-1}}{\tilde{y}_t^d \Pi_t \tilde{z}_t \gamma_t^L} R_{t-1}^W exp \left( -\Gamma^{bW} ex_t \tilde{b}_{t-1}^W \right) ex_{t-1} \tilde{b}_{t-1}^W + \frac{tb_t}{\tilde{y}_t^d} \quad (2.156)$$

Balance commerciale

$$tb_t = \tilde{y}_t^x \frac{ex_t p_t^x}{p_t} - \frac{ex_t p_t^W}{p_t} \tilde{M}_t \quad (2.157)$$

## 2.7.4 État stationnaire

### Résultats immédiats

On a déjà défini dans le calibrage (section 2.3.6) le taux de croissance de la production, ainsi que l'inflation et le taux d'intérêt, domestiques et étrangers, en régime stationnaire. On retient en outre que la loi du prix unique s'applique (le taux de change réel  $exp^W/p$  est égal à l'unité), le taux de change nominal est constant ( $ex_t = ex_{t-1}$ ) et les actifs extérieurs nets tout comme la balance commerciale sont nuls. Le taux d'utilisation du capital est égal à l'unité. L'inflation à l'étranger ( $\Pi^W$ ) comme les autres ( $\Pi^c, \Pi^i, \Pi^M, \Pi^x$ ) sont égales à l'inflation domestique. Les coûts d'ajustement de la part de la consommation importée ( $1 - \Omega^c$ ) et de l'investissement importé ( $1 - \Omega^i$ ) sont nuls. Les différentes inflations  $\Pi^*$ ,  $\Pi^{M*}$  et  $\Pi^{x*}$ , tout comme les indices de dispersion des prix  $v^p, v^M$  et  $v^x$ , sont égales à l'unité.

Le prix des exportations (en monnaie domestique) par rapport au prix du bien final domestique est égal à la marge des entreprises exportatrices, donc  $exp^x/p = \varepsilon^x/(\varepsilon^x - 1)$ . Il en va de même pour le prix des importations, avec  $p^M/p = \varepsilon^M/(\varepsilon^M - 1)$ . On déduit, à partir du prix des importations, les prix de la consommation finale et de l'investissement final. Le prix de l'investissement final relativement au prix du bien final domestique est quant à lui égal au coût du capital  $q$  en régime stationnaire. On peut ensuite obtenir le rendement marginal du capital  $r$ , ainsi que la valeur du paramètre  $\phi_1$ , selon l'équation  $\phi_1 = r/(p^i/p)$ . On rappelle en outre que le rapport  $\phi_2/\phi_1$ , qui donne la sensibilité de la variation du taux d'intérêt à une variation du taux d'utilisation du capital<sup>108</sup>, est égal à 0,2, valeur reprise habituellement dans les modèles DSGE sur la zone euro (Smets et Wouters, 2003; Forni *et al.*, 2009). On déduit alors  $\phi_2$ . Les coûts marginaux de production des biens domestiques sont égaux à l'inverse de la marge, donc  $mc = (\varepsilon - 1)/\varepsilon$ . On en déduit le salaire d'équilibre  $w$ ,  $w^*$  et l'indice de dispersion des salaires  $v^w$ .

### Système non linéaire

Nous devons résoudre dans un second temps, à partir des valeurs en régime stationnaire définies précédemment, un système de 13 équations à 13 inconnues<sup>109</sup>.

À partir de l'équation (2.110) de rémunération des facteurs de production, de la fonction de production des biens intermédiaires dans l'équation

108. On obtient ce rapport en log-linéarisant la condition du premier ordre sur le taux d'utilisation du capital (par le producteur du bien d'équipement).

109. Ce sont les équations (2.95), (2.96), (2.101), (2.103), (2.107), (2.108), (2.110), (2.133), (2.142), (2.143), (2.144), (2.147), (2.151), qui permettent de trouver les valeurs en régime stationnaire des variables  $\tilde{c}_r, \tilde{c}_k, \tilde{c}, \tilde{T}_r, \tilde{T}_k, \tilde{T}, \tilde{\lambda}, \tilde{l}^d, \tilde{i}, \tilde{k}, \tilde{y}^d, \tilde{k}^g, \tilde{M}$ .

(2.107) et de l'équation (2.103) d'accumulation du capital, on déduit

$$\tilde{k} = \left( \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{\tilde{w}(1+\tau^{wf})\tilde{\mu}\tilde{z}}{\tilde{r}} \right) l^d, \quad (2.158)$$

$$\tilde{y}^d = \frac{\frac{\tilde{A}}{\tilde{z}} \tilde{k}^\alpha (l^d)^{1-\alpha} (\tilde{k}^g)^{\alpha_g} - \phi}{v^p}, \quad (2.159)$$

$$\tilde{i} = \left( \gamma^L - \frac{(1-\delta)}{\tilde{\mu}\tilde{z}} \right) \tilde{k}. \quad (2.160)$$

$\tilde{k}^g$  étant défini par l'équation (2.108) d'accumulation du capital public,  $\tilde{k}$ ,  $\tilde{y}^d$  et  $\tilde{i}$  sont définies dès lors que  $l^d$  est défini.

L'équation (2.147) d'agrégation sur le marché des biens domestiques doit être réarrangée en remplaçant  $x$ . Si les actifs nets à l'étrangers sont nuls en régime stationnaire, alors la balance commerciale doit l'être aussi, d'où  $\tilde{x} = p^W/p^x \tilde{M}$ . On réécrit alors l'équation (2.147)

$$\tilde{c} = \frac{1}{\eta^c} \left( \frac{p^c}{p} \right)^{-\varepsilon_c} \left( \tilde{y}^d - \tilde{i} \eta^i \left( \frac{p^i}{p} \right)^{-\varepsilon_i} - \tilde{g}^c - \tilde{g}^i - \tilde{M} \left( \frac{p^W}{p^x} \right) \right) \quad (2.161)$$

et l'équation (2.151)

$$\tilde{M} = \left( \tilde{c} (1-\eta^c) \left( \frac{p^M}{p^c} \right)^{-\varepsilon_c} + \tilde{i} (1-\eta^i) \left( \frac{p^M}{p^i} \right)^{-\varepsilon_i} \right), \quad (2.162)$$

dont on tire  $\tilde{c}$  et  $\tilde{M}$ .

À partir de l'équation (2.95), on déduit

$$\tilde{\lambda} = \frac{\tilde{z} - h\beta\gamma^L}{(1-\omega)(\tilde{z}-h)\tilde{c}^r(1+\tau_c)\frac{p^c}{p}}, \quad (2.163)$$

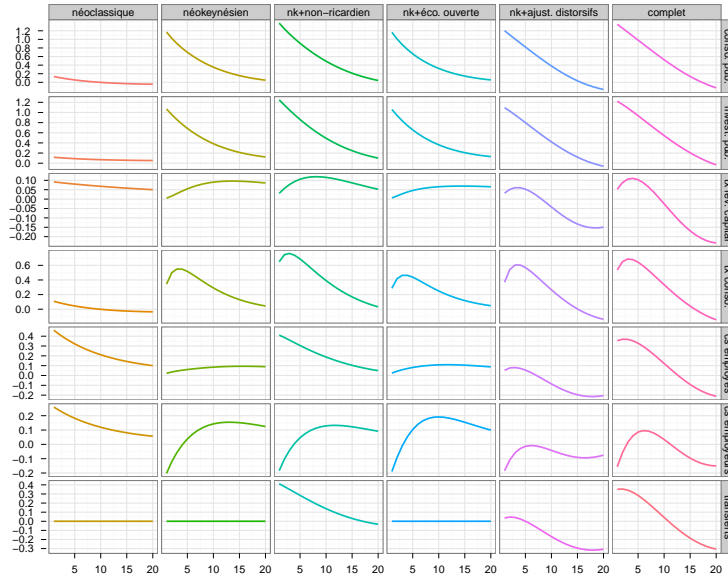
avec  $\tilde{c}^r$  reliée à  $\tilde{c}$  par les 3 équations d'agrégation (2.142), (2.143) et (2.144), et la consommation des ménages non ricardiens, définie dans l'équation (2.96).  $\tilde{T}$  est par ailleurs définie de manière résiduelle à partir de la contrainte budgétaire de l'État dans l'équation (2.133).

On déduit finalement  $l^d$  de la courbe de Phillips définie dans l'équation (2.101)

$$l^d = \left( \frac{1 - \beta\theta_w \tilde{z}^{\eta-1} \gamma^L}{1 - \beta\theta_w \tilde{z}^{\eta(1+\vartheta)} \gamma^L} \frac{\psi \left( \frac{\tilde{w}^*}{\tilde{w}} \right)^{-\eta\vartheta}}{\frac{\eta-1}{\eta} (1 - \tau^{wh} - \tau^n) \tilde{w} * \tilde{\lambda}} \right)^{-\frac{1}{\vartheta}}. \quad (2.164)$$

À ce système de treize équations, on en ajoute trois qui ne figurent pas directement dans le modèle. D'une part, on doit définir les valeurs de la

Graphique 2.12 – Réponses impulsionnelles de la production en fonction du modèle et du choc



Note : L'axe des ordonnées désigne le taux de croissance de la production par rapport à la production d'équilibre, en points de pourcentage, en fonction du modèle (en colonne) et du choc (en ligne). Le modèle néoclassique est similaire à celui de *Baxter et King (1993)*, le modèle néokeynésien à celui de *Smets et Wouters (2003)*. On ajoute au modèle néokeynésien soit des ménages non ricardiens (nk+non ricardien), soit des échanges avec l'extérieur (nk+éco. ouverte), soit des ajustements budgétaires distorsifs (nk+ajust. distorsifs), soit les trois (complet). L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Chaque choc représente 1% de la production d'équilibre.

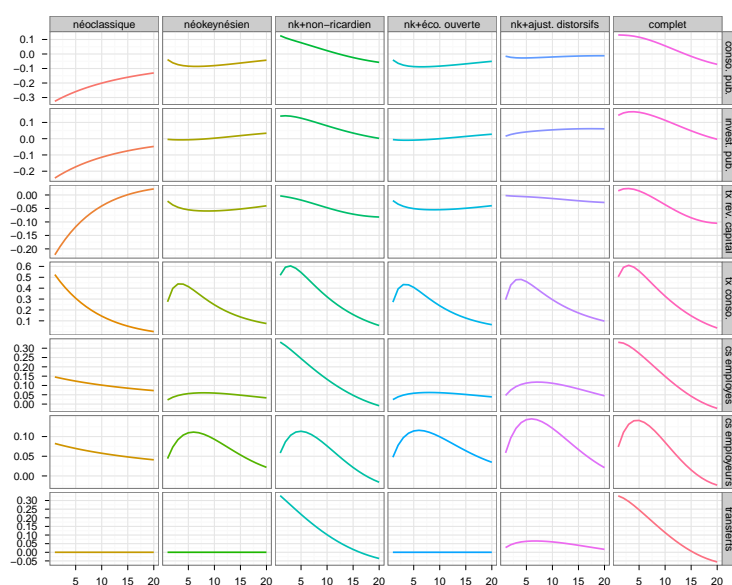
consommation publique et de l'investissement public, précédemment calibrées uniquement par rapport à la production. D'autre part, le paramètre des coûts fixes dans la fonction de production des biens intermédiaires,  $\phi$ , est calibré de telle manière que les profits sont nuls en régime stationnaire. Ainsi, la différence entre les ventes et les coûts totaux doit être nulle, donc  $y - \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}(y + \phi) = 0$ . Après résolution du système, on déduit directement les valeurs en régime stationnaire des autres variables.

### 2.7.5 Réponses impulsionnelles en fonction du modèle et du choc

### 2.7.6 Réponses impulsionnelles en fonction du choc dans le modèle complet

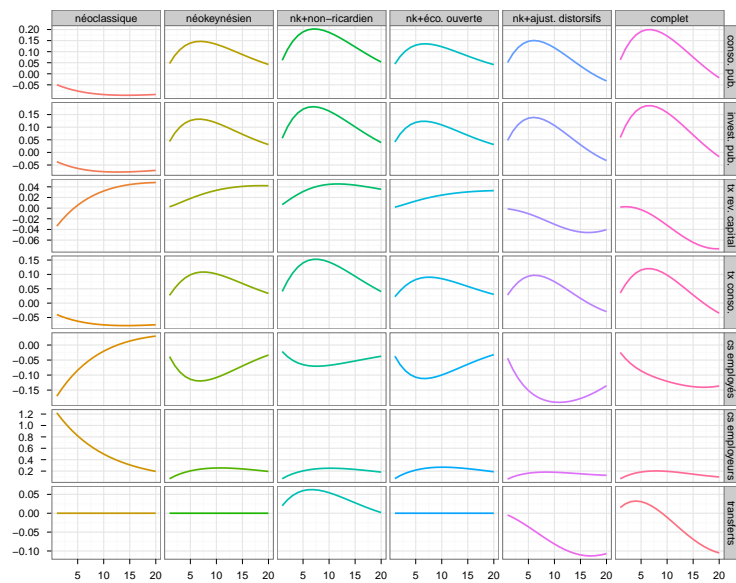


Graphique 2.13 – Réponses impulsionnelles de la consommation en fonction du modèle et du choc



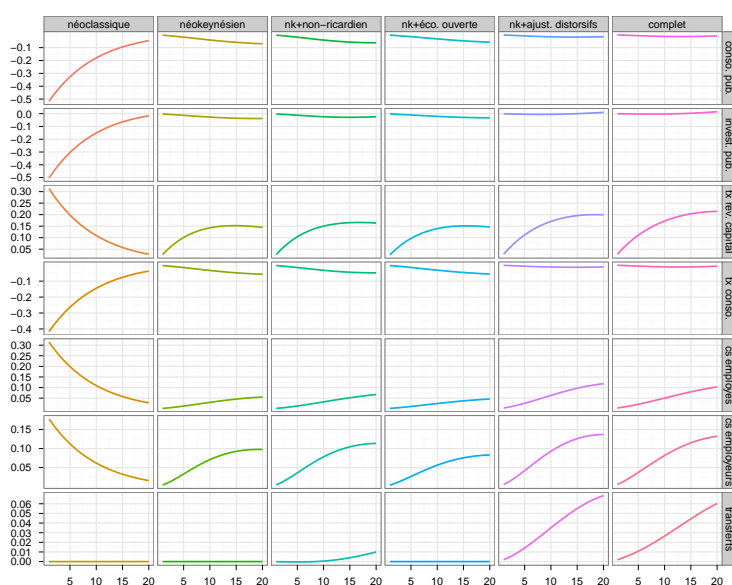
Note : L'axe des ordonnées désigne les déviations de la consommation par rapport à la consommation d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre, en fonction du modèle (en colonne) et du choc (en ligne). Le modèle néoclassique est similaire à celui de *Barter et King (1993)*, le modèle néokeynésien à celui de *Smets et Wouters (2003)*. On ajoute au modèle néokeynésien soit des ménages non ricardiens (nk+non ricardien), soit des échanges avec l'extérieur (nk+éco. ouverte), soit des ajustements budgétaires distorsifs (nk+ajust. distorsifs), soit les trois (complet). L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Chaque choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique 2.14 – Réponses impulsionnelles des salaires bruts réels en fonction du modèle et du choc



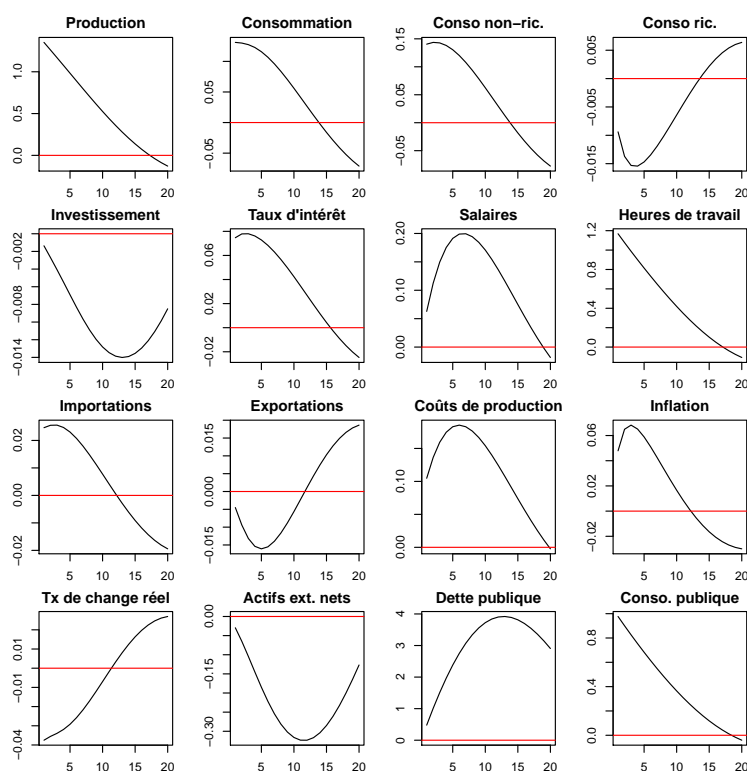
Note : L'axe des ordonnées désigne le taux de croissance des salaires bruts réels par rapport aux salaires bruts réels d'équilibre, en points de pourcentage, en fonction du modèle (en colonne) et du choc (en ligne). Le modèle néoclassique est similaire à celui de Baxter et King (1993), le modèle néokeynésien à celui de Smets et Wouters (2003). On ajoute au modèle néokeynésien soit des ménages non ricardiens (nk+non ricardien), soit des échanges avec l'extérieur (nk+éco. ouverte), soit des ajustements budgétaires distorsifs (nk+ajust. distorsifs), soit les trois (complet). L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Chaque choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique 2.15 – Réponses impulsionnelles de l'investissement en fonction du modèle et du choc



