THÈSE POUR OBTENIR LE GRADE DE DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE MONTPELLIER

En Sciences Economique (CNU N°5)

École Doctorale d'Economie et de Gestion de Montpellier (EDEG)

Center for Environmental Economics-Montpellier (CEE-M)

Politique budgétaire et taux d'intérêt en croissance ralentie

Fiscal policy and interest rates in times of slowing growth

Présentée par Ismaël RAMAJO

Le 16 décembre 2019

Sous la direction de Claude BISMUT

Devant le jury composé de

Cécile COUHARDE, Professeur des universités, Université Paris Nanterre	Rapporteur
Jean-Sébastien PENTECOTE, Professeur des universités, Université de Caen Normandie	Rapporteur
Jacques LE CACHEUX, Professeur des universités, Université de Pau et des Pays de l'Adour	Examinateur
Daniel SERRA, Professeur émérite, Université de Montpellier	Président du jury
Claude BISMUT, Professeur émérite, Université de Montpellier	Directeur de thèse

UNIVERSITÉ DE MONTPELLIER

« L’Université n’entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse : ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur. »

A ma mère

Remerciements

Més que un PhD

J'exprime tout d'abord mes remerciements au Professeur Claude Bismut, mon directeur de thèse, qui a été d'un soutien sans faille, toujours disponible face aux difficultés et d'une aide précieuse dans ma formation de chercheur. J'ai pris du plaisir à travailler avec lui et espère pouvoir continuer nos projets en commun prochainement. Je remercie également les membres de mon comité de suivi individuel de thèse, Monsieur le Professeur Philippe Mahenc et Madame Julie Beugnot, ainsi que le Monsieur le Professeur Daniel Serra pour leurs soutiens et leurs conseils avisés.

Je me dois également de remercier mon laboratoire d'accueil (LAMETA et CEE-M), l'école doctorale (EDEG) ainsi que la faculté d'Economie. Je tiens à remercier plus particulièrement tous les membres de l'administration qui effectuent un travail remarquable et sans qui le bon déroulement de la thèse serait impossible. Une mention spéciale à Sabine toujours présente et disponible pour les dossiers de réinscription en thèse et de soutenance.

Les Doctoral Meeting of Montpellier ont été parmi les évènements les plus marquant de mes années de doctorat. Je remercie chaleureusement Nicolas Heckmann avec qui j'ai organisé la 7ème édition en 2016. Je tiens à préciser (à nouveau) qu'en tant qu'ancien organisateur, j'ai également participé à l'organisation de la 8ème édition, son succès revient cependant aux organisateurs Romain, Roman, Jimmy et Mohamed. Je les remercie par ailleurs pour tous les moments partagés, autour d'un tableau blanc ou d'un verre. Rendez-vous pris pour la 9ème édition !

Je remercie aussi tous mes collègues de bureau, si les années défilent, ils ne se ressemblaient pas et m'ont tous apporté un peu de leur bonne humeur : Rachida, Fofana, Jade, Mohamed, Imane, Bilal et Serge.

Si je remonte un peu dans le temps, je voudrais également remercier les enseignants et professeurs qui m'ont accompagné jusqu'aux portes du doctorat. M. Déjean, mon professeur de SES en terminale, m'a convaincu de m'inscrire en faculté de sciences économiques. Grâce à lui j'ai pu par la suite bénéficier des conseils et encouragements de mes professeurs de la « Universidad Autónoma de Madrid » et l'Université de Montpellier. Tous m'ont permis de poursuivre mes études vers le doctorat.

Ensuite, je remercie mes premiers supporters et amis du Tennis Club de Capestang, de Tola de Aliste et de Barcelona. Je remercie mes amis de lycée pour nos voyages organisés et divers conciliabules ainsi que mes collègues économistes luxembourgeois. Une mention spéciale à mes relecteurs pour leurs corrections et remarques, mes parents, Philippe et Vincent. Bonne nouvelle Vincent, cette thèse s'achevant, je vais pouvoir retravailler mes argumentaires cinématographiques pour le seul plaisir de te voir t'énerver à nouveau.

Enfin, arrivé à ce stade, il serait impensable de ne pas remercier ma famille, mes parents Delphine et Gilles, mes grand parents, mes cousines Maria et Lucia, mes oncles Tere et Antonio, ainsi que mes cousins plus lointains sans qui écrire ce manuscrit n'aurait même pas été envisageable. Mes derniers remerciements et non des moindres sont pour Marie-Noëlle, dont le soutien et les encouragements lors de la dernière partie de mon doctorat, m'ont permis de retrouver la confiance quand elle me faisait défaut. J'ai de la chance de t'avoir dans ma vie.

Plus qu'une thèse, ces années ont été riches d'expériences et de rencontres, j'espère que la fin de sa rédaction n'est que le début d'une plus grande aventure.

Synopsis de la thèse

Titre de la thèse : Politique budgétaire et taux d'intérêt en croissance ralentie.

Chapitre I. *A world of low interest rates*

Chapitre II. *Are credit rating agencies the masters of the game? An empirical application of the GIIPS debt crisis*

Chapitre III. *Nominal and real interest rates in OECD countries: an eclectic approach*

Chapitre IV. Défaut de paiement souverain et mutualisation des dettes : le cas de l'eurobond

Mots-clés de la thèse : Dette publique, déficit budgétaire, taux d'intérêt, prime de risque, stagnation séculaire.

A travers ses quatre chapitres, cette thèse questionne aussi bien la théorie macroéconomique conventionnelle que les doctrines de politique économique quant à leur capacité d'éclairer et de traiter les problèmes de politiques budgétaires depuis la crise de 2008.

Le chapitre introductif, principalement descriptif, replace les évolutions macroéconomiques récentes dans une perspective longue. Il souligne l'urgence de cette remise en question. A la suite d'une longue période de progression de l'endettement public, les déficits plongent pendant la récession mais les taux d'intérêt continuent de baisser à l'exception de quelques pays confrontés à graves déséquilibres budgétaires. Les doutes sur la solvabilité de certains gouvernements fait planer un risque de nouvelles crises financières. L'inflation se stabilise à un niveau faible mais les taux d'intérêt passent au négatif. Pourtant, la croissance potentielle continue de se ralentir et l'hypothèse d'une stagnation séculaire devient plausible.

Le deuxième chapitre aborde, à titre de question préalable, le rôle des agences de notations et de leur pouvoir réel ou supposé. Après leur avoir reproché, à juste titre, de ne pas avoir vu venir la crise des *subprimes*, on a souvent accusé les agences de notation d'accroître les risques de défaut en dégradant la notation des pays en difficulté, provoquant des hausses de taux d'intérêt par un effet de prophétie auto réalisatrice. Pour répondre à cette question, on a mené une étude empirique sur la récente crise budgétaire qui a touché les GIIPS (Grèce, Irlande, Italie, Portugal et Espagne) au sein de la zone euro. On a testé de manière systématique les relations de causalité à la Granger entre les notations des trois principales agences (Moody's, Standard and Poor's et Fitch Ratings) et les écarts de taux souverains des cinq pays. Ces tests semblent indiquer que les agences n'ont pas le pouvoir qu'on leur prête. C'est plutôt la prime de risque qui cause une variation de la note, et non le contraire. L'agence de notation donne en fait une information qui a déjà été anticipée sur les marchés financiers. Ce résultat doit cependant être nuancé car on détecte bien une relation causale des avertissements de dégradation possible (*outlook*) sur les primes de risques. Ainsi, on ne peut pas dire que ce sont les agences de notations qui font les taux d'intérêt et il faut trouver ailleurs les facteurs explicatifs des niveaux de taux d'intérêt et de leur baisse tendancielle.

Le troisième chapitre porte précisément sur les facteurs qui déterminent les taux d'intérêt réels. L'étude des évolutions macroéconomiques (chapitre introductif) a pointé les hiatus qui existent entre la macroéconomie conventionnelle et les évolutions observées. Le modèle standard (AS-AD) nous dit que le taux d'intérêt d'équilibre devrait augmenter à la suite d'une expansion budgétaire ou à la suite d'un ralentissement de la croissance potentielle, et ceci quel que soit le régime (classique, Keynésien ou intermédiaire). Des extensions de ce modèle nous permettent de tenir compte des influences extérieures et des primes de risque sur les obligations souveraines. Il est possible également d'introduire la croissance potentielle et les anticipations. Tout ceci n'inverse pas les prédictions du modèle et on ne parvient à réconcilier la théorie avec les faits que lorsque l'on remet en cause l'hypothèse keynésienne de la propension à consommer. En revanche, l'introduction d'un comportement de consommation intertemporel (revenu permanent) permet une explication plausible de la conjonction entre croissance lente et taux d'intérêt bas. Sur la base de ces discussions théoriques et en adoptant un certain éclectisme, nous spécifions et estimons une relation économétrique sur des données annuelles pour un panel de 19 pays membres de l'OCDE. Ces tests confirment l'influence des facteurs suggérés par les modèles théoriques élargis, en particulier le lien entre diminution des taux d'intérêt et ralentissement économique. Le rôle de l'inflation anticipée, du taux de change réel et des primes de risque est aussi discuté et clarifié.

Le quatrième chapitre développe une réflexion sur le risque de défaut souverain et les moyens de le limiter. Cette préoccupation a ressurgi depuis la dernière crise financière dans les pays développés, mais pour lesquels des doutes émergeaient sur la soutenabilité de la dette publique. Face à ce danger, la restructuration de la dette sous la forme de prêt conditionnel à la mise en place d'un ajustement budgétaire, s'est imposée comme solution multilatérale pour combattre l'apparition de défauts de paiements. Pourtant, un autre moyen d'empêcher l'occurrence du risque consistait à mutualiser les engagements financiers des gouvernements au sein d'une même zone économique. Pour étudier ces alternatives, on a construit à partir d'un cadre macroéconomique, un modèle analytique statique susceptible de représenter ces trois notions (défaut de paiement, restructuration de dette et mutualisation des dettes). On décrit une situation dans laquelle deux gouvernements (un risqué et l'autre supposé sans risque) peuvent décider de faire défaut ou de rembourser leurs dettes selon les conséquences de leur décision sur leurs PIB respectifs. Une application numérique calibrée sur le défaut de paiement de la Grèce en 2012 nous permet de catégoriser son défaut comme stratégique et de constater que la restructuration a fait basculer sa décision, en rendant le remboursement bénéfique pour elle. Cependant, l'existence en amont d'un eurobond (mutualisation de dette au sein de la zone euro) ayant un taux d'intérêt commun inférieur à 3.5% aurait également empêché la mise en place du défaut grec en évitant une coûteuse restructuration de dette. L'eurobond aurait ainsi permis de réduire le coût global de la crise budgétaire pour la zone.

Table des matières

Introduction générale 1

Chapitre I : A world of low interest rates 6

Abstract 7

1. Introduction 8

2. Interest rates and macroeconomic developments in developed countries. 8

2.1 Real growth: 8

2.2 Inflation 10

2.3 Nominal interest rates 11

2.4 Real interest rates 13

3. Macroeconomic policy 14

3.1 Fiscal deficit and debt 14

3.2 Monetary policy 16

4. What do we know and what do we have to know? Concluding remarks 18

5. References 20

6. Appendix 22

Chapitre II : Are credit rating agencies the masters of the game ? An empirical analysis of the GIIPS debt crisis 24

Abstract. 25

1. Introduction 26

2. Data and descriptive analyses: 28

2.1 Data: 28

2.2 Descriptive Analysis 32

3. Empirical analysis: 38

3.1 What is a good agency? A causality test on credit ratings between the three agencies: 38

3.2 Are CRAs the masters of the game? Causality links between credit ratings and sovereign yield spreads. 40

3.3 Dummies variables: Does rating downgrades give more information than rating upgrades? 44
3.4 Rating outlooks: Do they reduce the effects of credit rating changes? 47
3.5 Do the "Watch-lists" give us more information about the relations between the credit rating and the risk premium? 50
3.6 Effects of Greece's default on causality links between risk premium and credit rating: 51
4. Conclusion 55
5. References 57
6. Appendix 59
6.1 Appendix 1: Causality tests on credit ratings between the three agencies for GIIPS countries: 59
6.2 Appendix 2: The correlogram for the variable: Sovereign yield spread in first difference, Greece's case. 61
6.3 Appendix 3 : Results of the augmented Dickey-Fuller test for Greece's risk premium in first difference 62
6.4 Appendix 4: Outputs of the VAR(2) for the two variables d(sp) et d(p), Greece's case 63
6.5 Appendix 5: Granger Causality tests between DP (monthly sovereign yield spread in first difference) and DF, DM and DSP (monthly credit rating change for respectively the three agencies). We realize causality tests from VAR(2) models for all GIIPS countries. . 64
6.6 Appendix 6: Causality tests between risk premium change D(P) and the dummies variables (AUG for Up and DIM for Down), Greece's case. 69
6.7 Appendix 7: Causality tests between risk premium change and the dummy variable (OUTLOOK) for all the three agencies, Greece's case. 70
6.8 Appendix 8: Outputs of the VAR(2) for the variables d(sp) et d(p) and the dummy variable WN (Watch Negative), Greece's case. 71
6.9 Appendix 9: Causality tests between credit rating change and sovereign yield spreads before and the after the debt default in March 2012, Greece's case. 72

Chapitre III : Nominal and real interest rates in OECD countries : an eclectic approach 75
Abstract 76
1. Introduction 77
2. The equilibrium real interest rates 77
2.1 A basic model 78
2.2 Confronting the basic model to reality 81
2.3 Extensions of the basic model. 83

2.3.1 Introduction of a risky asset 83
2.3.2 Imperfect capital mobility. 84
3. The real rate of interest dynamics. 85
3.1 Expected inflation and the Fisher effect 86
3.2 The natural rate of interest 87
3.3 The Optimal growth (intertemporal) 88
4. Empirical application 89
5. Concluding remarks. 94
6. References 95
7. Appendix 101
7.1 Appendix 1: Basic model (AS-AD) 101
7.1.1 Resolution of the AS AD model 101
7.2.2 The good use of the I=S diagram 102
7.2 Appendix 2: Extension of the model. 104
7.3 Appendix 3: The Lucas supply curve and the natural rate of unemployment. 105
7.4 Appendix 4: Intertemporal approach / decentralized models 106
7.5 Appendix 5: Relation between debt ratio and risk measure 107
7.6 Appendix 6: Data description 108
7.7 Appendix 7: Econometric results 111
7.8 Appendix 8: Update of the estimation of the two factors Lucas curve 118