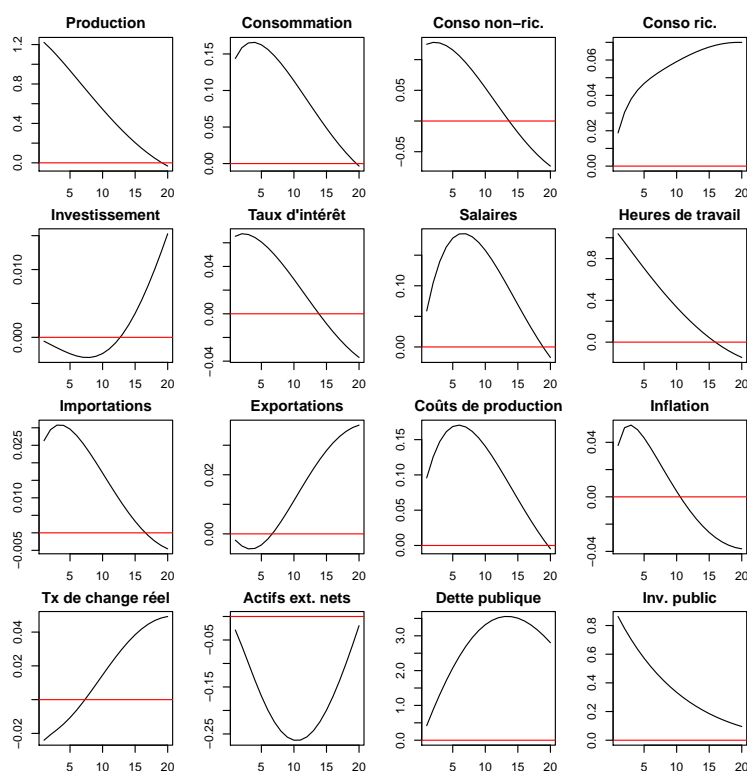
Note : L'axe des ordonnées désigne les déviations de l'investissement par rapport à l'investissement d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre, en fonction du modèle (en colonne) et du choc (en ligne). Le modèle néoclassique est similaire à celui de *Baxter et King (1993)*, le modèle néokeynésien à celui de *Smets et Wouters (2003)*. On ajoute au modèle néokeynésien soit des ménages non ricardiens (nk+non ricardien), soit des échanges avec l'extérieur (nk+éco. ouverte), soit des ajustements budgétaires distorsifs (nk+ajust. distorsifs), soit les trois (complet). L'axe des abscisses désigne le temps en trimestres à partir du choc. Chaque choc représente 1% de la production d'équilibre.

Graphique 2.16 – Réponses impulsionnelles après un choc sur la consommation publique



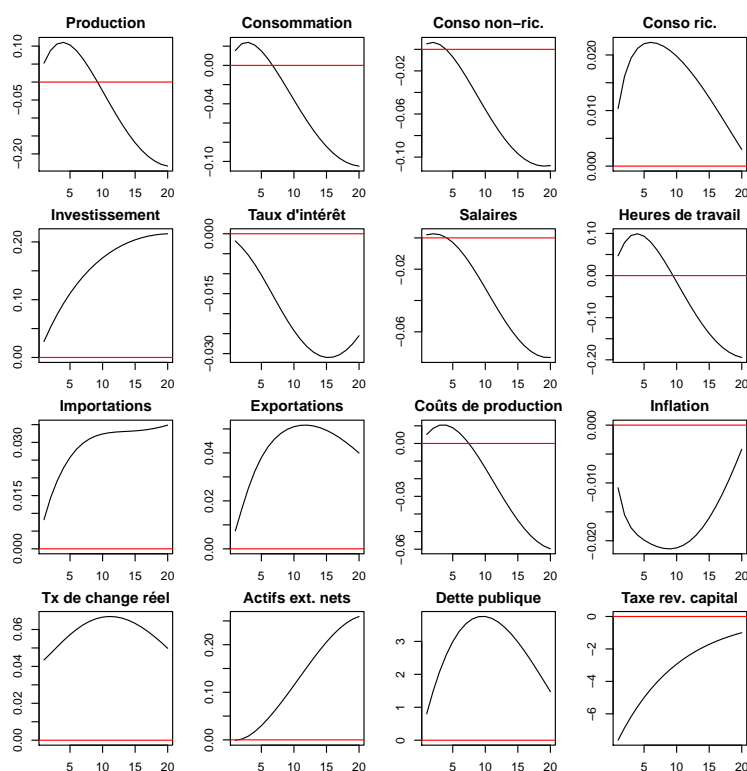
*Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 2.17 – Réponses impulsionnelles après un choc sur l'investissement public



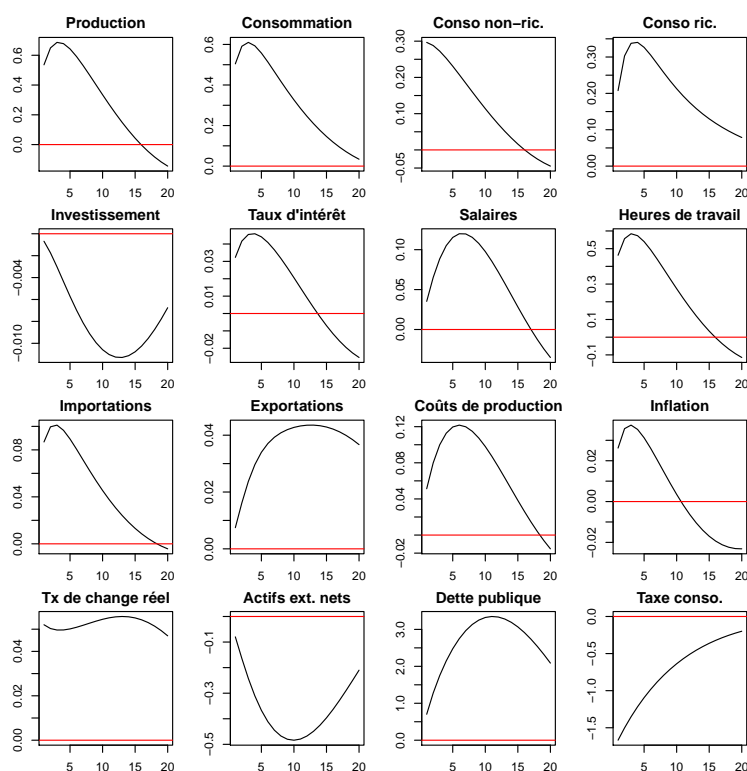
*Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 2.18 – Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur les revenus du capital



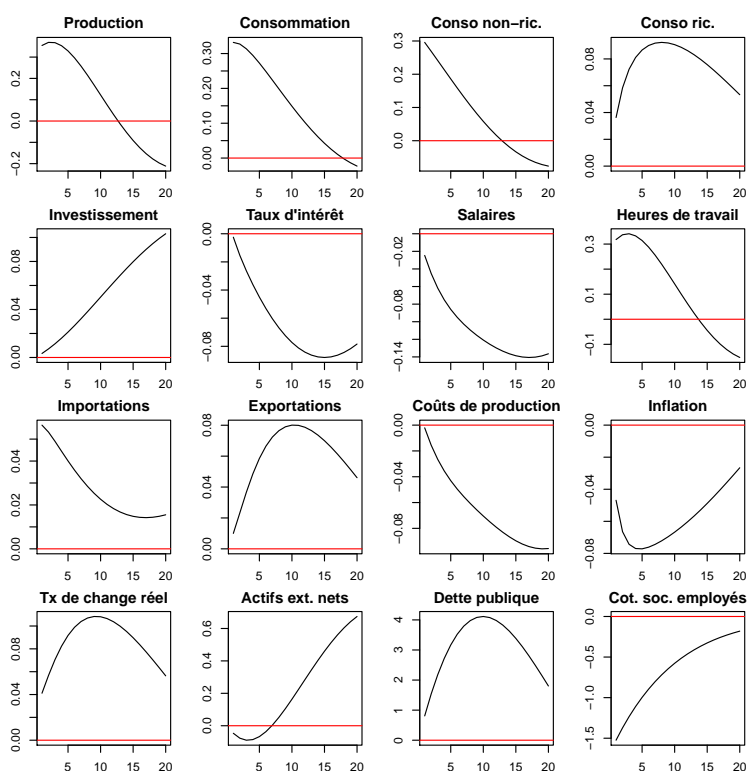
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 2.19 – Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur la consommation



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.

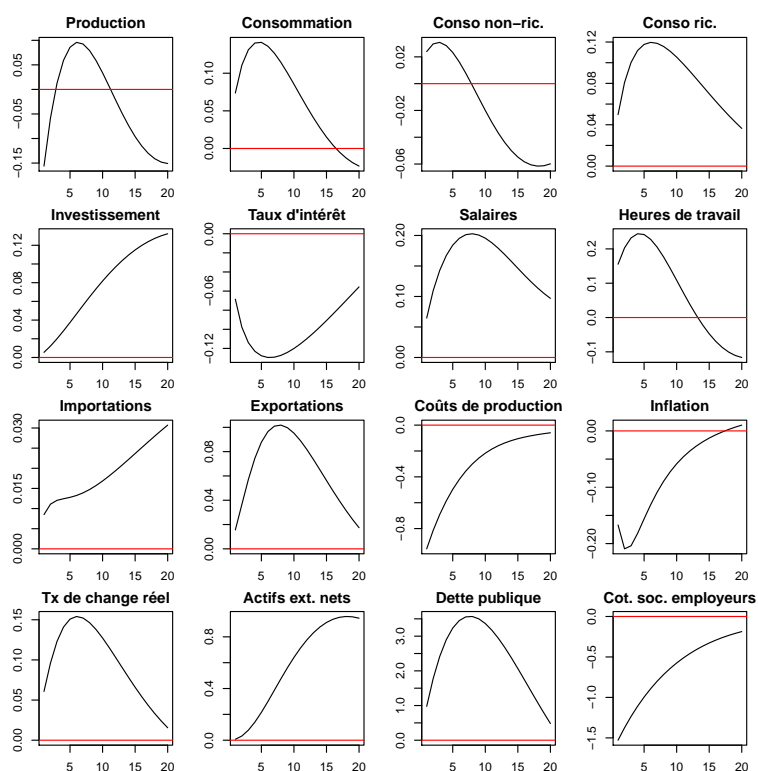
Graphique 2.20 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employées



*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.*

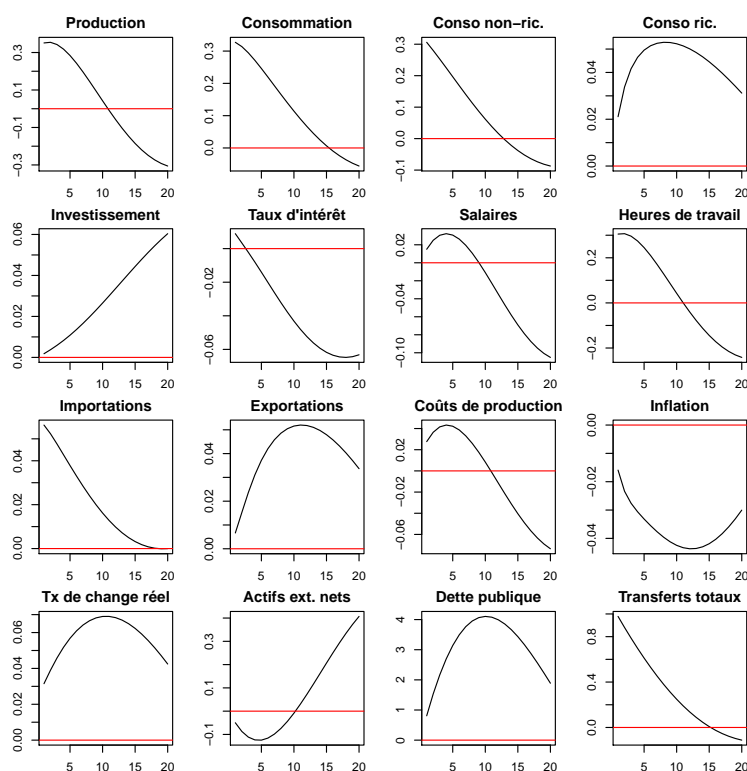


Graphique 2.21 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employeurs



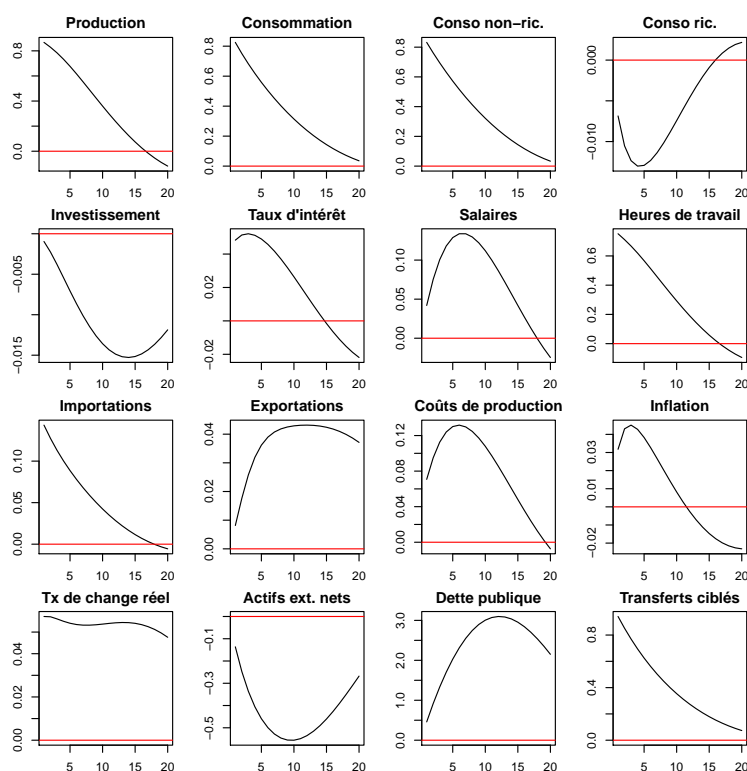
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 2.22 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts



*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 2.23 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts ciblés



*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.*

# Multiplicateurs budgétaires et efficacité du *policy mix* en récession

---

## 3.1 Introduction

Après la crise de 2007, les relances budgétaires effectuées par les États ont été accompagnées par une forte baisse des taux d'intérêt directeurs des banques centrales. Alors que les consolidations budgétaires sont mises en place depuis 2010, à des rythmes différents, la remontée progressive des taux d'intérêt nominaux reste une question en suspens. L'objectif de ce chapitre est d'évaluer, à partir d'un modèle d'équilibre général, l'impact sur la croissance des différentes stratégies de sortie de crise menées, conjointement ou non, par les autorités budgétaire et monétaire.

Parmi les arguments avancés pour justifier la plus grande efficacité de la politique budgétaire en période de récession (Auerbach et Gorodnichenko, 2012; Baum *et al.*, 2012), le plus étudié dans la littérature récente est l'effet du taux d'intérêt nominal nul (Eggertsson, 2010; Woodford, 2011; Christiano *et al.*, 2011a)<sup>1</sup>. 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, que nous retenons ici, est que l'efficacité globale des relances budgétaires tient à la coordination entre les autorités budgétaire et monétaire. Ces auteurs se sont cependant focalisés sur les délais de mise en oeuvre de la politique budgétaire, souvent jugés trop longs pour être efficace (Ramey, 2011), alors que l'enjeu de politique économique, rappelé dans le chapitre précédent, porte bien davantage sur l'impact des consolidations budgétaires pour financer la relance. Par rapport à cette littérature, on déplace donc la question en cherchant à évaluer le *policy mix* en fonction du *timing* des ajustements budgétaires après la relance, par rapport à la durée de la période de taux d'intérêt nuls.

---

1. En cas de forte dégradation de l'activité, la diminution du taux d'intérêt nominal peut être contrainte par la limite du taux d'intérêt nominal nul. Le taux d'intérêt réel augmente alors, l'épargne s'accroît et la production diminue encore. L'augmentation des dépenses publiques permet dans ce cas de casser le cercle vicieux en augmentant la production, les coûts marginaux et les prix. La baisse induite du taux d'intérêt réel augmente les dépenses privées. L'effet des dépenses publiques est ainsi renforcé.

À notre connaissance, l'évaluation dans un modèle d'équilibre général de l'impact des ajustements budgétaires par rapport à une situation de taux d'intérêt nuls est abordée dans Corsetti *et al.* (2010) et uniquement 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. Ainsi, 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 budgétaire. Christiano *et al.* (2011a) étudient quant à eux 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 la période de taux nuls, aboutit à une augmentation du multiplicateur instantané par rapport à un financement forfaitaire<sup>2</sup>.