Chapitre IV : Défaut de paiement souverain et mutualisation des dettes : le cas de l'eurobond 119
Résumé 120
1. Introduction 121
2. Revue de la littérature et faits stylisés 122
2.1 Défaut de paiement 122
2.1.1 Les principales causes du défaut de paiement. 123
2.1.2 Les coûts d'un défaut de paiement : 125
2.1.3 Tentatives de modélisation : 126
2.2 Restructuration de dette 127
2.3 Mutualisation de dette 128
2.3.1 Les avantages d'une mutualisation de dette : 129
2.3.2 Implémentation de l'eurobond : 129

2.3.3 Inconvénients qui expliquent le retard voire l'annulation de son implémentation :..... 130
2.3.4Tentatives de modélisation. 131
3. Partie analytique 133
3.1 Scénario de base : 137
3.2 Défaut total : 137
3.3 Restructuration de dette : 137
3.4 Mise en place au préalable d'une mutualisation de la dette : 138
3.5 Discussion sur une extension du modèle : Prise en compte des effets de la politique budgétaire, les problèmes d'implémentation de l'eurobond : la dynamique du modèle.... 139
4. Partie empirique 140
4.1 Scénario de base en 2009 141
4.2 Conséquence du choc budgétaire sur la prise de décision de remboursement en 2011. 141
4.3 Restructuration de dette afin d'éviter le défaut total 142
4.4 Eurobond 144
5. Conclusion 146
6. Bibliographie 147
7. Annexes 149
7.1 Annexe 1 : Présentation du principe d'aléa moral 149
7.2 Annexe 2 : Impact du défaut de paiement sur le commerce 150
7.3 Annexe 3 Les données 152
7.4 Annexe 4 : considération sur le modèle dynamique 153

Conclusion générale 154

Table des figures

Figure A. Taux d'intérêt mondial et dispersion internationale 2

Figure 1.1 Growth of real output 9
Figure 1.2 Cross country dispersion 10
Figure 1.3 Inflation and cross-country dispersion 11
Figure 1.4 Nominal interest rate and inflation 12
Figure 1.5 Nominal interest rates 13
Figure 1.6 Inflation corrected interest rate 14
Figure 1.7 Debt and fiscal balance 15
Figure 1.8 The real interest rate and the debt ratio (1970-2017) 16
Figure 1.9 The key rates of central banks 17

Figure 2.1-2.5: Relation between credit ratings and sovereign yield spreads (GIIPS countries) 33
Figure 2.6 Evolution of risk premiums 35
Figures 2.7-2.11 Evolution of credit ratings for the three CRAs (GIIPS countries) 36
Figures 2.12-2.16 Causality links between notations of credit rating agencies (GIIPS countries) 39
Figures 2.17-2.21 Causality links between risk premium changes and credit rating changes (GIIPS countries) 42
Figures 2.22-2.26 Causality links between risk premium changes and upgrades/downgrades of credit ratings (GIIPS countries) 45
Figures 2.27-2.31 Causality links between risk premium changes and rating outlooks (GIIPS countries) 48
Figure 2.32 Evolution of Greece's risk premium before the default 53
Figure 2.33 Evolution of Greece's risk premium after the default 53
Figure 2.34 Causality tests for Greece before the default 54
Figure 2.35 Causality tests for Greece after the default 54

Figure 3.1 Real interest rate, potential growth and debt ratio 81
Figure 3.2 The Three regimes of the AS-AD model. 103
Figure 3.3 The I=S diagram : Two cases of adverse supply shocks (dY<0) 103

Figure 4.1 Commerce entre les pays avant le défaut de paiement 150
Figure 4.2 Commerce entre les pays après le défaut de paiement 151

Liste des tableaux

Table 1.1 Weight GDP calculation 23

Table 2.1 Main economic indicators (GIIPS countries) 29
Table 2.2 Credit ratings and their numeric scales 31
Table 2.3 Chow breakpoint test for Greece in March 2012 52
Tables 2.4-2.8 Causality tests on credit ratings between the three agencies for GIIPS countries 59
Table 2.9 Correlogram of sovereign yield spread at first difference, Greece's case 61
Table 2.10 Dickey-Fuller test for Greece's risk premium at first difference 62
Table 2.11 Vector Auto-Regression estimates (2 lags) for the two variables: Standard and Poor's credit rating and risk premium, at first difference, for Greece 63
Tables 2.12-2.16 Granger causality tests between monthly sovereign yield spread in first difference and monthly credit rating change for the three CRAs (GIIPS countries) 64
Tables 2.17-2.22 Causality tests between risk premium change and dummies variable (upgrades and downgrades) for Greece 69
Tables 2.23-2.25 Causality tests between risk premium change and dummy variable (outlook) for Greece and the three credit rating agencies 70
Table 2.26 Vector Auto-Regression estimates (2 lags) with Standard and Poor's credit change, risk premium change and watch negative dummy variable for Greece 71
Tables 2.27-2.29 Causality tests between credit rating changes and sovereign yield spread before Greece's default in March 2012 72
Tables 2.30-2.32 Causality tests between credit rating changes and sovereign yield spread after Greece's default in March 2012 73

Table 3.1 Econometric estimation of model (10) Bests selected results 92
Table 3.2 Relation between debt ratio and risk measure 107
Table 3.3 Countries weights (detailed calculations) 109
Table 3.4 Numeric scale of Moody's rating variable 110
Table 3.5 Econometric results for constrained unweighted and weighted models (main equation): 111
Table 3.6 Econometric results for constrained unweighted and weighted models, with debt ratio variable added 113
Table 3.7 Econometric results for unconstrained unweighted models (main equation) 114
Table 3.8 Econometric results for unconstrained weighted models 115
Table 3.9 Econometric results for unconstrained unweighted model with debt ratio variable added 116
Table 3.10 Econometric results for unconstrained weighted model with debt ratio variable added 117

Table 3.11 Econometric results for the update of the estimation of the two factors Lucas curve 118

Tableau 4.1 Variables macroéconomiques avant le défaut de paiement (Argentine en 2002 et Grèce en 2012) 124
Tableau 4.2 Résultats du jeu de présentation du principe d'aléa moral 149
Table 4.3 Données utilisés pour l'Allemagne 152
Table 4.4 Données utilisés pour la Grèce 152

Introduction générale

Les vingt dernières années ont été marquées par des épisodes de forts niveaux d'endettement et de faible croissance dans la majorité des pays développés. Les hausses des ratios d'endettement public ne sont pas exclusivement imputables aux conséquences de la crise financière de 2008. La tendance à la hausse de la dette publique a débuté dès le début des années 2000 avec comme premier objectif de maintenir des taux de croissance forts. Le jeu des stabilisateurs automatiques et l'implémentation de politique de relance à partir de 2009 n'ont fait qu'alourdir le poids de la dette. La faiblesse des taux de croissance actuels ne permet pas de présager d'une correction de l'effet cyclique des politiques de relance. Les situations de tensions budgétaires et faible croissance[1] des pays développés tendent à s'ancrer durablement dans le paysage économique contemporain, faisant taire les inquiétudes émises à la fin des années 90 sur la possible disparition du marché de dette publique[2]. C'est pourquoi il est nécessaire d'éclairer et de traiter les problèmes de politiques budgétaires à la lumière des évènements marquant de la dernière décennie.