Cependant, ces travaux ne donnent pas une vision claire de l'efficacité globale de la politique de relance en fonction du *policy mix*. Pour Christiano *et al.* (2011a), 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'arrête<sup>3</sup>. De plus, les effets des taxes sur les salaires en situation de taux nuls dépendent fortement de la présence de frictions salariales<sup>4</sup>. En outre, Christiano (2010) suggère en conclusion d'évaluer ce type de politiques dans un modèle qui intègre une fraction d'agents non ricardiens consommant tout leur revenu courant (Galí *et al.*, 2007b). Enfin, ces 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. C'est la raison pour laquelle nous utilisons le modèle développé originellement dans le chapitre 2, qui intègre à la fois des frictions salariales, une fraction d'agents non-ricardiens et une diversité d'instruments budgétaires de relance.

L'analyse que nous proposons des relances budgétaires est réalisée à partir d'un changement de régime non seulement de la politique monétaire (en situation de taux d'intérêt nominal nul ou non), mais aussi de la politique

---

2. 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.

3. La baisse des taux réels que permet la hausse de ces taxes pendant la période de taux nominaux nuls entraîne une substitution de la consommation des ménages du futur vers le présent.

4. 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 (Christiano, 2010).

budgétaire (politique de relance ou de consolidation). Ce dernier point n'est pas cependant envisagé par la littérature précédemment citée. Il convient donc dans un premier temps de montrer empiriquement la pertinence d'une évaluation des effets d'un changement de régime dans la conduite de la politique budgétaire (section 3.3). L'étude des simulations du modèle en équilibre général s'effectue dans un second temps (section 3.4), en deux étapes. La première étape compare les multiplicateurs budgétaires des différents instruments en maintenant des régimes fixes : soit les taux d'intérêt nominaux s'ajustent selon une règle de Taylor et un ajustement budgétaire se met en place après la relance, on est dans un régime ricardien au sens de Woodford (1995); soit les taux d'intérêt nominaux sont constants, parce qu'ils sont au plancher, et la relance est effectuée sans consolidation, on est alors dans un régime non ricardien. Pour justifier cette démarche il est important de rappeler, à la suite de Christiano *et al.* (2011a), que l'évaluation des multiplicateurs budgétaires dans un modèle de ce type ne dépend pas des raisons pour lesquelles les taux d'intérêt nominaux sont constants<sup>5</sup>. La seconde étape compare les multiplicateurs budgétaires des différents instruments lorsque les agents anticipent le passage d'un régime non ricardien à un régime ricardien. On étudie alors plus spécifiquement les multiplicateurs selon que les changements de politiques budgétaire et monétaire sont synchronisés ou non. Quatre résultats peuvent 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. 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.

Deuxièmement, en plus des quatre régimes mis en avant par Leeper (1991) selon le type de 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. Une forte volonté d'ajustement budgétaire pour ramener la dette à sa valeur d'équilibre entraîne en effet dans notre modèle 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. 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

---

5. Ce point est développé dans la section suivante.

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.

Quatrièmement, les multiplicateurs budgétaires varient fortement selon le type de *policy mix* mis en oeuvre. 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 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 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. Par ailleurs, 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 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 (chapitre 2). 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 3.2 présente une revue de littérature. La section 3.3 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 3.4 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 3.5 conclut.

## 3.2 Revue de littérature

Plusieurs arguments ont été récemment avancés pour expliquer la plus grande efficacité de la relance budgétaire en situation de récession : baisse du taux d'intérêt réel dans un contexte de taux nominal nul (Eggertsson, 2010; Woodford, 2011; Christiano *et al.*, 2011a), diminution des spreads de taux d'intérêt (Canzoneri *et al.*, 2011a)<sup>6</sup>; diminution du chômage involontaire (Michaillat, 2012)<sup>7</sup>. Le premier élément, qui est le plus étudié, constitue le point de départ de notre analyse et doit donc être examiné dans un premier temps.

Notre démarche se distingue néanmoins de cette littérature dans la mesure où le changement de régime ne porte plus uniquement sur la politique monétaire (taux d'intérêt nominal nul ou non), mais aussi sur la politique budgétaire (politique de relance ou politique de consolidation). Une autre branche de la littérature, dans la lignée de la théorie budgétaire du niveau des prix, s'est intéressée à la question du changement de régime des politiques budgétaire et monétaire, mais n'a été que très peu mise en relation avec celle sur les effets des taux d'intérêt nuls. Certains de ses résultats, discutés dans un deuxième temps, se révèlent très utiles à notre analyse.

### 3.2.1 Multiplicateur budgétaire et taux d'intérêt nominal nul

Le raisonnement justifiant l'efficacité accrue de la politique budgétaire en situation de taux d'intérêt nul 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). Il se déroule de la façon suivante. 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

6. Dans leur modèle, l'intermédiation financière est coûteuse et contracyclique. En situation de récession, la relance abaisse davantage les *spreads*. 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.

7. Il montre, à partir d'un modèle calibré sur les États-Unis, qu'un taux de chômage qui passe de 5% à 8% a pour conséquence un doublement du multiplicateur budgétaire. L'idée sous-jacente est qu'un surcroît de dépenses publiques, qui passe ici par l'augmentation de la demande de travail public, n'évince pas la demande de travail privée en situation de récession car la relance budgétaire permet aux chômeurs de trouver un emploi qu'ils n'auraient pas eu sinon.



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 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 détermine la persistance de la relance budgétaire par rapport à la période de taux d'intérêt nuls. 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 transitoire<sup>8</sup>. Il conclut, sous 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 demande.

Plus précisément, Eggertsson (2010) montre, à partir d'un modèle néo-keynésien stylisé, 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 dominant à court terme les anticipations des effets positifs à long terme.

Selon une logique et un modèle similaires, Woodford (2011) considère la probabilité qu'à chaque période qui s'ouvre après un épisode de taux d'intérêt nuls, les dépenses publiques restent au-dessus de leur valeur d'état

---

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

stationnaire. Il établit alors une relation négative entre la probabilité de persistance du stimulus et la taille du multiplicateur. 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.

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 nuls. Plus précisément, pour une période de 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.

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. Certes, cela présente 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 ricardienne<sup>9</sup>. 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 différents multiplicateurs budgétaires dans la littérature qui leur est consacrée. Avec un modèle néo-keynésien 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 précédemment, ils étudient principalement l'effet d'une augmentation permanente des dépenses publiques et aboutissent mécaniquement à un effet multiplicateur inférieur à l'unité, dès la deuxième année. 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). Nous déplaçons ici la question puisqu'il s'agit d'évaluer le *policy-mix* en fonction du *timing* des ajustements budgétaires, par rapport à la période de taux d'intérêt nuls.

---

9. Ce point est développé dans le chapitre 2.

### 3.2.2 L'apport de la théorie budgétaire du niveau des prix

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. Selon Woodford (1995), si les surplus primaires s'ajustent automatiquement pour respecter 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 les hypothèses de marchés parfaits, d'agents optimisateurs à durée de vie infinie et de taxes forfaitaires. 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). 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, 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. Woodford (1995) souligne quant à lui que peu importe la rigueur de la banque 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 historiques<sup>10</sup>, elle fait aussi l'objet de différentes critiques, parmi lesquelles celle

---

10. 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

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'optimalité<sup>11</sup>, 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 modèle<sup>12</sup>. 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 dette publique<sup>13</sup>. 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.

---

des emprunts publics à taux d'intérêt fixes.

11. 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 le chapitre 1.

12. 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.

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

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 (2007a, 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). 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 fixe<sup>14</sup>. Autrement dit, le régime ricardien futur a déjà des effets pendant le régime non ricardien. Bien que Davig et Leeper (2007a) 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. Davig et Leeper (2007b) définissent quant à eux les conditions nécessaires pour que l'équilibre soit stable lorsque les coefficients de la règle monétaire changent de régime selon une certaine probabilité. Ces résultats sont cependant partiellement remis en cause par Farmer *et al.* (2009, 2010) et ne traitent pas de la stabilité lorsque s'ajoute un changement de régime dans la politique budgétaire. C'est la raison pour laquelle nous traitons la question de la stabilité du modèle uniquement dans le cadre de régimes fixes.

Deux limites aux analyses de Davig et Leeper (2007a, 2011) sont par ailleurs traitées dans ce chapitre. D'une part, leur méthode d'estimation selon un processus de chaîne de Markov n'explique pas pourquoi le régime se

---

14. Gali (2007) souligne d'ailleurs, dans son commentaire de Davig et Leeper (2007a), 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.

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 passive. 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 mettre en évidence un changement de régime dans la politique budgétaire en réponse à un déficit public trop élevé. D'autre part, le modèle dans lequel Davig et Leeper (2007a, 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. La méthode d'estimation et le modèle que nous proposons dans la suite fournissent des éléments de réponse à ces critiques.

### 3.3 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 le chapitre 1, le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle publique peut être appréhendé au moyen de tests de cointégration. Ainsi, lorsque deux séries par exemple 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 période<sup>15</sup>. 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<sup>16</sup>. Dans notre cas, c'est

---

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

16. 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

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 pourrait sembler en contradiction avec la mémoire longue établie dans le chapitre 1 pour les pays du G7. Sans entrer dans un débat qui dépasse le cadre de ce chapitre, il faut constater que ces deux dynamiques peuvent coexister.

La difficulté mise en avant notamment par Diebold et Inoue (2001), Gouriéroux et Jasiak (2001) et Granger et Hyung (2004), est que des processus avec changements de régime non fréquents peuvent créer un effet de mémoire longue dans la fonction d'autocorrélation. Ce débat peut d'ailleurs être vu comme une extension de celui initié par Perron (1989), selon lequel les tests standards de racine unitaire peuvent aboutir à des conclusions erronées si le vrai processus est à mémoire courte avec des ruptures.

Diebold et Inoue (2001) suggèrent néanmoins dans leur conclusion de se prémunir contre la tentation de déduire automatiquement que le changement structurel produit des inférences fallacieuses de mémoire longue. Même si le *vrai* processus est le changement structurel, la mémoire longue peut être une manière commode de le décrire de prime abord, et peut rester utile pour la prévision. Dans leur analyse empirique, Granger et Hyung (2004) montrent d'ailleurs que les deux modèles, avec des ruptures occasionnelles ou avec une mémoire longue, ont le même pouvoir pour prédire les séries de rendements des actions étudiées. Le changement structurel et la mémoire longue sont finalement dans beaucoup d'articles différents noms pour un même phénomène, et dans ce cas la distinction entre un *vrai* processus et un résultat *fallacieux* peut être douteuse.

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)<sup>17</sup>.

---

(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 (2007a), et de la méthode que nous retenons ici, est de permettre des changements récursifs.

17. Les deux méthodologies d'estimation ainsi que les résultats intermédiaires sont pré-

### 3.3.1 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

$$rev_t = \alpha + \beta exp_t + z_t, \quad (3.1)$$

où les séries de recettes (*rev*) et dépenses (*exp*) sont exprimées en part de PIB, et  $z_t$  correspond au terme d'erreur<sup>18</sup>. 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 morceau<sup>19</sup>, d'où

$$z_t = \begin{cases} 0.051 + 0.949^{***} z_{t-1} & \text{si } z_{t-1} \leq -1.01 \\ & (29.9\% \text{ des observations}) \\ -0.075 + 1.014^{***} z_{t-1} & \text{si } z_{t-1} > -1.01 \\ & (70.1\% \text{ des observations}) \end{cases} \quad (3.2)$$

Le seuil est estimé à -1.01. D'après l'équation (3.2), tant que l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques est au-dessus du

---

sentés dans l'annexe 3.6.1.

18. Les points à partir de 2010T1 sont issus des données d'Eurostat. Le PIB de la zone euro est tiré de la base de Giannone *et al.* (2010). Ces dernières données sont désaisonnalisées au moyen du filtre d'Hodrick et Prescott (1981). On vérifie qu'on retrouve bien, avec une telle méthodologie, les données de Paredes *et al.* (2009) pour les années 2008 et 2009.

19. 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 le chapitre 1.



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 cointégrées<sup>20</sup>. Cependant, il n'est pas possible selon cette méthodologie de mettre en avant des dynamiques différentes des recettes et dépenses selon la valeur du seuil.

### 3.3.2 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 où l'hypothèse nulle est la linéarité, contre l'hypothèse de la présence d'un seuil, dont l'application indique que la linéarité peut être rejetée au seuil de 5%.

Les équations (3.3) et (3.4) présentent l'estimation des deux modèles à correction d'erreur, selon que l'on se situe au dessus ou en dessous du seuil<sup>21</sup>. Ce seuil estimé est égal à -0.91, valeur proche de celle estimée précédemment, d'où

$$\Delta rev_t = \begin{cases} \begin{matrix} -0.412 & -0.191 & z_{t-1} & -0.03 & \Delta rev_{t-1} & -0.139 & \Delta exp_{t-1} & \text{si } z_{t-1} \leq -0.91 \\ (0.218) & (0.159) & & (0.177) & & (0.186) & & 35.2\% \text{ des observations} \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0.025 & -0.041 & z_{t-1} & -0.193 & \Delta rev_{t-1} & -0.006 & \Delta exp_{t-1} & \text{si } z_{t-1} > -0.91 \\ (0.051) & (0.034) & & (0.136) & & (0.173) & & 64.8\% \text{ des observations} \end{matrix} \end{cases} \quad (3.3)$$

$$\Delta exp_t = \begin{cases} \begin{matrix} 0.186 + 0.287 z_{t-1} & -0.278 & \Delta rev_{t-1} + 0.3 & \Delta exp_{t-1} & \text{si } z_{t-1} \leq -0.91 \\ (0.175) & (0.128) & (0.142) & (0.149) & 35.2\% \text{ des observations} \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0.043 + 0.005 z_{t-1} & -0.186 & \Delta rev_{t-1} + 0.798 & \Delta exp_{t-1} & \text{si } z_{t-1} > -0.91 \\ (0.041) & (0.028) & (0.109) & (0.139) & 64.8\% \text{ des observations} \end{matrix} \end{cases} \quad (3.4)$$

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

20. Nous nous situons dans le cas particulier où l'ordre autorégressif vaut 1 pour chaque régime, on peut dès lors appliquer le théorème de Chan *et al.* (1985). Les conditions nécessaires et suffisantes pour qu'une autorégression à seuil soit stationnaire, établies par ces derniers, 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.

21. 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 3.6.1.

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 3.1 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 le chapitre 2 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)<sup>22</sup>, 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.

Le graphique 3.2 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.

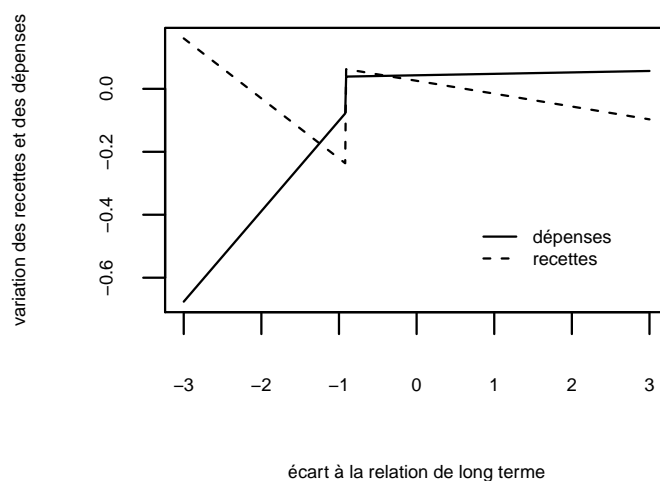
La conclusion est triple : la dynamique de la politique budgétaire en zone euro est non linéaire ; les forces de rappel vers l'équilibre s'exercent uniquement après une très forte dégradation des déficits publics, principalement par une baisse des dépenses ; les taux d'intérêt nominaux diminuent fortement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

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.

---

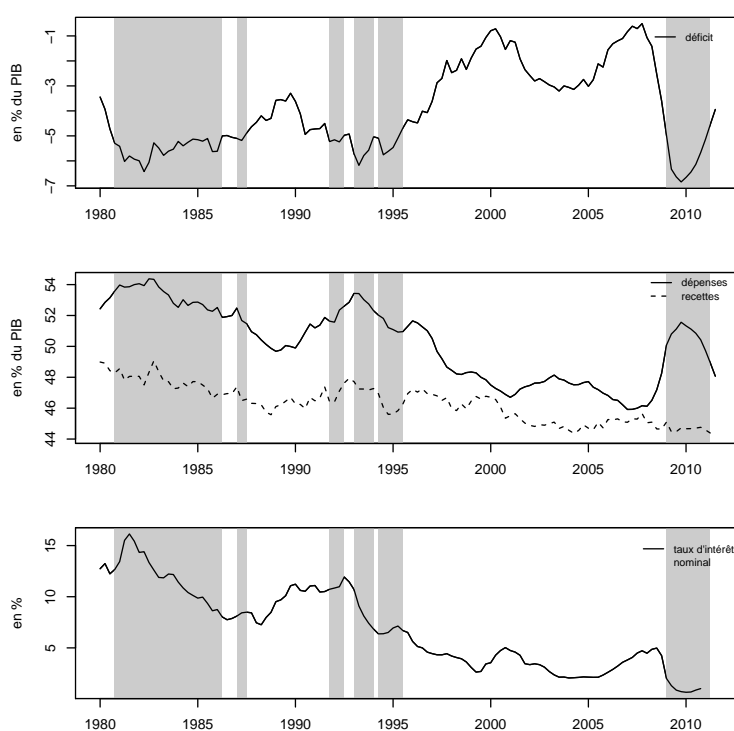
22. Il estime la relation entre les surplus primaires et la dette publique, en part de PIB, en utilisant des données de panel annuelles pour les pays de l'UE15 entre 1970 et 2003.

Graphique 3.1 – 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.*

Graphique 3.2 – 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).*

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.