En effet, l'analyse macroéconomique conventionnelle défend la thèse selon laquelle endettement public et taux d'intérêt sont positivement corrélés. Or, Les faits stylisés observables ces dix dernières années invalident cette prévision. Les importants déficits budgétaires et les ratios d'endettement en augmentation n'ont pas entraîné de hausse de taux d'intérêt, sauf dans quelques pays où les gouvernements étaient confrontés à de graves problèmes budgétaires.

Malgré une diminution tendancielle des taux d'intérêt, nous observons simultanément une augmentation de la variance internationale des taux, faisant naître des doutes sur la capacité de remboursement de certains pays. Le risque de défaut de paiement, risque que l'on croyait avoir disparu dans les années 2000 pour les pays développés, semble avoir resurgi.

La dispersion des taux affecte principalement des petits pays, elle influe donc peu sur la tendance globale du taux d'intérêt mondial, comme le montre la distinction entre variance pondérée et non pondérée.

La tendance à la baisse du taux d'intérêt nominal mondial pondéré[3] est une constante depuis le milieu des années 80 jusqu'à aujourd'hui, sans que l'on note de sursaut lors de la crise

[1] On parlera de faible croissance plutôt que de stagnation séculaire pour éviter toute ambiguïté terminologique.

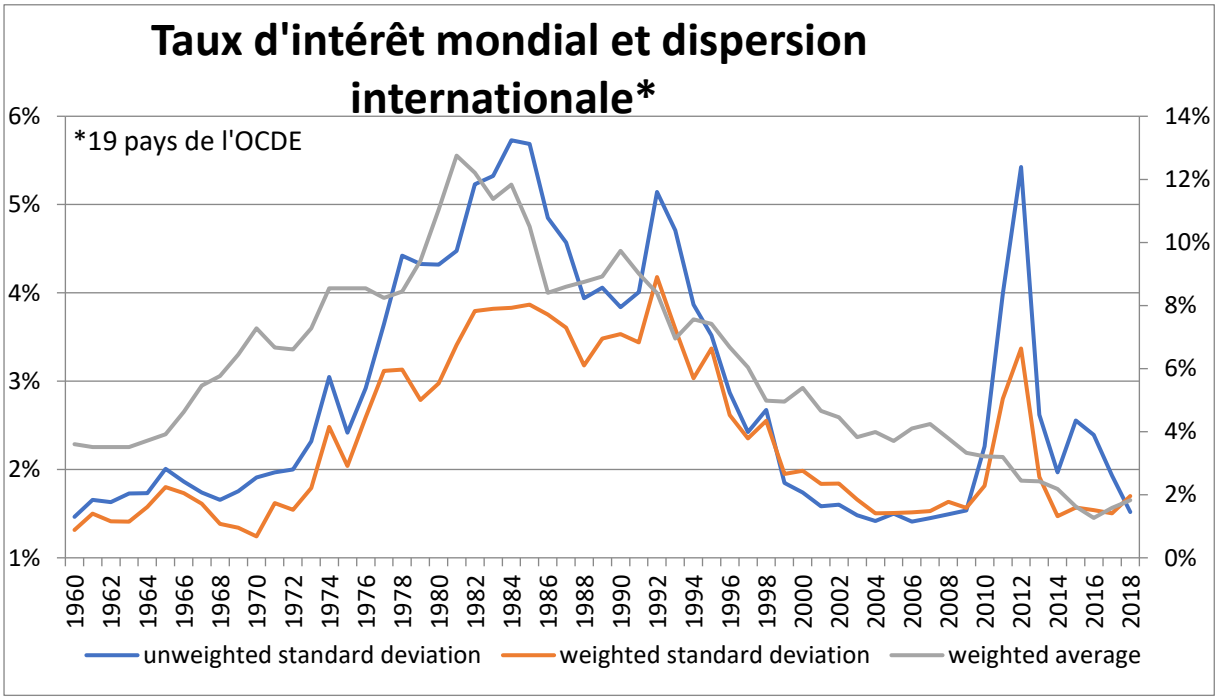
[2] Reinhart, V. et Sack, B. 2000. « The Economic Consequences of Disappearing Government Debt ». *Brookings Papers on Economic Activity.* Vol. 2. Pp 163-220

[3] La pondération est calculée par rapport au poids du PIB national dans celui du groupe de 20 pays (PIB en volume, constant PPA en dollar base 2010). Plus d'informations dans l'annexe du chapitre 1.

financière. Cette tendance se produit après que des niveaux record de taux d'intérêt nominaux (au-delà de 12%) soient constatés au début des années 80.

Comme le montre le graphique ci-dessus, la dispersion internationale des taux suit une tendance similaire. Celle-ci augmente dans les années 60 et 70 pour atteindre son maximum. Puis, nous assistons à une concentration des taux pour atteindre en 2008, un minimum. La crise reconduit à une divergence des taux. Cependant, l'augmentation de la variance est plus notable pour l'écart type non pondéré que pour l'écart type pondéré. Cela signifie que la dispersion se concentre principalement sur des pays avec un faible poids dans notre échantillon.

Figure A. Taux d'intérêt mondial et dispersion internationale



Ainsi, alors que la tendance à la baisse des taux d'intérêt est un phénomène généralisé des 40 dernières années dans les pays développés, la divergence récente des taux se concentre sur des pays dont le PIB est faible comparativement à la zone OCDE prise dans son ensemble. Il s'agit principalement de la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal et l'Espagne (Pays GIIPS).

La crise économique est venue rappeler que la concentration internationale des taux d'intérêt, notamment au sein de la zone euro, n'allait pas automatiquement de pair avec la création d'une zone monétaire commune. Le retour de la divergence peut être un signal d'un manque de confiance de la part des investisseurs et annonciateur de possibles tensions futures.

Nous nous concentrons dans cette thèse sur l'analyse des faits suivants en lien avec les problèmes de politiques budgétaires :

- Baisse tendancielle du taux d'intérêt mondial.
- Dispersion internationale des taux d'intérêt.
- Résurgence d'un risque de solvabilité pour les gouvernements.

Dans un premier chapitre introductif intitulé *« A world of low interest rates »*, nous revenons sur les évolutions macroéconomiques durant ces soixante dernières années qui nous suggèrent un régime de faible croissance/faible taux d'intérêt capable de définir la situation actuelle. Les taux d'intérêt sont restés bas ces dernières années, après une longue décrue de trente-cinq ans dans les pays développés. Cette évolution est associée à un ralentissement de la croissance de la production, tandis que l'inflation se stabilisait autour de son objectif de deux pourcents. En 2018, les taux d'intérêt à long terme ont atteint leurs plus bas niveaux dans les pays de l'OCDE, et sont même probablement négatifs en terme réels. Ceci est déjà arrivé par le passé mais le caractère inédit vient de la simultanéité des faibles taux d'intérêt nominaux et faible taux d'inflation, ainsi que sur la durée de l'épisode. Pourquoi les taux d'intérêt sont si bas et pour combien de temps encore ?

Si la politique monétaire conservatrice peut expliquer le faible niveau d'inflation qui prévaut depuis le milieu des années 80, elle ne permet pas d'expliquer la baisse continue du taux d'intérêt réel. La théorie macroéconomique conventionnelle échoue à expliquer le phénomène sur les taux puisque les forts niveaux d'endettement ne sont plus associés à de forts taux d'intérêt.

L'analyse descriptive menée lors de ce premier chapitre nous permet de conclure que la diminution de la croissance réelle n'est pas un phénomène transitoire mais davantage une réduction de l'activité réelle sur le long terme. L'inflation a disparu depuis des décennies et rien ne laisse présager que cela puisse s'inverser dans un futur proche. Le niveau d'endettement continue sur sa tendance à la hausse, son récent ralentissement apparaît comme étant un épisode cyclique. Rien ne nous indique que les taux d'intérêt réels vont remonter. Le fort endettement est plutôt associé à une croissance faible. Cette évidence réfute donc la preuve qu'une augmentation du ratio d'endettement conduit inexorablement à une hausse des taux d'intérêt, à l'exception de certains pays pour lesquels il existe des doutes sur leur solvabilité.

Néanmoins, pendant que la moyenne mondiale des taux d'intérêt atteint des niveaux historiquement bas, les primes de risque ont augmenté de façon significative dans certains pays. Alors que la crise financière a touché tous les pays, la crise budgétaire, elle, semble se concentrer principalement sur certains.

Dans un deuxième chapitre intitulé *« Are Credit Rating Agencies the masters of the game? An empirical analysis of the GIIPS debt crisis »*, nous nous interrogeons sur le rôle des agences de notations dans l'apparition de tensions budgétaires, rendant le défaut de paiement envisageable. Après avoir été accusé d'être en partie responsable de la crise financière des subprimes[4] (Mathis et al. 2009), on accuse les agences de notation d'avoir causé la crise budgétaire par un effet d'annonce en dégradant la notation des pays, entraînant une hausse des taux (prophétie auto-réalisatrice). Quels réels pouvoirs confère - t-on aux agences de notation sur les marchés financiers ?

[4] Mathis, J., Mc Andrews, J. et Rochet, J-C. (2009). « Rating the raters: Are reputation concerns powerful enough to discipline rating agencies? » *Journal of Monetary Economics*, 56, pp 657-674.

Pour répondre à cette question, nous construisons une étude empirique sur la récente crise budgétaire ayant touché les GIIPS (Grèce, Irlande, Italie, Portugal et Espagne) au sein de la zone euro. Nous étudions la relation de causalité existant entre les notations des trois principales agences de notation mondiales (Moody's, Standard and Poor's et Fitch Ratings) et les écarts de taux souverains des cinq pays. Nous construisons un modèle vecteur autorégressif à deux retards (données mensuelles) et appliquons des tests de causalité à la Granger. Les agences de notation ont moins de pouvoir que ce que l'on pourrait penser. C'est davantage une variation de la prime de risque sur les marchés financiers qui provoque une variation de la note, et non le contraire. L'agence de notation donne alors une information qui a déjà été anticipée sur les marchés financiers, atténuant grandement son pouvoir. Ce résultat peut être relativisé en réalisant le même test sur la perspective de la note annoncée par les agences (outlook), qui elle a plus d'effet causal. On conclut que même si la note des agences de notations peut être un bon indicateur sur l'état budgétaire du pays, elle ne peut en aucun cas être tenu responsable des mouvements de panique sur les marchés financiers provoquant une hausse de certains taux d'intérêt. Il nous faut trouver ailleurs les facteurs explicatifs des taux d'intérêts réels, notamment en ce qui concerne la baisse tendancielle.

C'est cet objectif qui nous amène, dans un troisième chapitre intitulé *« Nominal and real rates in OECD countries : an eclectic approach »*, à la construction d'un modèle basé sur la théorie économique des taux d'intérêt et à la présentation de quelques résultats d'estimations économétriques sur un panel de pays développés afin d'expliquer l'évolution récente des taux.

L'étude des faits stylisés nous a permis de constater que la macroéconomie conventionnelle échoue à expliquer l'une des majeures caractéristiques des dernières décennies : la tendance à la baisse des taux d'intérêt réel vers un minimum historique. C'est l'effet opposé à celui observé dans les années 80 où les forts taux d'intérêt mettaient à mal l'analyse macroéconomique. Une analyse épargne/investissement permet de revenir au concept simple de taux d'intérêt et d'identifier ce qui diffère des faits empiriques. Il nous faut d'abord comprendre pourquoi la macroéconomie conventionnelle échoue à expliquer l'évolution récente des taux d'intérêts, puis, nous proposons une approche éclectique afin de capter tous les effets. Le point de départ est une variante du modèle AS-AD qui nous aide à clarifier la notion de taux d'intérêt d'équilibre. Des extensions du modèle nous permettent de tenir compte des influences extérieures et des primes de risque sur les obligations souveraines. Ensuite, un cadre dynamique permet d'avoir un traitement consistant des anticipations sur l'inflation, un point crucial dans la construction du taux d'intérêt réel. Nous remplaçons l'hypothèse keynésienne de propension à épargner par une approche davantage intertemporelle plus appropriée. Cette dernière modification nous fournit une possible explication à la simultanéité empirique de faible croissance et faible taux d'intérêt.

A partir de ces discussions théoriques, nous spécifions et estimons une relation économétrique sur des données annuelles pour un panel de 19 pays membres de l'OCDE. Ces tests confirment l'influence des facteurs suggérés par notre modèle théorique élargi, en particulier le lien entre diminution des taux d'intérêt et ralentissement économique. Le rôle de l'inflation anticipée, du taux de change réel et des primes de risque sont aussi discutés et clarifiés.

Après avoir identifié les facteurs explicatifs des taux d'intérêt mais aussi des primes de risque, nous nous intéressons dans un quatrième chapitre intitulé « Défaut de paiement souverain et mutualisation des dettes : le cas de l'eurobond », à l'occurrence même du risque, c'est-à-dire le défaut de paiement. Le taux d'intérêt souverain estimant la capacité de remboursement du gouvernement, est un bon indicateur de santé économique et politique.

Ce risque de défaut de paiement a resurgi dans les pays développés depuis la dernière crise financière, notamment à cause des tensions budgétaires, sur les pays dont les investisseurs doutaient du caractère soutenable de leur dette publique. Face à ce danger, la restructuration de dette sous la forme de prêt conditionnel à la mise en place d'un ajustement budgétaire, est devenue une solution multilatérale pour combattre l'apparition de défauts de paiements. Cependant, un autre moyen d'empêcher l'occurrence du risque est une mutualisation des engagements financiers des gouvernements au sein d'une même zone économique. Nous construisons à partir d'un cadre macroéconomique, un modèle analytique statique capable de capter ces trois notions (défaut de paiement, restructuration de dette et mutualisation de dette). Nous décrivons une situation dans laquelle deux gouvernements (un risqué et l'autre supposé sans risque) doivent décider de faire défaut de paiement ou de rembourser leurs dettes selon l'effet qu'aura leur décision sur leurs PIB respectifs. Une application numérique calibrée sur le défaut de paiement de la Grèce en 2012 nous permet de catégoriser son défaut comme stratégique et de constater que la restructuration a fait basculer sa décision en rendant le remboursement bénéfique pour elle. Néanmoins, l'existence d'un eurobond (mutualisation de dette au sein de la zone euro) ayant un taux d'intérêt commun inférieur à 3.5% empêche la mise en place du défaut grec sans le besoin d'implémentation d'une coûteuse restructuration de dette. L'eurobond permet de réduire le coût global de la crise budgétaire pour la zone.