### 3.4 Multiplicateurs budgétaires en fonction des règles de politiques budgétaire et monétaire

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. Les simulations sont effectuées à partir du modèle développé dans le chapitre 2, 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.

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.

#### 3.4.1 Multiplicateurs budgétaires dans des régimes fixes

##### 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 (2.50). 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  $\gamma_\pi$  dans l'équation (2.48). La politique monétaire est d'autant plus passive que ce paramètre tend vers 0.

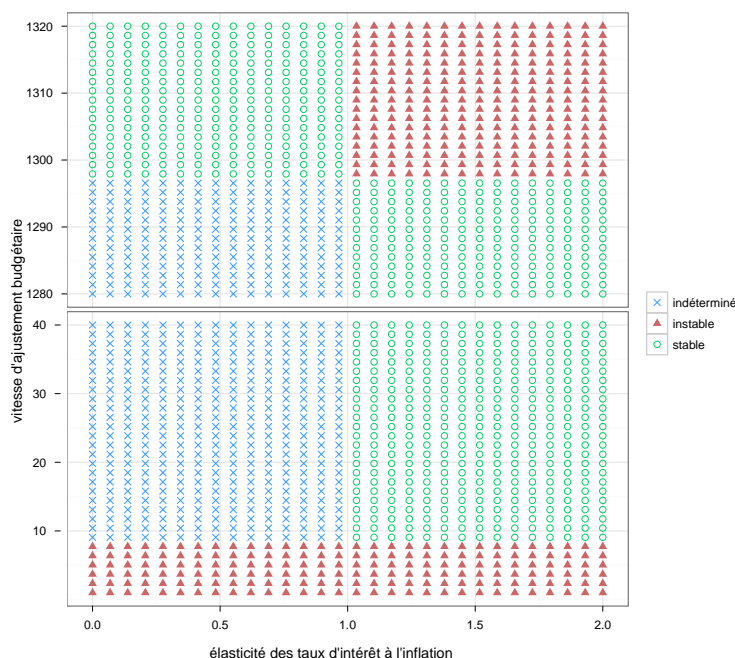
L'enjeu est alors de caractériser l'équilibre en fonction des valeurs de chacun des paramètres. Il faut au préalable remarquer que la comparaison des simulations pour les différentes valeurs des paramètres est permise dans la mesure où c'est bien le même modèle que l'on teste. En effet, ce sont seulement 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.

TABLE 3.1 – 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

Leeper (1991) met en évidence quatre régimes différents selon les valeurs des deux paramètres, résumés dans le tableau 3.1. La configuration ricardienne, retenue dans le chapitre 2 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 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,

Graphique 3.3 – 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 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.*

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 le graphique 3.3 (et dans le graphique 3.7 en annexe)<sup>23</sup>. Une telle méthodologie est utilisée

23. 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.

lorsque les modèles sont trop complexes (Traum et Yang, 2011)<sup>24</sup>. 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 3.7 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 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

---

24. Flaschel *et al.* (2008) montrent qu'une détermination analytique de l'équilibre est possible dans un modèle avec rigidités des prix et des salaires, à condition de passer en temps continu. Notre modèle incorpore néanmoins d'autres rigidités nominales qui complexifieraient encore la résolution analytique, ce qui constitue l'objet d'une étude en elle-même.



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 crée<sup>25</sup>. 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.

### 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 de production et la somme actualisée du stimulus budgétaire

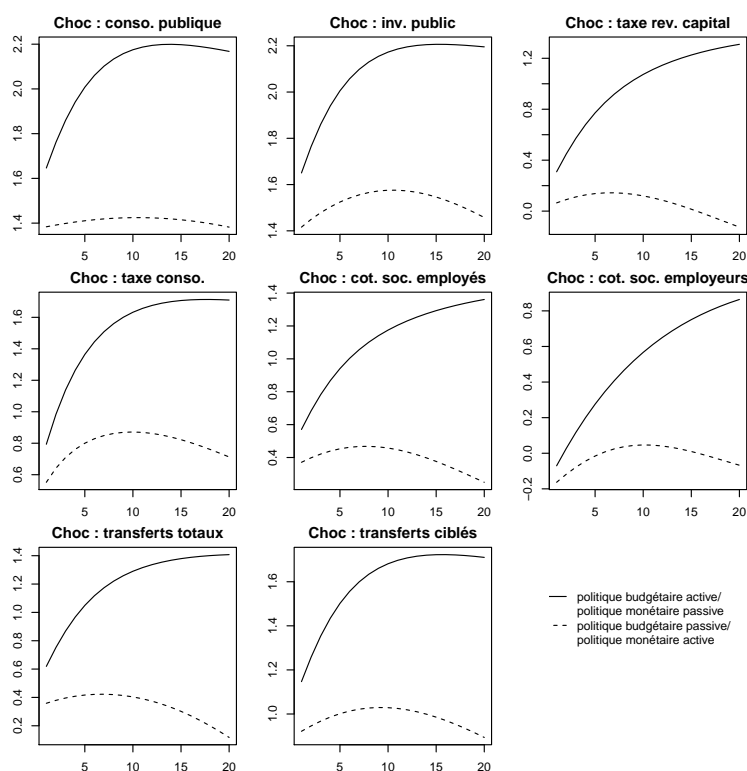
$$\frac{\sum_{i=0}^k \left( \prod_{j=0}^i r_{t+j}^{-1} \right) \Delta y_{t+i}^d}{\sum_{i=0}^k \left( \prod_{j=0}^i r_{t+j}^{-1} \right) \Delta X_{t+i}}, \quad (3.5)$$

pour différents horizons  $k$ ,  $X$  désignant l'une des dépenses publiques ou l'un des produits des taxes<sup>26</sup>.

25. Cet enchaînement, que nous examinons dans le chapitre 2, est déjà présent dans Baxter et King (1993) lorsqu'ils simulent une relance budgétaire avec financement immédiat par taxes distorsives.

26. 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

Graphique 3.4 – 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.*

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 3.4 présente les multiplicateurs actualisés selon l'instrument budgétaire privilégié lors de la relance, pour les deux régimes, ricardien et

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.

non ricardien, où l'équilibre est stable. Plus spécifiquement, on choisit comme valeurs des paramètres du régime ricardien celles du calibrage usuel, utilisé dans le chapitre 2. 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 publique<sup>27</sup>. 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 stationnaire<sup>28</sup>. On décompose en outre les canaux de transmission des différentes relances dans les graphiques 3.8 à 3.15 de l'annexe 3.6.3.

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. Trois canaux sont à privilégier pour expliquer ce résultat. Premièrement, 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 croît<sup>29</sup>. 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 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. Deuxièmement, 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 troisième canal vient renforcer dans notre modèle 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

27. 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.

28. 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.

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

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 3.4 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<sup>30</sup>.

### 3.4.2 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 3.3). 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<sup>31</sup>.

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 rappelle le résultat mis en évidence par Davig et Leeper (2007a) et discuté dans la section 3.2. La controverse autour d'un tel résultat dépasse cependant largement notre analyse<sup>32</sup>.

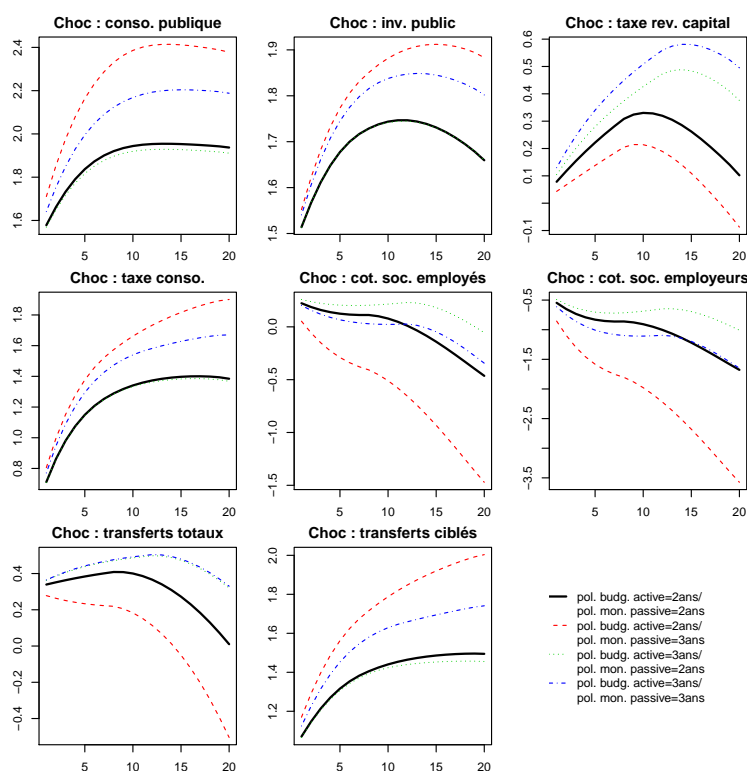
---

30. On rappelle que dans le chapitre 2, 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.

31. 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.

32. On pourrait 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. La durée des périodes de relance considérées ici est cependant trop faible pour qu'un tel scénario ne

Graphique 3.5 – 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.

La conséquence importante du changement de régime est que les effets propres au régime ricardien sont ici en partie à l'oeuvre y compris dans le régime non ricardien. Il s'agit donc aussi de comparer les effets des relances selon le *policy mix* avec les précédentes simulations. Le graphique 3.5 illustre les multiplicateurs 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 3.16 à 3.23 de l'annexe 3.6.4 donnent, quant à eux, les réponses impulsionnelles des principales variables pour les différentes relances envisagées.

se réalise. Malgré l'intérêt d'une telle question, nous laissons ce point à une recherche ultérieure.

Les multiplicateurs présentés dans le graphique 3.5 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 grave<sup>33</sup>. 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)<sup>34</sup>. Cet effet négatif était clairement contre-balancé dans l'analyse du régime fixe non ricardien par l'effet positif d'une absence de consolidation à moyen terme (section 3.4.1). 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

---

33. 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).

34. 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.

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 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<sup>35</sup>.

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<sup>36</sup>.

Premièrement, l'ajustement budgétaire par les dépenses publiques simulé dans Corsetti *et al.* (2010) est très rapide comme nous l'avons noté dans le

---

35. 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.

36. 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.



chapitre 2, 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 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 salaires<sup>37</sup>.

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.

### 3.5 Conclusion

Alors que les consolidations budgétaires sont mises en place depuis 2010, à des rythmes différents, la remontée progressive des taux d'intérêt nominaux reste une question en suspens. L'objectif de ce chapitre est d'évaluer le *policy mix* en fonction du *timing* des ajustements budgétaires après la relance, par rapport à la durée de la période de taux d'intérêt nuls.

Ce chapitre comporte quatre points : premièrement, le test empirique du changement de régime dans la conduite de la politique budgétaire en zone

---

37. 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.

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 fixe, ricardien ou 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. 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.

Deuxièmement, en plus des quatre régimes mis en avant par Leeper (1991) selon le type de 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. Une forte volonté d'ajustement budgétaire pour ramener la dette à sa valeur d'équilibre entraîne en effet dans notre modèle 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. 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 mar-

ginaux 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.

Quatrièmement, les multiplicateurs budgétaires varient fortement selon le type de *policy mix* mis en oeuvre. 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 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 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. Par ailleurs, 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 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 (chapitre 2). Le multiplicateur est donc plus élevé lorsque l'ajustement commence pendant la période de taux nuls à condition que l'ajustement soit relativement lent.

## 3.6 Annexes

### 3.6.1 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.

### 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<sup>38</sup>, du type

$$z_t = \phi_0^{(j)} + \sum_{i=1}^p \phi_i^{(j)} z_{t-i} + \varepsilon_t^{(j)}, \quad (3.6)$$

avec

$$r_{j-1} \leq z_{t-d} < r_j,$$

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 considère un processus à deux régimes. On réalise alors deux régressions : la première est relative aux  $r$  premières observations correspondant aux faibles valeurs de la variable de seuil, la seconde correspondant à l'autre régime<sup>39</sup>. Le modèle ordonné ainsi obtenu correspond au modèle de l'équation (3.6), dans lequel le seuil se situe entre la  $r^{\text{eme}}$  et la  $(r+1)^{\text{eme}}$  observation ordonnée. Ce modèle ordonné est estimé de façon recursive pour chaque valeur possible du seuil. 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 3.6.

### Les modèles à seuil en analyse bivariée

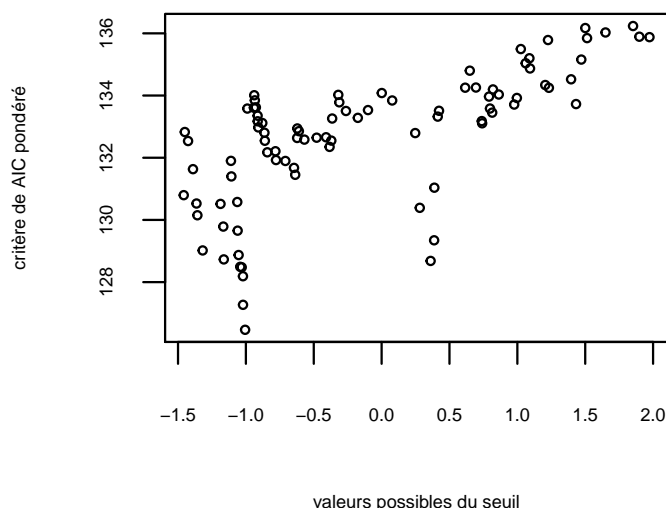
L'article de Hansen et Seo (2002) prolongent Balke et Fomby (1997) en développant des techniques pour estimer un modèle bivarié à correction d'erreur à deux régimes avec un vecteur de cointégration inconnu<sup>40</sup>. Ces derniers apportent deux contributions essentielles pour nous : d'une part, ils proposent une méthode d'estimation par le maximum de vraisemblance du modèle à seuil ; d'autre part, ils développent un test de présence d'un effet de seuil.

38. Il aurait été possible de considérer un modèle à transition lisse, dans la lignée de Luukkonen *et al.* (1988); Terasvirta et Anderson (1992), même si Balke et Fomby (1997) ne le considèrent pas. Cependant, la méthodologie de Hansen et Seo (2002) ne permet pas ce type d'estimation. Afin de pouvoir comparer les résultats de Balke et Fomby (1997) et de Hansen et Seo (2002), nous privilégions donc un modèle à transition brutale.

39. Dans notre test,  $r$  ne peut être inférieur à 15% de la totalité de l'échantillon.

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

Graphique 3.6 – Détection du seuil dans la dynamique de l'écart à la relation de long terme entre recettes et dépenses publiques de la zone euro



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 du modèle à correction d'erreur à deux régimes, pour une relation de long terme ( $rev_t = \alpha + \beta exp_t + z_t$  ici) et un seuil  $\gamma$  fixés<sup>41</sup>. Ensuite, les auteurs suggèrent une *grid search* sur l'espace bi-dimensionnel  $(\beta, \gamma)$  : 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 fonction<sup>42</sup>.

Nous effectuons par ailleurs le test de présence d'un effet de seuil 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). Sous l'hypothèse nulle, il n'y a pas de seuil, donc le modèle se réduit à un modèle à correction d'erreur linéaire standard. L'estimation sous l'hypothèse nulle, particulièrement aisée, autorise un test fondé sur le principe du multiplicateur de Lagrange, qui nécessite en effet uniquement une estimation sous l'hypothèse nulle. Dès lors que le seuil n'est pas identifié sous l'hypothèse nulle, l'inférence est réalisée à partir d'un test *supLM*<sup>43</sup>. On évalue la per-

41. Le nombre de retards dans le modèle à correction d'erreur à seuil est fixé à 4, comme l'estimation du modèle à correction d'erreur linéaire le suggère.

42. 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*.

43. Cela revient à définir un intervalle pour les valeurs possibles du seuil (en retirant les 7,5% les plus élevées et les 7,5% les plus faibles) et à retenir celle qui maximise le

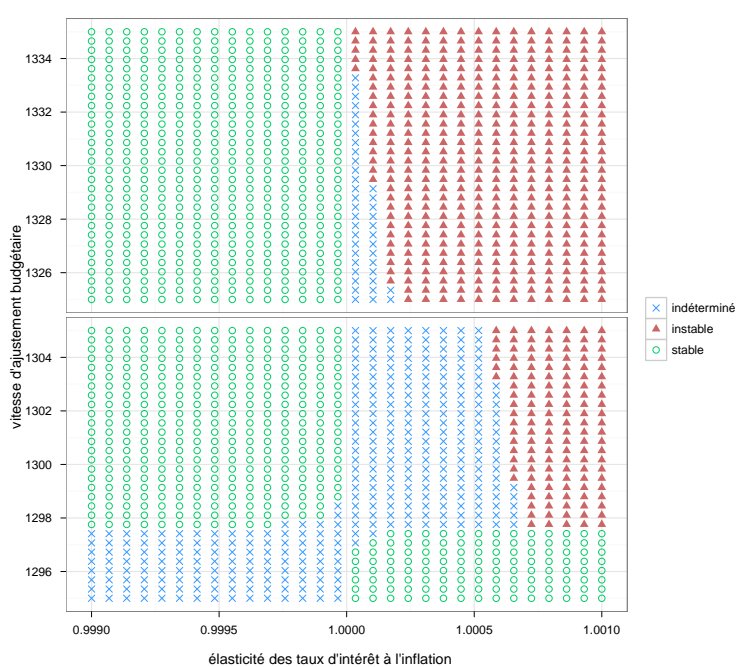
formance de ce test par une méthode de *bootstrap* (avec 5000 répliques) suggérée par Hansen et Seo (2002). La statistique *supLM* est alors calculée pour chaque échantillon simulé et conservée. La *p-value* correspond alors au pourcentage de statistiques simulées supérieures à la statistique effective. La statistique de test a une valeur de 34,72 et indique que la linéarité peut être rejetée au seuil de 5%. Inclure un seuil dans le modèle à correction d'erreur permet donc une amélioration statistiquement significative du modèle.