Une mutualisation de dette permet de faire face aux problèmes macroéconomiques identifiés car il élimine la dispersion des taux au sein d'une même zone et permet aux pays d'émettre des obligations quasiment non défaillantes rendant la probabilité de défaut nulle. Un système de mutualisation de dette incitant à la mise en place d'ajustement budgétaire permet de réduire le risque d'insoutenabilité de dette et pourrait mener au désendettement public. Ce système servirait à punir le surendettement en empêchant les gouvernements d'émettre un titre commun au-delà d'un certain niveau d'endettement, obligeant le gouvernement à émettre individuellement à des taux théoriquement plus forts. Le rétablissement du lien entre dette forte et taux d'intérêt forts inciterait davantage les gouvernements à tenir compte de leurs niveaux d'endettement.

Chapitre I : A world of low interest rates

A world of low interest rates

This paper has been co-written with Claude Bismut.

Abstract

The interest rates have remained low in recent years, after long decline over the past thirty-five years in OECD countries. This evolution is associated to a slowdown of output growth, while inflation stabilized around its two percent target. In trying to provide a better understanding on how we got there, we review the macroeconomic developments during almost sixty years. Conventional analysis of the role of macroeconomic policy does not provide a satisfactory explanation of the observed long-term trends. In particular, large fiscal deficits and growing debt ratios did not lead to higher interest rates, except in a few countries, whose governments were facing serious fiscal troubles. Conservative monetary policy can explain the low level of inflation that have prevailed since the middle of the eighties, but not the continuous decline of the real interest rate. Based on a few stylized facts we suggest a direction for a plausible characterization of a low growth / low interest rate regime.

Keywords: interest rates, growth, inflation, macroeconomics, long term, public debt, fiscal policy, monetary policy.

Résumé

Les taux d'intérêt sont restés bas ces dernières années, après une longue décrue de trente-cinq ans dans les pays de l'OCDE. Cette évolution est associée à un ralentissement de la croissance de la production, tandis que l'inflation se stabilisait autour de son objectif de deux pourcents. Pour essayer de mieux comprendre comment nous en sommes arrivés là, nous revenons sur les évolutions macroéconomiques durant ces soixante dernières années. L'analyse conventionnelle du rôle de la politique macroéconomique n'explique pas de manière satisfaisante les tendances observées à long terme. En particulier, les importants déficits budgétaires et les ratios d'endettement en augmentation n'ont pas entraîné de hausse des taux d'intérêt, sauf dans les quelques pays où les gouvernements étaient confrontés à de graves problèmes budgétaires. La politique monétaire conservatrice peut expliquer le faible niveau d'inflation qui prévaut depuis le milieu des années 80, mais pas la baisse continue du taux d'intérêt réel. Sur la base de quelques faits stylisés, nous suggérons une direction pour caractériser de manière plausible, un régime de faible croissance / faible taux d'intérêt.

Mots-clés : taux d'intérêt, croissance, inflation, macroéconomie, long terme, dette publique, politique budgétaire, politique monétaire.

1. Introduction

Long-term interest rates reached their lowest level in 2018 in OECD countries, and were probably negative in real term. This occurred occasionally in the past, whereas in the recent case, real interest rates have stayed close to zero for years. If such unusual conditions persist, we may fear worrying consequences for the future. To address the simple question: "why are the interest rates so low?" to which we would add "and for how long?"[5], it is important to reconsider the current developments in a longer historical perspective. In this paper we review the long-term macroeconomic developments with a particular attention to the interest rates, we identify some relevant stylized facts that helps to retain or exclude some interpretations. In the first section, we first analyze the trends and cycles of real activity, inflation and interest rates. In the second section, we consider the effects of macroeconomic policy on the interest rates. A third section contains a suggested interpretation and some indications for more analytical investigations.

2. Interest rates and macroeconomic developments in developed countries.

In this section, we review the major macroeconomic trends and cycles in OECD countries from the sixties up to the latest available data, and we discuss the salient features of growth, inflation and the rate of interest. Arguably, these variables constitute the core of most theoretical models. Our intention is to achieve a better understanding of the persistence of low interest rates at the time of a recovery, an unusual conjunction that has not received, so far, a satisfactory elucidation. For that purpose, we believe that going back to the facts is the first step to take, the second being confronting theories to empirical evidence. Obviously, one cannot restrict to only three variables to achieve an (even though simplified) picture of the macroeconomic reality, and additional variables, including financial, political and structural factors, will be introduced in due course.

2.1 Real growth: long term slowdown and more synchronized cycles

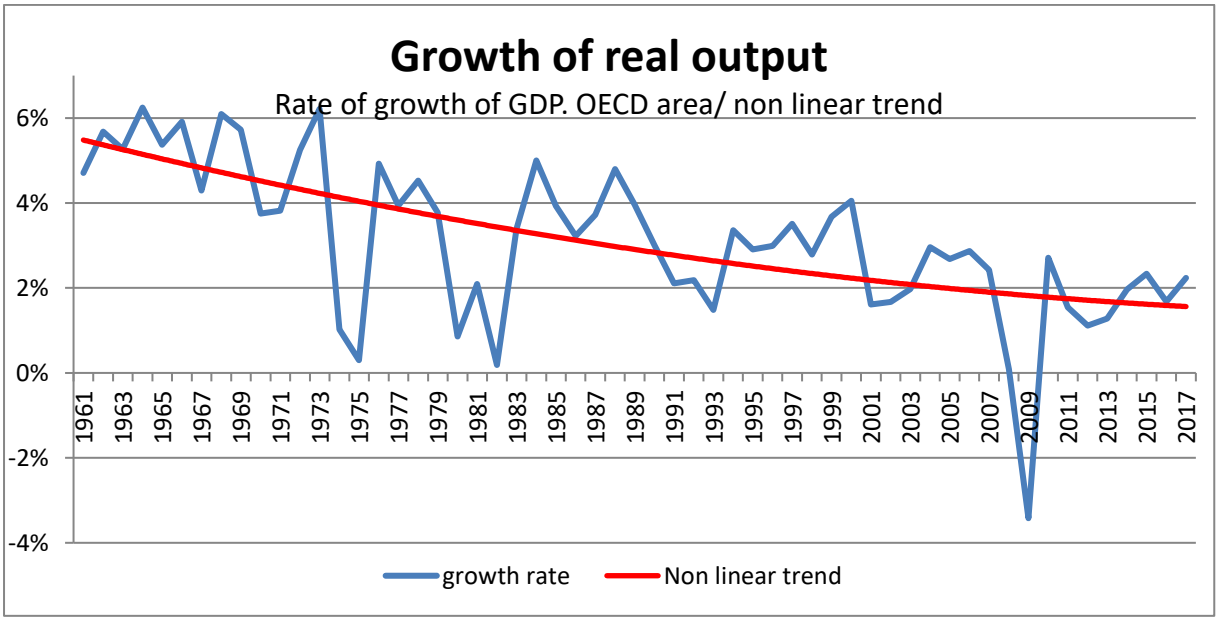
Real growth in OECD area has fluctuated around an indisputably declining trend over sixty years (figure 1.1). The growth rate trend was around 5% at the beginning of the sixties. During the seventies it fell below 4%, below 3% in the nineties, and it has stayed under 2% since the early 2000s. Among the ups and downs of the economic cycles, major symmetric shocks are

[5] See. Bean et al. who addressed the question already four years ago. Conversely, the question of unusually high interest rates fueled intense discussions more than thirty years ago (see Blanchard and Summers 1984). See also Bismut (1993) on the episode of the 80s.

easy to identify, including the two oil shocks in 1974 and 1981, and the recessions in 1993 and 2009. It is worth noting that, if we put aside these two major shocks, the real volatility, measured by the deviation of the rate of growth from its time trend has reduced. Two episodes of fast growth are identified in second half of the eighties and the nineties.

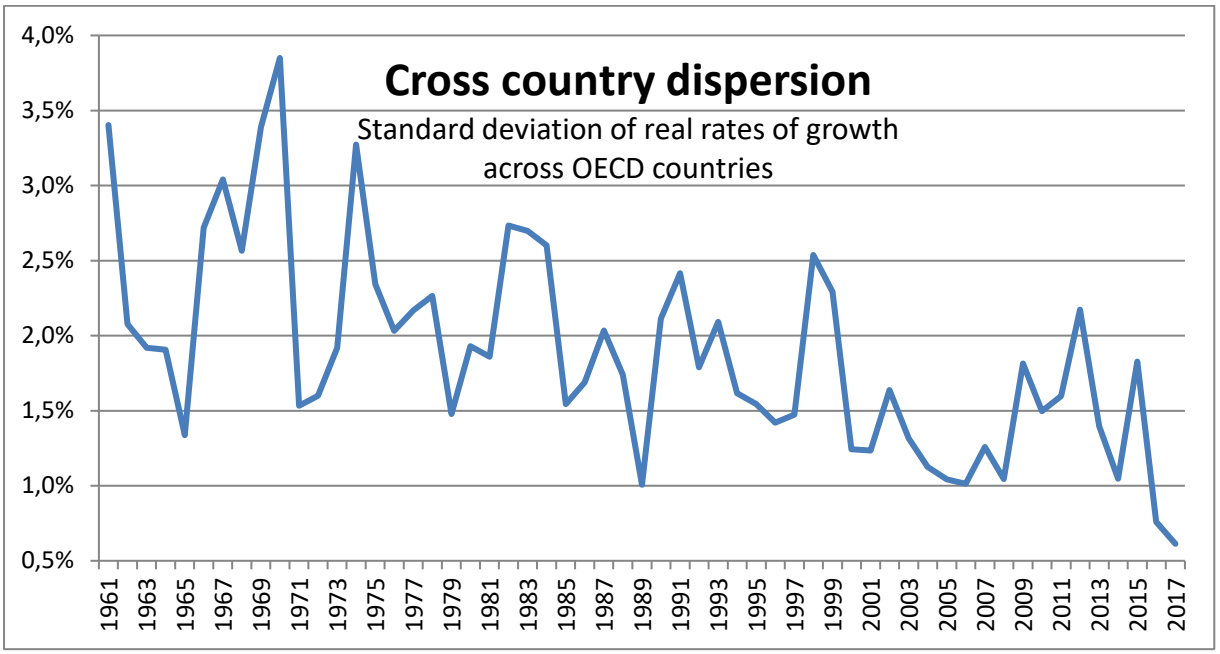
Another aspect, although less known, is the continuous reduction in the real growth variability across countries during the same period (figure 1.2). In the OECD area, output growth cycles have tended to be more and more synchronized. Contrary to a common belief, this trend has not been reversed since the last recession. Real output growth rates fell sharply and in the same time, in almost every country around the world, during the trough of 2009. There is probably not a single reason for that, but rather a succession of factors that have worked in the same direction. One reason often put forward is the progress of globalization, but other structural causes are sometimes invoked. It is noteworthy that the breakdown of the fix exchange rate system and the general float in 1973, the financial deregulation starting from the beginning of the eighties and the introduction of the euro in 1999, have produced a reduction of real variability, not an increase. [6]

Figure 1.1 Growth of real output



[6] There is no slowdown in the world economy as a whole, as developing and emerging countries grew enough faster than developed countries.

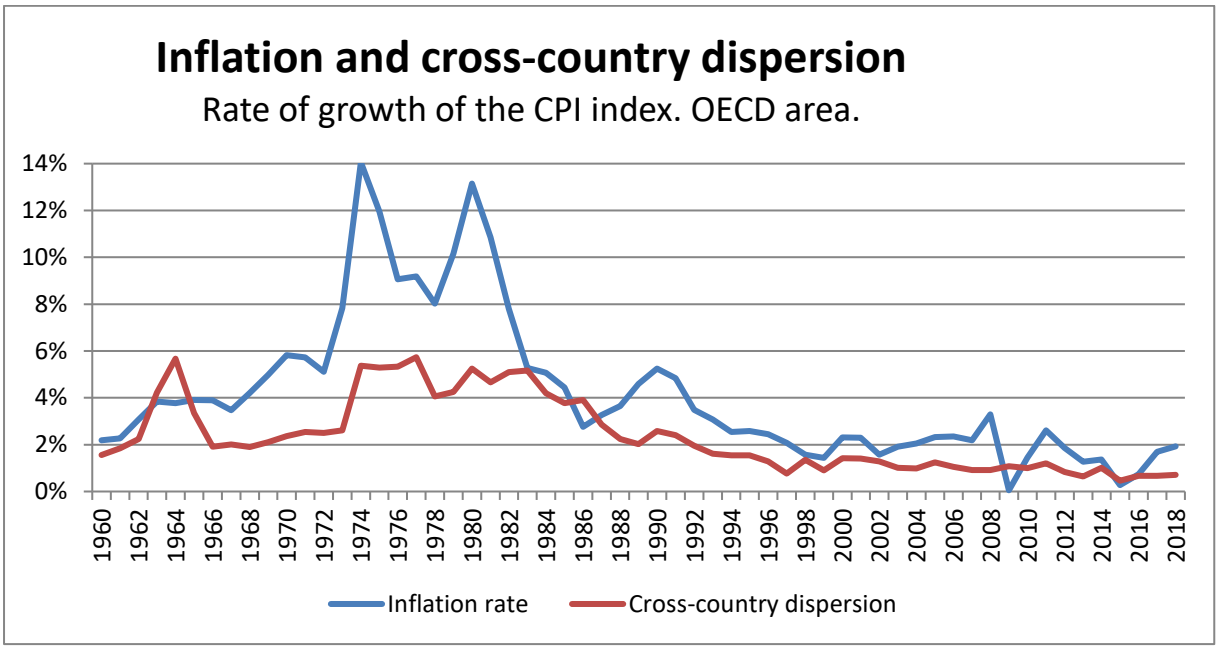
Figure 1.2 Cross country dispersion



2.2 Inflation : no more

Inflation has not been an issue for more than three decades in advanced countries (figure 1.3). After a decade of wage-price pressure in the sixties, inflation surged with the two oil shocks in 1974 and 1981 and receded along the eighties. Since the end of eighties, inflation (as measured by the rate of growth of the CPI) has remained low, around 2%, a figure which is retained as a target for monetary policy by most central banks. Another important feature is that, after the two oil shocks, convergence of the inflation pace was achieved, despite floating exchange rates, and with the help of the European Economic and Monetary Union and the introduction of the Euro. One important implication for our analysis is that inflation has become more predictable, and therefore inflation surprises have played a lesser role than in the past. The inflation expectations of private agents have been successfully anchored to the inflation targets of central banks which have gained credibility.