### **3.6.2 Étude de l'équilibre en fonction de la vitesse de l'ajustement budgétaire et de l'élasticité des taux d'intérêt à l'inflation**

### **3.6.3 Réponses impulsionnelles pour chaque type de relance en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire**

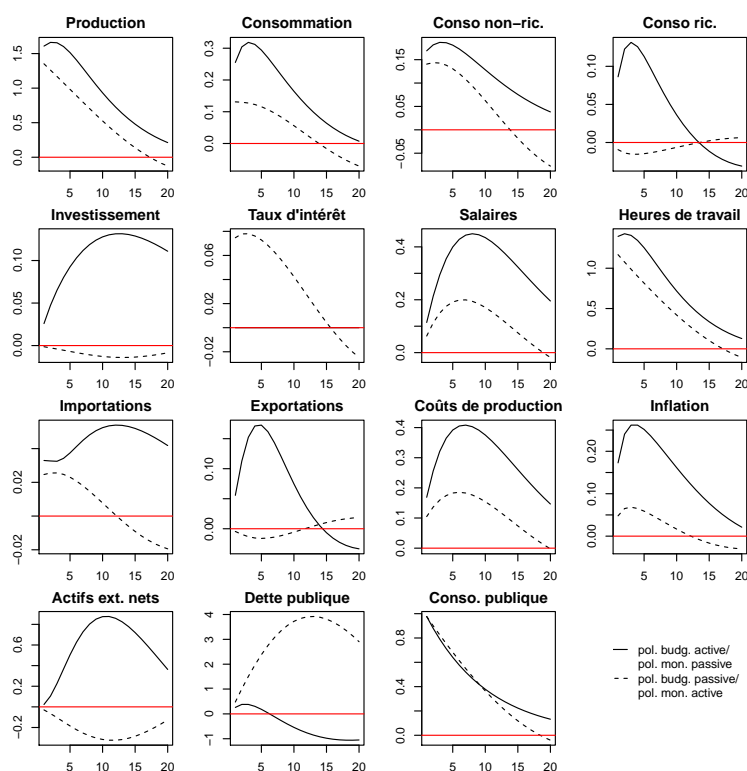
### **3.6.4 Réponses impulsionnelles pour chaque type de relance en fonction du *policy mix***

Graphique 3.7 – 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.*

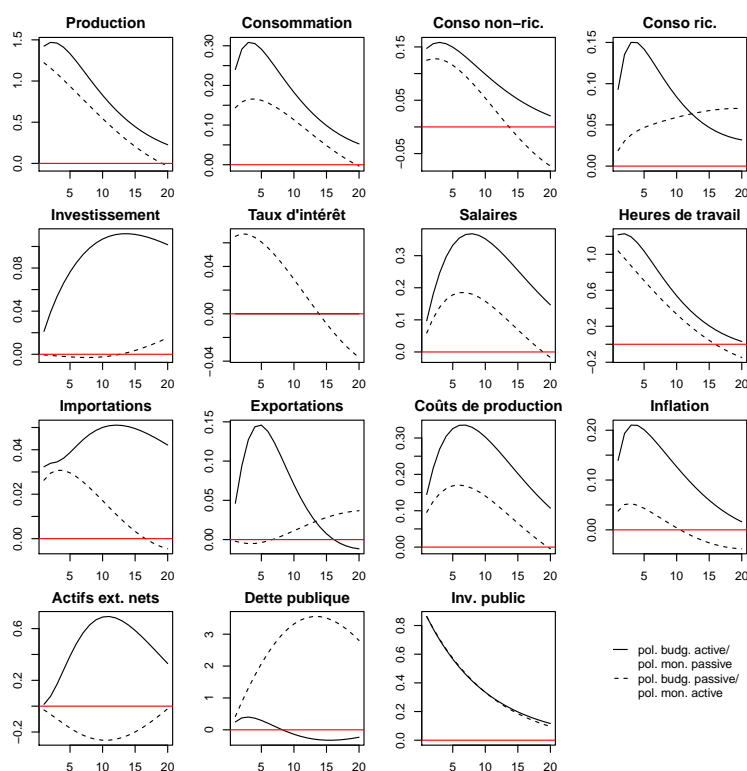
Graphique 3.8 – Réponses impulsionnelles après un choc sur la consommation publique en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



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.

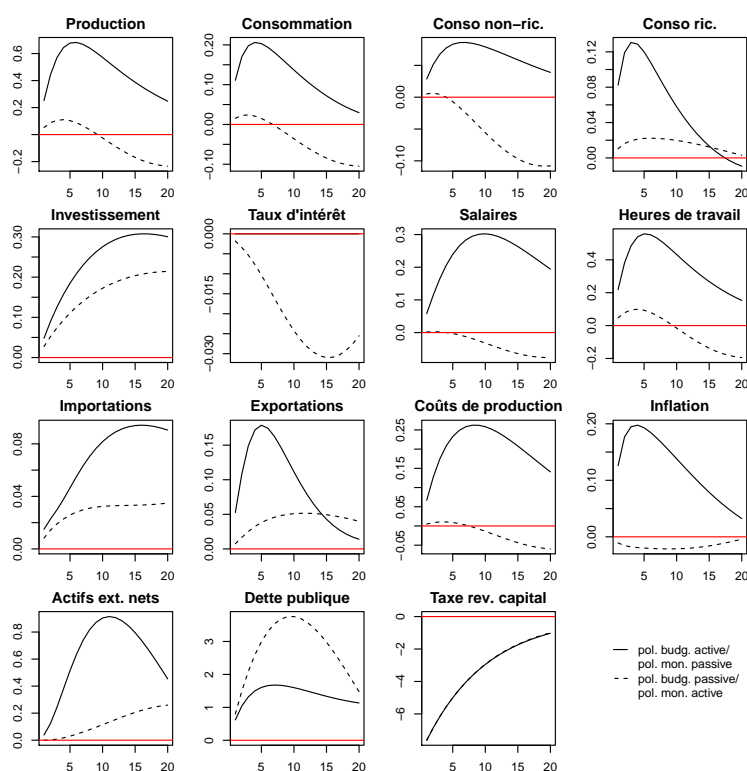


Graphique 3.9 – Réponses impulsionnelles après un choc sur l’investissement public en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



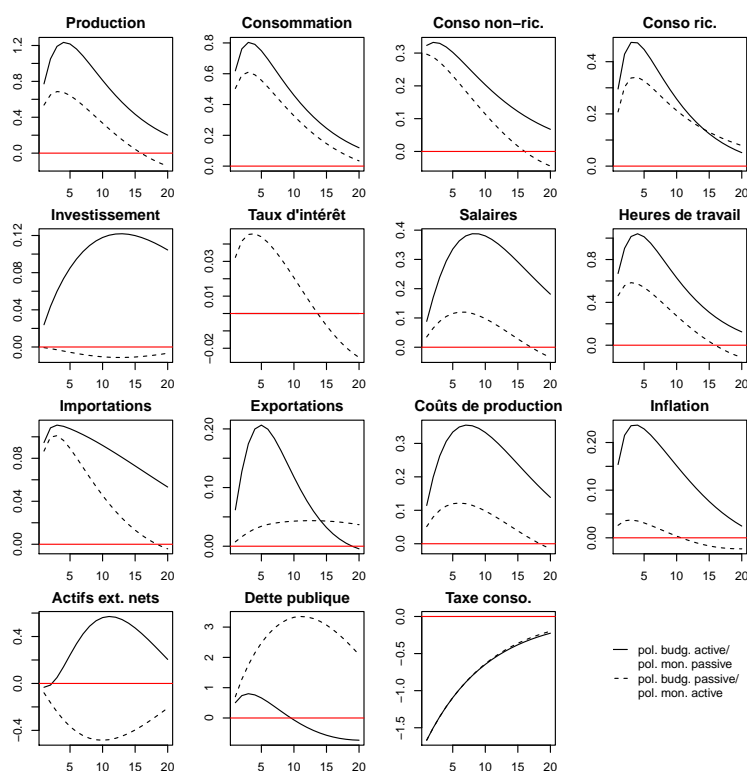
*Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.10 – Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur les revenus du capital en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



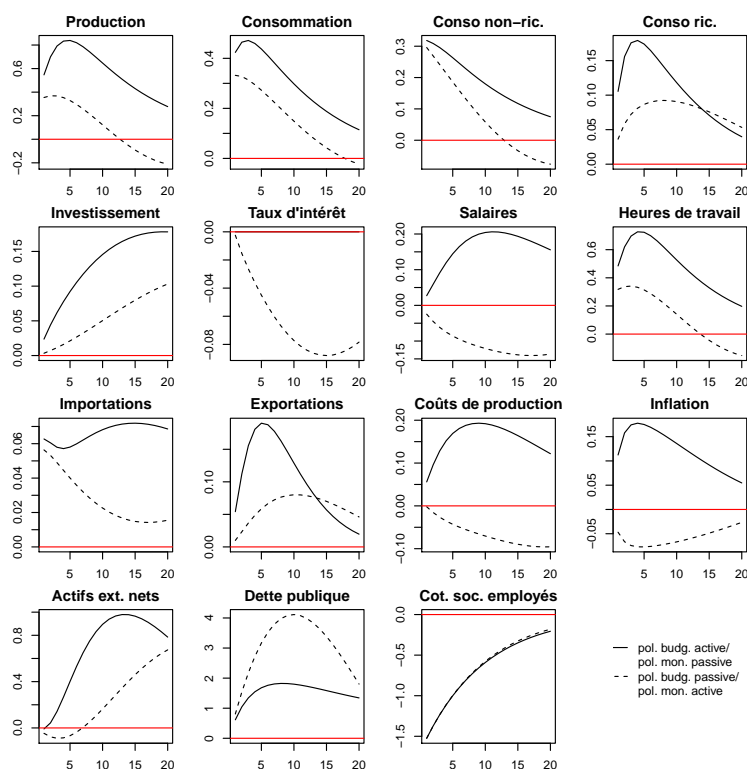
*Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.11 – Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur la consommation en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



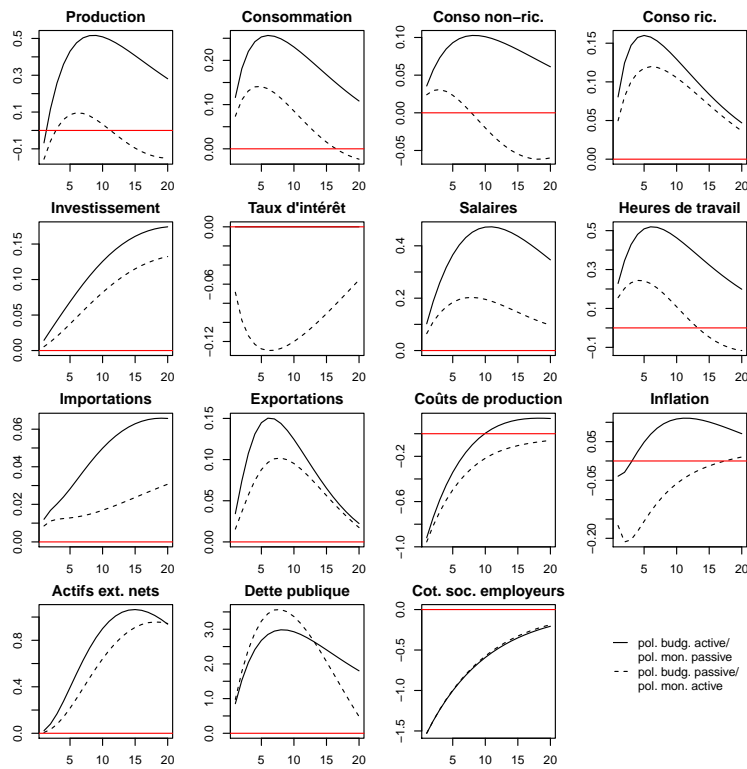
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.12 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employés en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



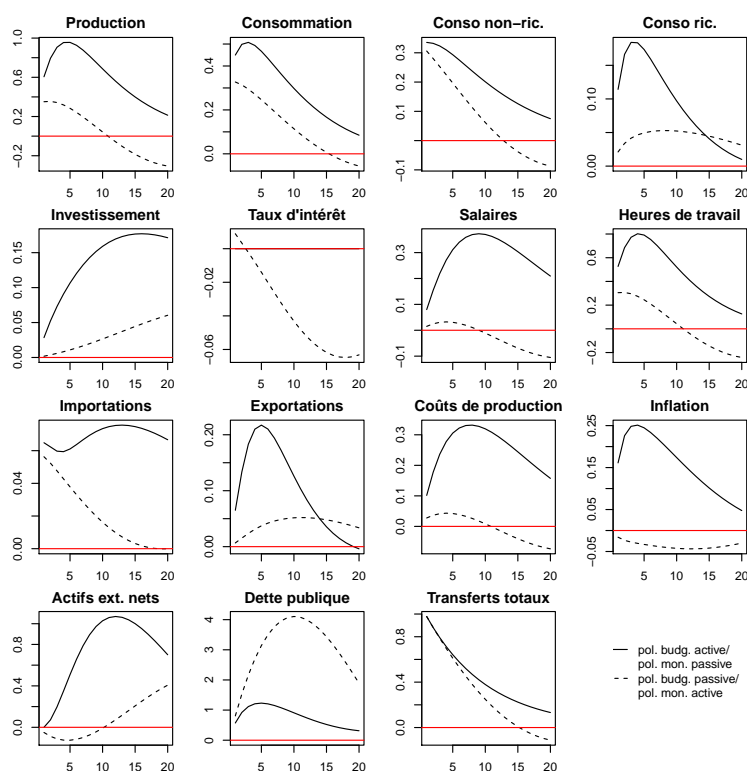
*Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.13 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employeurs en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



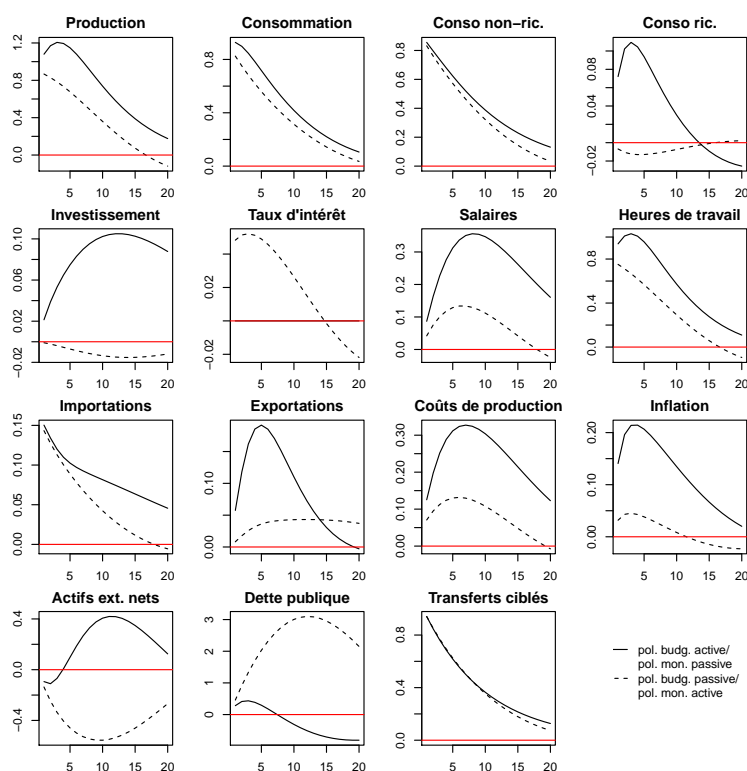
*Note :* L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.14 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



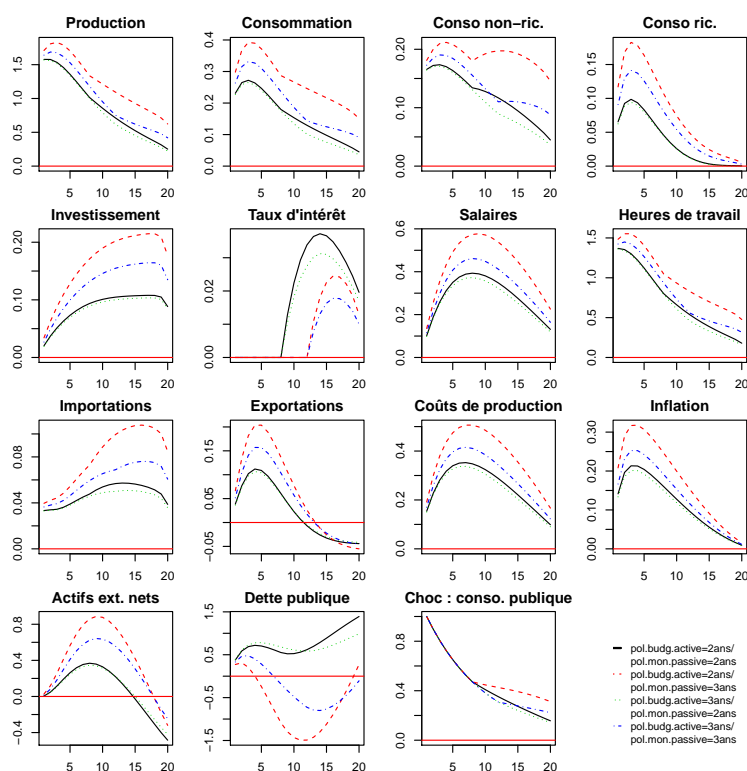
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.15 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts ciblés en fonction des régimes de politiques budgétaire et monétaire



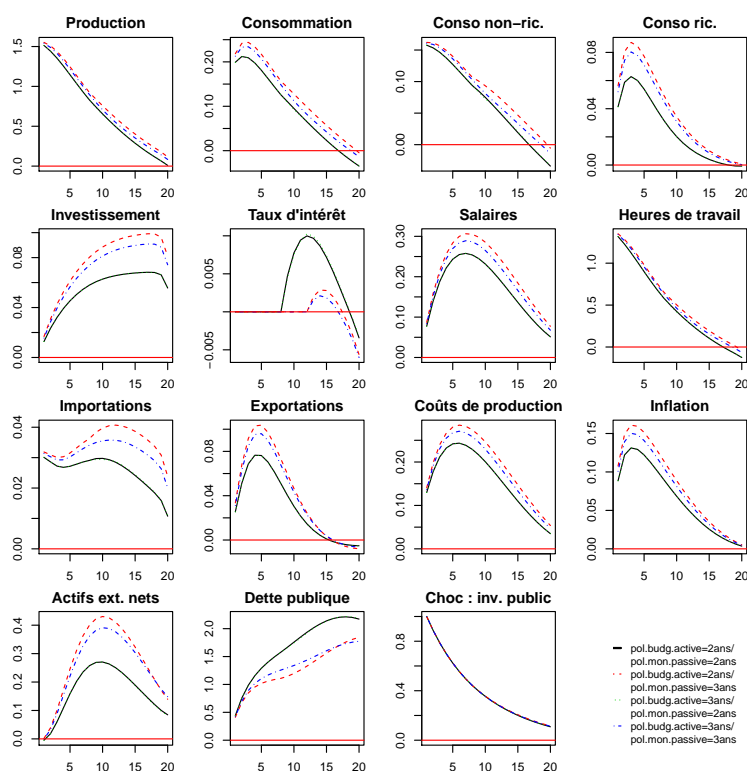
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.16 – Réponses impulsionnelles après un choc sur la consommation publique en fonction du *policy mix*



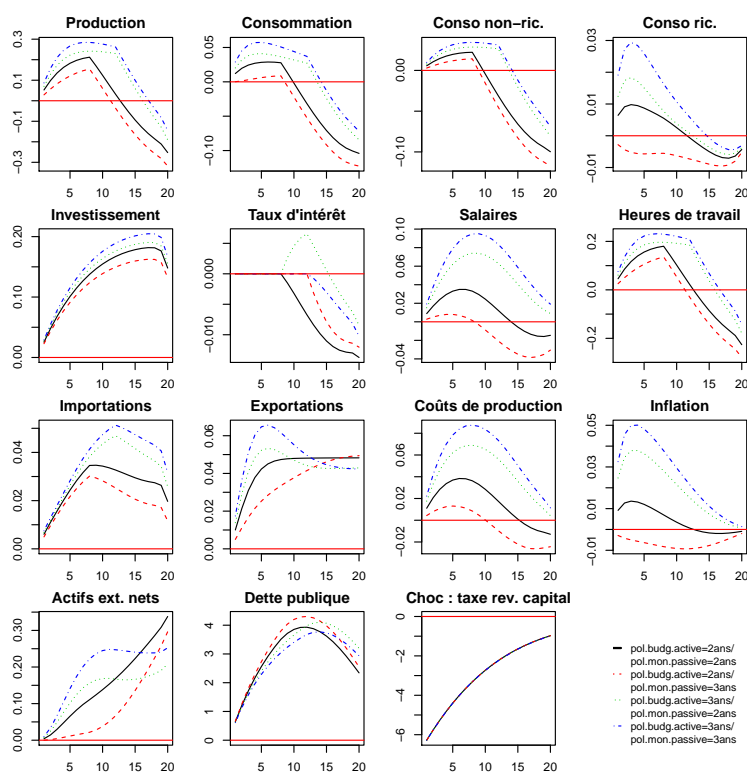
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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.



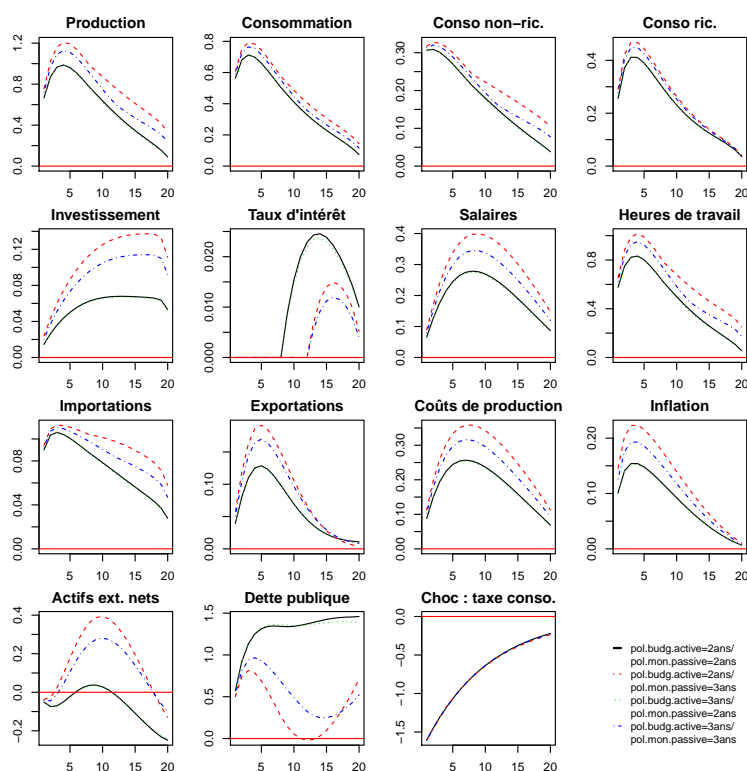
Graphique 3.17 – Réponses impulsionnelles après un choc sur l'investissement public en fonction du *policy mix*

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 3.18 – Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur les revenus du capital en fonction du *policy mix*

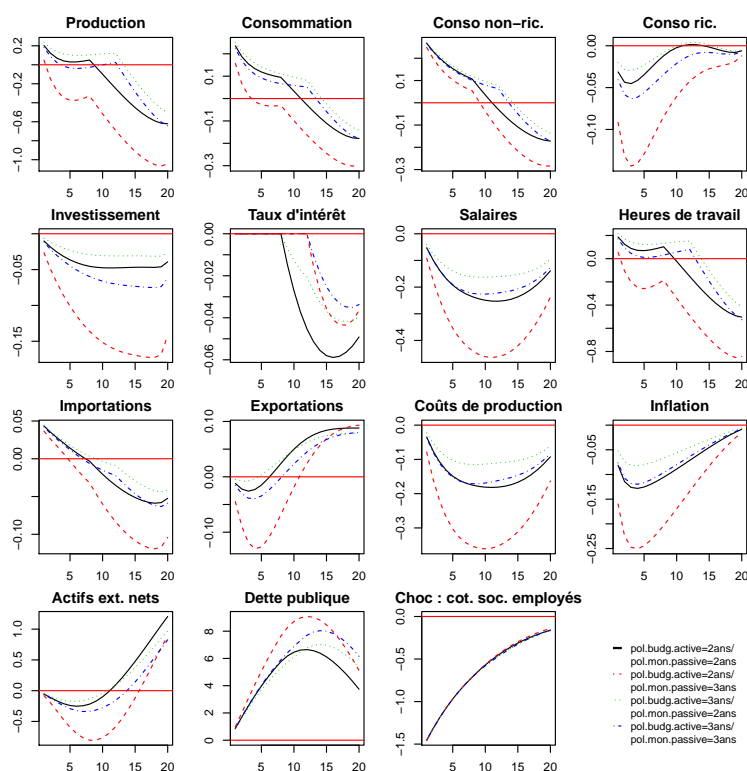


Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.19 – Réponses impulsionnelles après un choc sur la taxe sur la consommation en fonction du *policy mix*

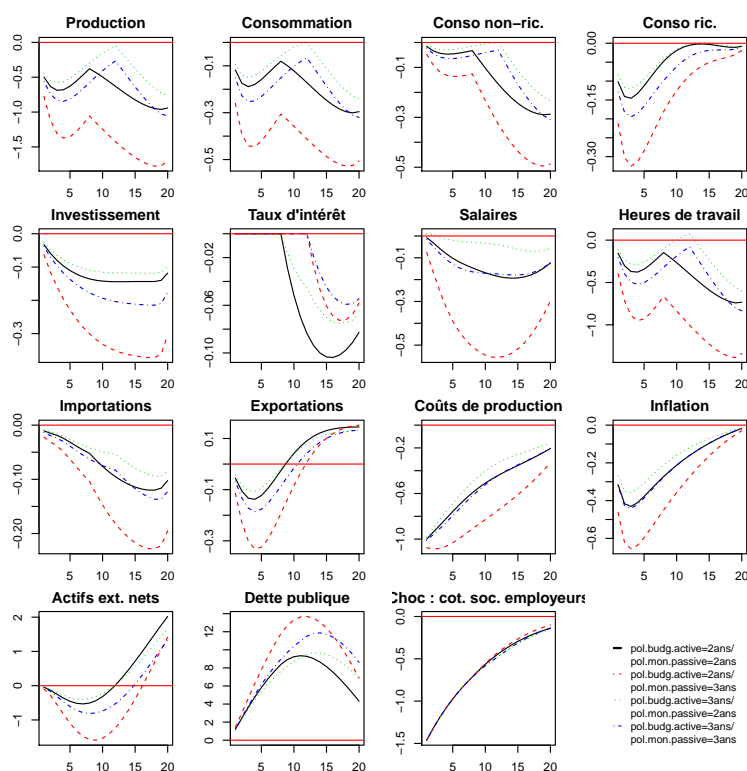
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.20 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employées en fonction du *policy mix*



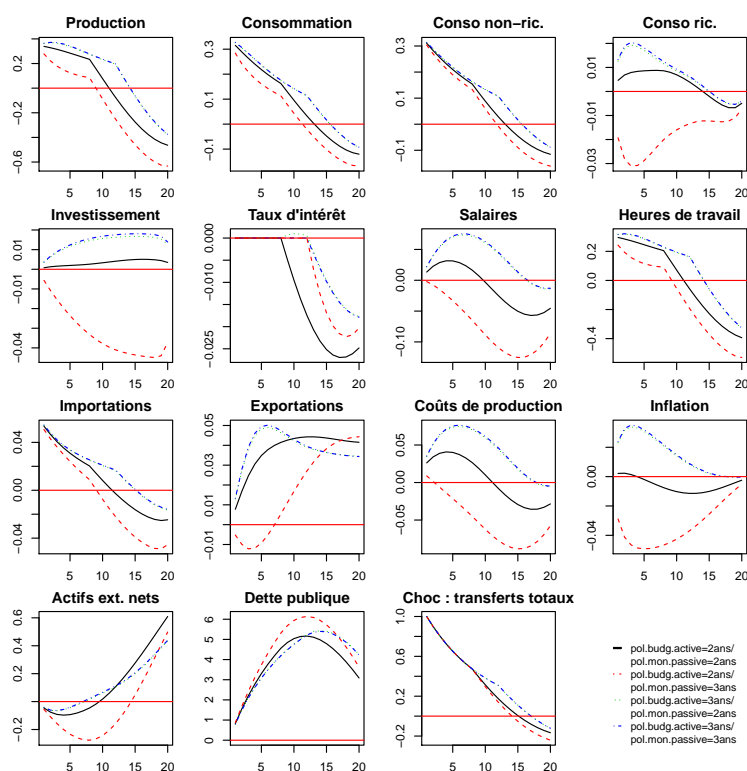
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.21 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les cotisations sociales employeurs en fonction du *policy mix*



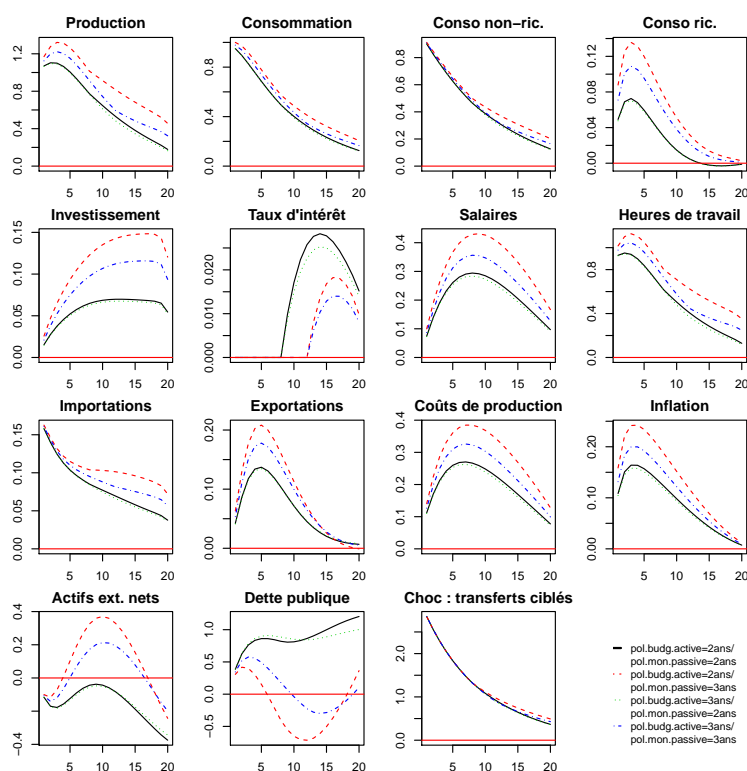
Note : L'axe des ordonnées désigne, pour les variables en quantité, les déviations par rapport aux valeurs d'équilibre, en points de pourcentage de la production d'équilibre. Salaire brut réel, heures de travail et coûts de production sont exprimés en taux de croissance par rapport aux valeurs d'équilibre, 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 3.22 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts 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 3.23 – Réponses impulsionnelles après un choc sur les transferts ciblés 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.

# Conclusion générale

Dès 2011-2012, certains économistes se demandent si les politiques d'austérité ne vont pas trop vite. Cette question est particulièrement présente dans la zone euro où certains pays membres, qui s'étaient écartés parfois très sensiblement des engagements pris dans le cadre de l'adhésion à l'euro puis du Traité d'Amsterdam, affichent désormais l'objectif de revenir à un déficit public inférieur à 3% du PIB en deux ou trois ans seulement.

L'idée qui parcourt l'ensemble de la thèse est qu'il existe une contrainte budgétaire publique intertemporelle mais une diversité d'ajustements possibles. L'hypothèse centrale est que la vitesse des ajustements, fixée *ex ante* par les décideurs politiques pour respecter la contrainte budgétaire publique, est déterminante dans l'évaluation globale de la politique budgétaire comme instrument contracyclique.

Le chapitre 1 s'inscrit dans la suite de l'article de Bohn (2007) qui critique les tests usuels de soutenabilité, la contrainte budgétaire publique imposant de très faibles restrictions économétriques, et suggère de privilégier l'estimation de fonctions de réaction des autorités budgétaires. Nous montrons dans ce chapitre que cette critique n'est pas pour autant insurmontable et n'invite pas à rejeter tout type de test économétrique pour évaluer la contrainte budgétaire publique. Nous cherchons ainsi à caractériser le degré de persistance des déséquilibres budgétaires à partir d'une approche fractionnaire. L'estimation de la *mémoire longue* des finances publiques, à travers ce paramètre fractionnaire, assure la prise en compte de déséquilibres budgétaires étalés dans le temps, sans être pour autant cumulatifs. Nous utilisons cette méthode pour caractériser les finances publiques dans les pays du G7 entre 1960 et 2006.

L'estimation de la mémoire longue met en évidence deux cas polaires : pour l'Allemagne, les trois-quarts d'un choc semblent absorbés en moins de cinq ans, alors qu'il faut plus de quinze ans pour l'Italie. L'estimation d'un modèle à correction d'erreur fractionnaire pour chaque pays indique ensuite, d'après le signe des coefficients, que des forces de rappel s'exercent dans les dynamiques des recettes et des dépenses publiques des différents pays, à l'exception de l'Italie. Dans ce dernier cas, on voit en effet qu'un excès de dépenses par rapport aux recettes dans l'équation de long terme entraîne l'année suivante une croissance des dépenses, témoignant d'un effet *boule de neige*. L'aggrégation de différents déséquilibres budgétaires, plus ou moins persistants, au sein d'un même État, semble en outre être une cause importante de la persistance globale des déséquilibres budgétaires.

Le chapitre 2 propose d'évaluer, à l'aide d'un modèle d'équilibre général construit à cette fin, les effets des ajustements budgétaires après une relance selon leur vitesse et leur composition. La vitesse désigne dans ce cadre la



sensibilité des différents instruments budgétaires à la dynamique de la dette publique et la composition correspond à la part de l'ajustement imputable à une augmentation des recettes et celle imputable à une diminution des dépenses. Le modèle est de type néokeynésien, calibré sur la zone euro en économie ouverte avec une fraction d'agents qui consomment leur revenu courant et différentes taxes et dépenses publiques qui réagissent de manière endogène à l'évolution de la dette publique.

Les simulations fournissent un certain nombre de résultats soit originaux, soit qui relativisent, infirment ou confortent selon les cas des résultats proposés dans la littérature récente. Ainsi, les deux résultats principaux établis par Corsetti *et al.* (2012) dépendent du choix de la vitesse d'ajustement budgétaire que les auteurs considèrent comme donnée. L'efficacité à stimuler la production dépend en outre des instruments de relance privilégiés. Ceux dont l'effet multiplicateur est le plus important sont l'investissement public, la consommation publique et les transferts ciblés. Cette hiérarchie est identique à celle de Coenen *et al.* (2012). Le multiplicateur est d'environ 1,4 pour les deux premiers instruments, ce qui est proche des estimations empiriques de Beetsma et Giuliodori (2011), calculées à partir d'un VAR en panel sur 14 pays de l'Union européenne. Par ailleurs, quel que soit l'instrument budgétaire privilégié pour la relance, une accélération de l'ajustement budgétaire entraîne un effet négatif sur la production à moyen terme. Dans le cas d'un ajustement rapide, sa composition importe et l'impact négatif sur la production sera moins fort s'il passe davantage par une augmentation des recettes. Lorsque l'ajustement est très graduel, sa composition de l'ajustement joue un rôle plus faible sur la production.

Le chapitre 3 évalue le *policy mix* en fonction du *timing* des ajustements budgétaires après la relance, par rapport à la durée de la période de taux d'intérêt nuls, en utilisant le même modèle d'équilibre général que dans le chapitre 2. L'analyse que nous proposons des relances budgétaires est réalisée à partir d'un changement de régime non seulement de la politique monétaire (en situation de taux d'intérêt nominal nul ou non), mais aussi de la politique budgétaire (politique de relance ou de consolidation). En effet, on montre dans un premier temps, à partir de l'estimation d'une cointégration à seuil entre recettes et dépenses publiques de la zone euro entre 1980 et 2011, que la politique budgétaire suit une dynamique non linéaire, contrairement aux résultats issus des régressions en panel sur les pays de l'UE15 faites par Afonso (2008). 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.

L'étude des simulations du modèle en équilibre général s'effectue dans un second temps en deux étapes. La première compare les multiplicateurs budgétaires des différents instruments en maintenant des régimes fixes : soit les taux d'intérêt nominaux s'ajustent selon une règle de Taylor et un ajustement budgétaire se met en place après la relance, correspondant à un ré-

gime ricardien au sens de Woodford (1995) ; soit les taux d'intérêt nominaux sont constants, parce qu'ils sont au plancher, et la relance est effectuée sans consolidation, on est alors dans un régime non ricardien. La seconde étape compare les multiplicateurs budgétaires des différents instruments lorsque les agents anticipent le passage d'un régime non ricardien à un régime ricardien. On étudie alors plus spécifiquement les multiplicateurs selon que les changements de politiques budgétaire et monétaire sont synchronisés ou non.

Dans le cas de régimes fixes, nous montrons qu'un 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, quel que soit le comportement de la banque centrale à l'égard de l'inflation. De plus, 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). Enfin, il apparaît que la meilleure stratégie de *policy mix* pour un type de relance n'est pas généralisable à toutes les autres formes de relance.



# Bibliographie

- ABBAS, S., BELHOCINE, N., EL-GANAINY, A. et HORTON, M. (2011). Historical patterns and dynamics of public debt? Evidence from a new database. *IMF Economic Review*, 59(4):717–742.
- ABBAS, S. M. (2010). Fiscal policy and the current account. *IMF Working Paper*.
- ADAM, K. (2011). Government debt and optimal monetary and fiscal policy. *European Economic Review*, 55(1):57–74.
- ADJEMIAN, S., BASTANI, H., JUILLARD, M., MIHOUBI, F., PERENDIA, G., RATTO, M. et VILLEMOT, S. (2011). Dynare : Reference manual. *Dynare Working Papers*.
- 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. (2005). Fiscal sustainability : The unpleasant european case. *FinanzArchiv*, 61(1):19–44.
- AFONSO, A. (2008). Ricardian fiscal regimes in the European Union. *Empirica*, 35(3):313–334.
- AIYAGARI, S., CHRISTIANO, L. et EICHENBAUM, M. (1992). The output, employment, and interest rate effects of government consumption. *Journal of Monetary Economics*, 30(1):73–86.
- AKAIKE, H. (1973). Maximum likelihood identification of gaussian autoregressive moving average models. *Biometrika*, 60(2):255–265.
- ALESINA, A. et ARDAGNA, S. (2010). Large changes in fiscal policy : Taxes versus spending. *Tax Policy and the Economy*, 24(1):35–68.
- ALESINA, A. et DRAZEN, A. (1991). Why are stabilizations delayed? *American Economic Review*, 81(5):1170–1188.
- ALESINA, A. et PEROTTI, R. (1994). The political economy of budget deficits. *NBER Working Paper*.
- ALESINA, A. et PEROTTI, R. (1996a). Fiscal adjustments in OECD countries : Composition and macroeconomic effects. *NBER Working Paper*.
- ALESINA, A. et PEROTTI, R. (1996b). Fiscal discipline and the budget process. *American Economic Review*, 86(2):401–407.

- 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.
- ALTISSIMO, F., MOJON, B. et ZAFFARONI, P. (2009). Can aggregation explain persistence of inflation? *Journal of Monetary Economics*, 56(2):231–241.
- ASCHAUER, D. (1989). Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, 23(2):177–200.
- AUERBACH, A. (2011). Long-term fiscal sustainability in major economies. *BIS Working Paper*.
- AUERBACH, A. et GORODNICHENKO, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal : Economic Policy*, 4(2):1–27.
- BACHELIER, L. (1900). *Théorie de la spéculation*. Thèse de doctorat, Ecole Normale Supérieure.
- BAILLIE, R. T. (1996). Long memory processes and fractional integration in econometrics. *Journal of Econometrics*, 73(1):5–59.
- BALKE, N. S. et FOMBY, T. B. (1997). Threshold cointegration. *International Economic Review*, 38(3):627–645.
- BARRO, R. (1981). Output effects of government purchases. *Journal of Political Economy*, 89(6):1086–1121.
- BARRO, R. J. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6):1095–1117.
- BAUM, A., POPLAWSKI-RIBEIRO, M. et WEBER, C. (2012). Fiscal multiplier and the state of the economy. *IMF Working Paper*.
- BAUMOL, W. (1967). Macroeconomics of unbalanced growth : The anatomy of the urban crisis. *American Economic Review*, 57(3):415–426.
- BAXTER, M. et KING, R. (1993). Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, 83(3):315–334.
- BEETSMA, R. et GIULIODORI, M. (2011). The effects of government purchases shocks : Review and estimates for the EU. *Economic Journal*, 121:F4–F32.
- BÉNÉTRIX, A. et LANE, P. (2009). Fiscal shocks and the real exchange rate. *IHS Discussion Paper*.

- BERGIN, P. (2006). How well can the new open economy macroeconomics explain the exchange rate and current account? *Journal of International Money and Finance*, 25(5):675–701.
- BERRY, W. (1990). The confusing case of budgetary incrementalism : Too many meanings for a single concept. *Journal of Politics*, 52(1):167–196.
- BETTS, C. et DEVEREUX, M. (1996). The exchange rate in a model of pricing-to-market. *European Economic Review*, 40(3):1007–1021.
- BILBIIE, F. (2011). Nonseparable preferences, Frisch labor supply, and the consumption multiplier of government spending : One solution to a fiscal policy puzzle. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1):221–251.
- BLANCHARD, O. et COTTARELLI, C. (2010). Ten commandments for fiscal adjustment in advanced economies. *IMFdirect*.
- BLANCHARD, O., DELL'ARICCIA, G. et MAURO, P. (2010). Rethinking macroeconomic policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1):199–215.
- BLANCHARD, O. et KAHN, C. (1980). The solution of linear difference models under rational expectations. *Econometrica*, 48(5):1305–1311.
- BLANCHARD, O. et KIYOTAKI, N. (1987). Monopolistic competition and the effects of aggregate demand. *American Economic Review*, 77(4):647–666.
- BLANCHARD, O. et PEROTTI, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1329–1368.
- BOHN, H. (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, 54(7):1837–1847.
- BOHN, H. et INMAN, R. (1996). Balanced-budget rules and public deficits : Evidence from the US states. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 45:13–76.
- BOLDRIN, M., CHRISTIANO, L. et FISHER, J. (2001). Habit persistence, asset returns, and the business cycle. *American Economic Review*, 91(1):149–166.
- BORCHERDING, T., FERRIS, J. et GARZONI, A. (2005). Growth in the real size of government since 1970. *Handbook of Public Finance*, pages 77–108.
- BOUAKEZ, H. et REBEI, N. (2007). Why does private consumption rise after a government spending shock? *Canadian Journal of Economics*, 40(3):954–979.

- BOX, G. et JENKINS, G. (1970). *Time series analysis, Forecasting and Control*. Holden-Day.
- BOX, G. et JENKINS, G. (1976). *Time series analysis, Forecasting and Control*. Holden-Day, 2ème édition.
- BUITER, W. (2002). The fiscal theory of the price level : A critique. *Economic Journal*, 112:459–480.
- BUNCH, B. (1991). The effect of constitutional debt limits on state governments' use of public authorities. *Public Choice*, 68(1):57–69.
- BURNSIDE, C., EICHENBAUM, M. et FISHER, J. (2004). Fiscal shocks and their consequences. *Journal of Economic Theory*, 115:89–117.
- CAFISO, G. et CELLINI, R. (2012). Evidence on fiscal consolidations and the evolution of public debt in Europe. *University of Catania Working Paper*.
- CALVO, G. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3):383–398.
- CAMPBELL, J. et MANKIW, N. (1989). Consumption, income, and interest rates : Reinterpreting the time series evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, 4:185–216.
- CAMPBELL, J. Y. et MANKIW, G. N. (1987). Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, 102(4):857–880.
- CANZONERI, M., COLLARD, F., DELLAS, H. et DIBA, B. (2011a). Fiscal multipliers in recessions. *Universitat 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.
- CAPORALE, G. et GIL-ALANA, L. A. (2004). Fractional cointegration and tests of present value models. *Review of Financial Economics*, 13(3):245–258.
- CAPORALE, G. et GIL-ALANA, L. A. (2005). Fractional cointegration and aggregate money demand functions. *Manchester School*, 73(6):737–753.
- CHALLE, E. et RAGOT, X. (2011). Fiscal policy in a tractable liquidity-constrained economy. *Economic Journal*, 121:273–317.
- CHAN, K., PETRUCCELLI, J., TONG, H. et WOOLFORD, S. (1985). A multiple-threshold AR (1) model. *Journal of Applied Probability*, 22:267–279.

- CHINN, M. et FRANKEL, J. (2004). The euro area and world interest rates. *NBER Working Paper*.
- 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., EICHENBAUM, M. et EVANS, P. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113(1):1–45.
- CHRISTIANO, L. J. et FITZGERALD, T. (2000). Understanding the fiscal theory of price level. *Economic Review*, 36(2):1–37.
- CHRISTOFFEL, K., COENEN, G. et WARNE, A. (2008). The New Area-Wide Model of the euro area : A micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis. *ECB Working Paper*.
- 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.
- COENEN, G. et STRAUB, R. (2005). Does government spending crowd in private consumption? Theory and empirical evidence for the euro area. *International Finance*, 8(3):435–470.
- COGAN, J., CWIK, T., TAYLOR, J. et WIELAND, V. (2010). New keynesian versus old keynesian government spending multipliers. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34:281–295.



- COLLIGNON, S. (2012). Fiscal policy rules and the sustainability of public debt in Europe. *International Economic Review*, 53(2):539–567.
- CORSETTI, G. (2012). Has austerity gone too far? A new Vox debate. *VoxEU.org*.
- 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.
- CORSETTI, G., MEIER, A. et MÜELLER, G. (2012). Fiscal stimulus with spending reversals. *Review of Economics and Statistics*, 94(4):878–895.
- CUNADO, J., GIL-ALANA, L. A. et de GRACIA, F. P. (2004). Is the US fiscal deficit sustainable? A fractionally approach. *Journal of Economics and Business*, 56:501–526.
- DAFFLON, B. et ROSSI, S. (1999). Public accounting fudges towards EMU : A first empirical survey and some public choice considerations. *Public Choice*, 101(1):59–84.
- DAVIG, T. et LEEPER, E. (2007a). Fluctuating macro policies and the fiscal theory. *NBER Macroeconomics Annual*, 21:247–316.
- DAVIG, T. et LEEPER, E. (2007b). Generalizing the Taylor principle. *American Economic Review*, 97(3):607–635.
- DAVIG, T. et LEEPER, E. (2011). Monetary–fiscal policy interactions and fiscal stimulus. *European Economic Review*, 55(2):211–227.
- DEBRUN, X., HAUNER, D. et KUMAR, M. (2009). Independent fiscal agencies. *Journal of Economic Surveys*, 23(1):44–81.
- DEBRUN, X. et KUMAR, M. (2008). Fiscal rules, fiscal councils and all that : Commitment devices, signaling tools, or smokescreens? *Proceedings of the 9th Banca d'Italia Workshop on Public Finances*.
- DELONG, J. et SUMMERS, L. (2012). Fiscal policy in a depressed economy. *Brookings Paper on Economic Activity*.
- DENES, M., EGGERTSSON, G. et GILBUKH, S. (2013). Deficits, public debt dynamics, and tax and spending multipliers. *Economic Journal*, 123:F133–F163.
- DICKEY, D. A. et FULLER, W. (1981). The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(2):1057–1072.

- DIEBOLD, F. X. et INOUE, A. (2001). Long memory and regime switching. *Journal of Econometrics*, 105:131–159.
- DIEPPE, A. et WARMEDINGER, T. (2007). Modelling intra-and extra-area trade substitution and exchange rate pass-through in the euro area. *ECB Working Paper*.
- DITTMAN, I. (2000). Residual-based tests for fractional cointegration : A Monte Carlo study. *Journal of Time Series Analysis*, 21(6):615–647.
- DIXIT, A. et STIGLITZ, J. (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review*, 67(3):297–308.
- DOMEIJ, D. et FLODEN, M. (2006). The labor-supply elasticity and borrowing constraints : Why estimates are biased. *Review of Economic Dynamics*, 9(2):242–262.
- DRAUTZBURG, T. et UHLIG, H. (2011). Fiscal stimulus and distortionary taxation. *NBER Working Paper*.
- DUEKER, M. et STARTZ, R. (1998). Maximum-likelihood estimation of fractional cointegration with an application to US and Canadian bond rates. *Review of Economics and Statistics*, 80(3):420–426.
- EDELBERG, W., EICHENBAUM, M. et FISHER, J. (1999). Understanding the effects of a shock to government purchases. *Review of Economic Dynamics*, 2(1):166–206.
- 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.
- ELMENDORF, D. W. et MANKIW, G. N. (1999). Government debt. *Handbook of Macroeconomics*, 1:1615–1669.
- ENGLE, R. et YOO, B. (1987). Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, 39:45–62.
- ENGLE, R. F. et GRANGER, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction : Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2):251–76.
- ERCEG, C., GUERRIERI, L. et GUST, C. (2005). Expansionary fiscal shocks and the US trade deficit. *International Finance*, 8(3):363–397.

- ERCEG, C., GUERRIERI, L. et GUST, C. (2006). SIGMA : A new open economy model for policy analysis. *International Journal of Central Banking*, 2(1):1–50.
- 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*.
- ERCEG, C. et LINDÉ, J. (2012). Fiscal consolidations in currency unions : Spending cuts vs. tax hikes. *Non publié*.
- FAGAN, G., HENRY, J. et MESTRE, R. (2001). An area-wide model for the euro area. *ECB Working Paper*.
- FAGAN, G., HENRY, J. et MESTRE, R. (2005). An area-wide model for the euro area. *Economic Modelling*, 22(1):39–59.
- FARMER, R. E., WAGGONER, D. F. et ZHA, T. (2009). Understanding markov-switching rational expectations models. *Journal of Economic Theory*, 144(5):1849–1867.
- FARMER, R. E., WAGGONER, D. F. et ZHA, T. (2010). Generalizing the Taylor principle : Comment. *American Economic Review*, 100(1):608–617.
- FATÁS, A. et MIHOV, I. (2001). Fiscal policy and business cycles : An empirical investigation. *Non publié*.
- FAVERO, C. et GIAVAZZI, F. (2011). Measuring tax multipliers : The narrative method in fiscal VARs. *American Economic Journal : Economic Policy*, 4(2):69–94.
- FÈVE, P., MATHERON, J. et SAHUC, J.-G. (2012). A pitfall with DSGE-based, estimated, government spending multiplier. *IDEI Working Papers*.
- FLASCHEL, P., FRANKE, R. et PROANO, C. R. (2008). On equilibrium determinacy in new keynesian models with staggered wage and price setting. *The BE Journal of Macroeconomics*, 8(1).
- FLOOD, R. P. et GARBER, P. M. (1980). Market fundamentals versus price level bubbles : The first tests. *Journal of Political Economy*, 88(4):745–770.
- FMI (2012). Balancing fiscal policy risks. *Fiscal Monitor*, Avril.

- FORNI, L., MONTEFORTE, L. et SESSA, L. (2009). The general equilibrium effects of fiscal policy : Estimates for the euro area. *Journal of Public Economics*, 93(3-4):559–585.
- FUHRER, J. (2000). Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models. *American Economic Review*, 90(3):367–390.
- GALI, J. (2007). Comment on 'Fluctuating macro policies and the fiscal theory'. *NBER Macroeconomics Annual*, 21:299–305.
- GALÍ, J., GERTLER, M. et LOPEZ-SALIDO, J. (2007a). Markups, gaps, and the welfare costs of business fluctuations. *Review of Economics and Statistics*, 89(1):44–59.
- GALÍ, J., LOPEZ-SALIDO, D. et VALLÈS, J. (2007b). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1):227–270.
- GALÍ, J. et PEROTTI, R. (2003). Fiscal policy and monetary integration in europe. *Economic Policy*, 18(37):533–572.
- GEWEKE, J. et PORTER-HUDAK, S. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4):221–238.
- GIANNONE, D., HENRY, J., LALIK, M. et MODUGNO, M. (2010). An area-wide real-time database for the euro area. *ECB Working Paper*.
- GIAVAZZI, F. et PAGANO, M. (1990). Can severe contractions be expansionary? Tales of two small european countries. *NBER Macroeconomics Annual*, 5:75–111.
- GIL-ALANA, L. A. (2003). Testing of fractional cointegration in macroeconomic time series. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(4):517–529.
- GLEICH, H. (2003). Budget institutions and fiscal performance in Central and Eastern European countries. *ECB Working Paper*.
- GOURIÉROUX, C. et JASIAK, J. (2001). Memory and infrequent breaks. *Economics Letters*, 70(1):29–41.
- GRANGER, C. (1966). The typical spectral shape of an economic variable. *Econometrica*, 34(1):150–161.
- GRANGER, C. (1980). Long memory relationship and the aggregation of dynamic models. *Journal of Econometrics*, 14:227–238.

- GRANGER, C. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16:121–130.
- GRANGER, C. (1983). Cointegrated variables and error correction models. *UCSD Discussion Paper*.
- GRANGER, C. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3):213–228.
- GRANGER, C. et 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.
- GRANGER, C. et JOYEUX, R. (1980). An introduction to long memory time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1(1):15–29.
- GRANGER, C. et WEISS, A. (1983). Time series analysis of error-correction models. *Studies in Econometrics, Time Series, and Multivariate Statistics*, pages 255–278.
- GREENWOOD, J., HERCOWITZ, Z. et HUFFMAN, G. (1988). Investment, capacity utilization and the real business cycle. *American Economic Review*, 78(3):402–417.
- 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.
- GUAJARDO, J., LEIGH, D. et PESCATORI, A. (2010). Will it hurt? Macroeconomic effects of fiscal consolidation. *IMF World Economic Outlook*, Octobre.
- GUAJARDO, J., LEIGH, D. et PESCATORI, A. (2011). Expansionary austerity : New international evidence. *IMF Working Paper*.
- HAKKIO, C. S. et RUSH, M. (1991). Is the budget deficit too large? *Economic Inquiry*, 29(3):429–45.
- HALL, R. (1980). Labor supply and aggregate fluctuations. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 12:7–33.
- HALLERBERG, M., STRAUCH, R. et VON HAGEN, J. (2007). The design of fiscal rules and forms of governance in European Union countries. *European Journal of Political Economy*, 23(2):338–359.

- HALLERBERG, M. et von HAGEN, J. (1997). Electoral institutions, cabinet negotiations, and budget deficits within the European Union. *NBER Working Paper*.
- HAMILTON, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series subject to changes in regime. *Econometrica*, 57:357–384.
- HAMILTON, J. D. et FLAVIN, M. A. (1986). On the limitations of government borrowing : A framework for empirical testing. *American Economic Review*, 76(4):808–19.
- 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.
- HEATHCOTE, J. (2005). Fiscal policy with heterogeneous agents and incomplete markets. *Review of Economic Studies*, 72(1):161–188.
- HODRICK, R. et PRESCOTT, E. C. (1981). Post-war US business cycles : An empirical investigation. *Northwestern University Discussion Paper*.
- HOSKING, J. (1981). Fractional differencing. *Biometrika*, 68(1):165–176.
- HURST, H. (1951). Long term storage capacity of reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116:770–799.
- IACOVIELLO, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, 95(3):739–764.
- JEAN, S. et NICOLETTI, G. (2002). Product market regulation and wage premia in Europe and North America : An empirical investigation. *OECD Working Paper*.
- JOHNSON, P. A., PARKER, R. et SOULELES, N. S. (2006). Household expenditure and the income tax rebates of 2001. *American Economic Review*, 96(5):1589–1610.
- KAMPS, C. (2005). Is there a lack of public capital in the European Union? *EIB Working Paper*.
- KEYNES, J. (1936). *The General Theory of Interest, Employment and Money*. London : Macmillan.
- KEYNES, J. M. (1926). *The End of Laissez-faire*. Hogarth Press.

- KIEWIET, D. et SZAKATY, K. (1996). Constitutional limitations on borrowing : An analysis of state bonded indebtedness. *Journal of Law, Economics, and Organization*, 12(1):62.
- KIM, S. (2003). Structural shocks and the fiscal theory of the price level in the sticky price model. *Macroeconomic Dynamics*, 7(5):759–782.
- KOPITS, G. (2001). Fiscal rules : Useful policy framework or unnecessary ornament ? *IMF Working Paper*.
- KOPITS, G. et SYMANSKY, S. (1998). Fiscal policy rules. *IMF Working Paper*.
- KRUGMAN, P. (1998). It's baaack! Japan's slump and the return of the liquidity trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:137–205.
- KRUGMAN, P. (2010). Self-defeating austerity. *New York Times*, 7 juillet.
- KUMAR, M. (2009). Fiscal rules - anchoring expectations for sustainable public finances. *IMF Working Paper*.
- KUMHOF, M., LAXTON, D., MUIR, D. et MURSULA, S. (2010). The Global Integrated Monetary and Fiscal Model (GIMF) - Theoretical structure. *IMF Working Paper*.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P. et SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root ? *Journal of Econometrics*, 54:159–178.
- KYDLAND, F. E. et PRESCOTT, E. C. (1977). Rules rather than discretion : The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3): 473–492.
- LANE, P. et MILESI-FERRETTI, G. (2002). Long-term capital movements. *NBER Macroeconomics Annual*, 16:73–116.
- LEEPER, E. (1991). Equilibrium under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27:129–147.
- LEEPER, E., PLANTE, M. et TRAUM, N. (2010a). Dynamics of fiscal financing in the United States. *Journal of Econometrics*, 156(2):304–321.
- LEEPER, E., TRAUM, N. et WALKER, T. (2011). Clearing up the fiscal multiplier morass. *NBER Working Paper*.
- LEEPER, E., WALKER, T. et YANG, S. (2010b). Government investment and fiscal stimulus. *Journal of Monetary Economics*, 57(8):1000–1012.

- LINNEMANN, L. (2006). The effect of government spending on private consumption : A puzzle? *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38(7):1715–1735.
- LJUNG, G. et BOX, G. (1978). On a measure of lack of fit in time series model. *Biometrika*, 65(2):297–303.
- LO, A. W. (1991). Long-term memory in stock market prices. *Econometrica*, 59(5):1279–313.
- LUUKKONEN, R., SAIKKONEN, P. et TERASVIRTA, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75(3):491–499.
- MANDELBROT, B. (1972). Statistical methodology for non periodic cycles : From the covariance to R/S analysis. *Annals of Economics and Social Measurement*, 1(3):259–290.
- MANDELBROT, B. et van NESS, J. (1968). Fractional brownian motions, fractional noises and applications. *SIAM Review*, 10:422–437.
- MANDELBROT, B. et WALLIS, J. (1968). Noah, Joseph and operational hydrology. *Water Resources Research*, 4(5):909–918.
- MANDELBROT, B. et WALLIS, J. (1969a). Computer experiments with fractional gaussian noises. Part I, averages and variances. *Water Resources Research*, 5(1):228–241.
- MANDELBROT, B. et WALLIS, J. (1969b). Computer experiments with fractional gaussian noises. Part II, rescaled range and spectra. *Water Resources Research*, 5(1):242–259.
- MANDELBROT, B. et WALLIS, J. (1969c). Computer experiments with fractional gaussian noises. Part III, mathematical appendix. *Water Resources Research*, 5(1):260–267.
- MANKIW, G. N. (2000). The savers–spenders theory of fiscal policy. *American Economic Review*, 90(2):120–125.
- MARCH, J. et OLSEN, J. (1984). The new institutionalism : Organizational factors in political life. *American Political Science Review*, 78(3):734–749.
- MARINUCCI, D. et ROBINSON, P. (2001). Semiparametric fractional cointegration analysis. *Journal of Econometrics*, 105:225–247.
- MARTINS, J., SCARPETTA, S. et PILAT, D. (1996). Mark-up ratios in manufacturing industries : Estimates for 14 OECD countries. *OECD Working Paper*.



- MAURO, P., ROMEU, R., BINDER, A. et ZAMAN, A. (2013). A modern history of fiscal prudence and profligacy.
- MCCALLUM, B. (1984). Are bond-financed deficits inflationary ? A ricardian analysis. *Journal of Political Economy*, 92(1):123–135.
- MCGRATTAN, E. (1994). The macroeconomic effects of distortionary taxation. *Journal of Monetary Economics*, 33(3):573–601.
- MICHAILLAT, P. (2012). A theory of countercyclical government-consumption multiplier.
- MIGNON, V. (1998). *Marchés financiers et modélisation des rentabilités boursières*. Economica.
- MILESI-FERRETTI, G. (2003). Good, bad or ugly ? On the effects of fiscal rules with creative accounting. *Journal of Public Economics*, 88(1):377–394.
- MILESI-FERRETTI, G. et MORIYAMA, K. (2004). Fiscal adjustment in EU countries : A balance sheet approach. *IMF Working Paper*.
- MONACELLI, T. et PEROTTI, R. (2008). Fiscal policy, wealth effects, and markups. *NBER Working Paper*.
- MONACELLI, T. et PEROTTI, R. (2010). Fiscal policy, the real exchange rate and traded goods. *Economic Journal*, 120(544):437–461.
- MUSGRAVE, R. A. (1959). *Theory of Public Finance : A Study in Public Economy*. McGraw-Hill.
- NORTH, D. (1991). Institutions. *Journal of Economic Perspectives*, 5(1):97–112.
- OBSTFELD, M. (2001). International macroeconomics : Beyond the Mundell-Fleming model. *IMF Staff Papers*.
- OBSTFELD, M. et ROGOFF, K. (2000). New directions for stochastic open economy models. *Journal of international economics*, 50(1):117–153.
- OHANIAN, L. (1997). The macroeconomic effects of war finance in the United States : World war II and the Korean war. *American Economic Review*, 87:23–40.
- OLIVEIRA-MARTINS, J. et SCARPETTA, S. (1999). The levels and cyclical behaviour of mark-ups across countries and market structures. *OECD Working Paper*.

- PAREDES, J., PEDREGAL, D. et PÉREZ, P. (2009). A quarterly fiscal database for the euro area based on intra-annual fiscal information. *ECB Working Paper*.
- PARKER, J., SOULELES, N., JOHNSON, D. et MCCLELLAND, R. (2011). Consumer spending and the economic stimulus payments of 2008. *NBER Working Paper*.
- PEROTTI, R. (2004). Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *IGIER Working Paper Series*.
- PEROTTI, R. (2007). In search of the transmission mechanism of fiscal policy. *NBER Macroeconomics Annual*, 22:169–249.
- PERRON, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6):6.
- PHILLIPS, P. et PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2):335–346.
- QUINTOS, C. (1995). Sustainability of the deficits process with structural shifts. *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(2):409–417.
- RAMEY, V. (2011). Can government purchases stimulate the economy? *Journal of Economic Literature*, 49(3):673–685.
- RAMEY, V. et SHAPIRO, M. (1998). Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 48:145–194.
- RATTO, M., ROEGER, W. *et al.* (2009). QUEST III : An estimated open-economy DSGE model of the euro area with fiscal and monetary policy. *Economic Modelling*, 26(1):222–233.
- RAVN, M., SCHMITT-GROHÉ, S. et URIBE, M. (2006). Deep habits. *Review of Economic Studies*, 73(1):195–218.
- RAVN, M., SCHMITT-GROHÉ, S. et URIBE, M. (2012). Consumption, government spending, and the real exchange rate. *Journal of Monetary Economics*, 59(3):215–34.
- ROMER, C. et ROMER, D. (2010). The macroeconomic effects of tax changes : Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, 100(3):763–801.
- ROMER, D. (2011). What have we learned about fiscal policy from the crisis? *IMF Conference on Macro and Growth Policies in the Wake of the Crisis*.

- SARGENT, T. et WALLACE, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3):1–17.
- SCHMITT-GROHÉ, S. et URIBE, M. (2003). Closing small open economy models. *Journal of International Economics*, 61:163–185.
- SEARLE, J. (1969). *Speech Acts*. Cambridge University Press.
- SHIN, Y. (1994). A residual based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory*, 10(1):91–115.
- SHUMWAY, R. H. et STOFFER, D. S. (2006). *Time Series Analysis and its Applications (with R examples)*. Springer.
- SIMS, C. (2007). Comment on 'Fluctuating macro policies and the fiscal theory'. *NBER Macroeconomics Annual*, 21:307–312.
- SINÉ, A. (2007). *L'ordre budgétaire*. Economica.
- SMETS, F. et WOUTERS, R. (2003). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5):1123–1175.
- SMETS, F. et WOUTERS, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles. *American Economic Review*, 97(3):586–606.
- SMITH, G. et ZIN, S. (1991). Persistent deficits and the market value of government debt. *Journal of Applied Econometrics*, 6(1):31–44.
- SOWELL, F. (1989). Maximum likelihood estimation of fractionally integrated time series models. *Carnegie Mellon University Working Paper*.
- SOWELL, F. (1992). Maximum likelihood estimation of stationary univariate fractionally integrated time series models. *Journal of Econometrics*, 53:165–188.
- SPIILIMBERGO, A., SYMANSKY, S., BLANCHARD, O. et COTTARELLI, C. (2008). Fiscal policy for the crisis. *IMF Staff Position Note*.
- STIGLER, M. (2012). Threshold cointegration : overview and implementation in R. *Non publié*.
- STOCK, J. (1987). Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors. *Econometrica*, 55(5):1035–1056.
- STRAUB, R. et TCHAKAROV, I. (2007). Assessing the impact of a change in the composition of public spending : A DSGE approach. *IMF Working Paper*.

- TANNER, E. et LIU, P. (1994). Is the budget deficit "too large"? : Some further evidence. *Economic Inquiry*, 32:511–518.
- TANZI, V. et SCHUKNECHT, L. (2000). *Public Spending in the 20th Century : A Global Perspective*. Cambridge University Press.
- TAYLOR, J. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:195–214.
- TERASVIRTA, T. et ANDERSON, H. (1992). Nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of Applied Econometrics*, 7:119–136.
- 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.
- TRAUM, N. et YANG, S. (2011). Monetary and fiscal policy interactions in the post-war US. *European Economic Review*, 55(1):140–164.
- TREHAN, B. et WALSH, C. E. (1988). Common trends, the government budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3):425–444.
- TREHAN, B. et WALSH, C. E. (1991). Testing intertemporal budget constraints : Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2):206–23.
- 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.
- VAMVOUKAS, G. (2012). Panel data modelling and the tax-spend controversy in the euro zone. *Applied Economics*, 44(31):4073–4085.
- von HAGEN, J. (1991). A note on the empirical effectiveness of formal fiscal restraints. *Journal of Public Economics*, 44:199–210.
- von HAGEN, J. (1992). Budgeting procedures and fiscal performance in the European Communities. *European Economy-Economic Papers*.

- VON HAGEN, J. (2006). Fiscal rules and fiscal performance in the European Union and Japan. *Monetary and Economic Studies*, 24(1):25–60.
- VON HAGEN, J. et HARDEN, I. (1995). Budget processes and commitment to fiscal discipline. *European Economic Review*, 39(3):771–779.
- VON HAGEN, J. et WOLFF, G. (2006). What do deficits tell us about debt? Empirical evidence on creative accounting with fiscal rules in the EU. *Journal of Banking and Finance*, 30(12):3259–3279.
- WAGNER, A. (1877). *Finanzwissenschaft*. C.F. Winter.
- WILCOX, D. (1989). The sustainability of government deficits : Implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(3):291–306.
- WILDAVSKY, A. (1964). *The Politics of the Budgetary Process*. Little, Brown.
- WOODFORD, M. (1995). Price-level determinacy without control of monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43:1–46.
- WOODFORD, M. (1996). Control of the public debt : A requirement for price stability? *NBER Working Paper No. 5684*.
- WOODFORD, M. (1998). Doing without money : Controlling inflation in a post-monetary world. *Review of Economic Dynamics*, 1:173–219.
- 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.
- WYPLOSZ, C. (2005). Fiscal policy : Institutions versus rules. *National Institute Economic Review*, 191:70–84.
- YUN, T. (1996). Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 37(2):345–370.
- ZAFFARONI, P. (2004). Contemporaneous aggregation of linear dynamic models in large economies. *Journal of Econometrics*, 120:75–102.