Figure 1.3 Inflation and cross-country dispersion

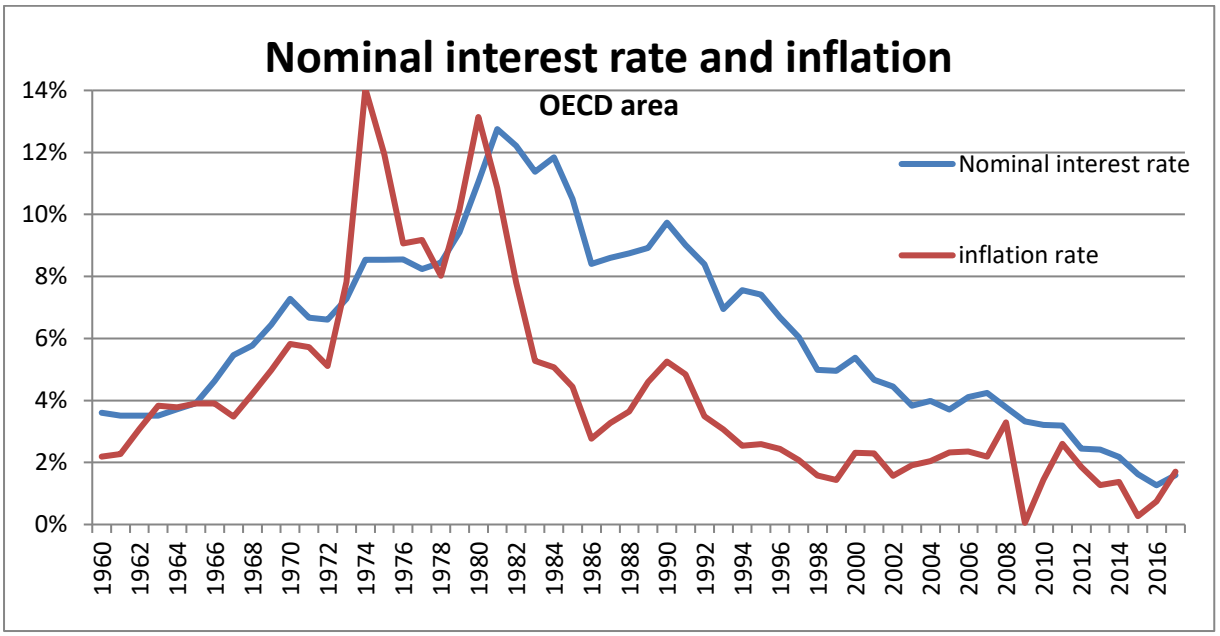


2.3 Nominal interest rates : historical lows

Unsurprisingly, nominal interest rates reflect to a large extent the evolution of the rate of inflation (figure 1.4). Ten-year interest rates on government bonds[7] rose almost continuously from 1960 to a pic in 1982, the second oil shock, then they fluctuated around a downward trend. However, after a closer look, some differences can be identified between the evolutions of the two variables. First the interest rates underreacted to the rise in inflation following the oil shocks, particularly the first one with one-year lag. Second, while inflation stabilized around 2% from the mid-nineties an onward, the interest rates kept declining with no signs of picking up so far. The sluggish adjustment of the interest rates during the oil shocks may be attributed to the fact that the surge of inflation was unexpected and/or that high inflation was not expected to persist (see Bismut (1993)). On the contrary the recent diverging evolutions between a stable inflation and still, a decreasing interest rate, can hardly be explained by an expected negative inflation. This suggests that the change in the interest rate has not been purely nominal.

[7] Talking about the interest rate in general is of course an issue. For our discussion we chose the interest rate on ten year government bond consistently with the macroeconomic analysis and for the sake of simplicity. See further discussion on this issue in appendix 6.

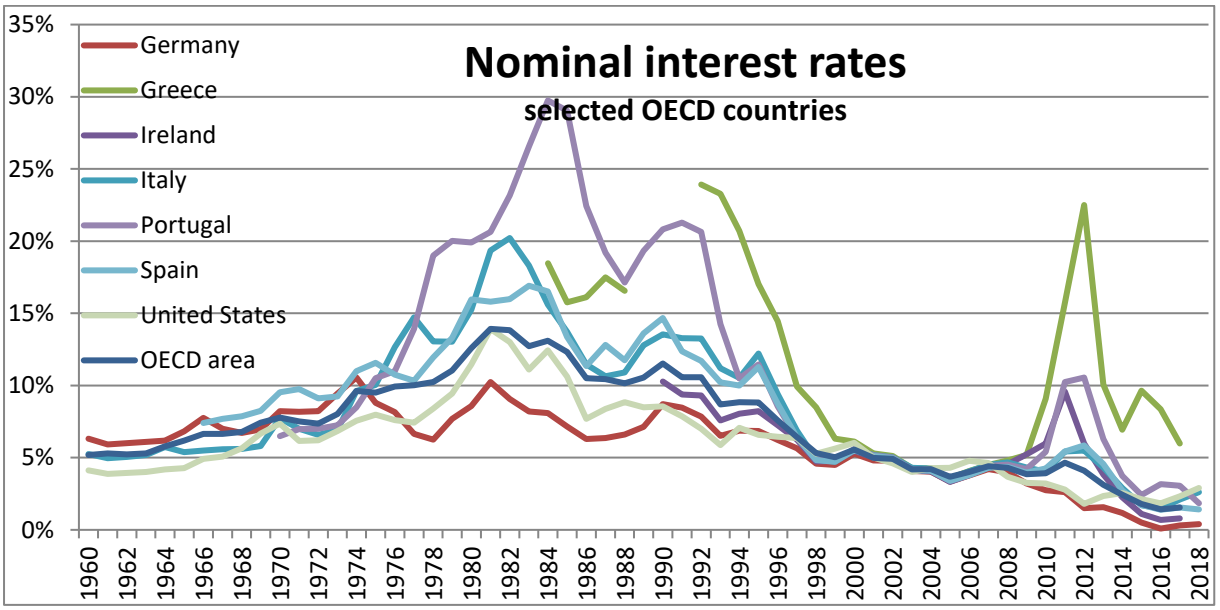
Figure 1.4 Nominal interest rate and inflation



There is ample evidence that interest rates tend to diverge across countries when macroeconomic shocks occur. Since 1960, there have been two cases of widening difference between national interest rates across country (figure 1.5). The first one is the oil shocks episode, where interest rates adjusted to very different price increases from country to country. The second one occurred with the great recession and is clearly linked with the increase in the risk premia after a sharp deterioration of fiscal conditions in some countries.[8] The Greek crisis offers a case study for this kind of adverse development. Similar cases can be found in Ireland, Portugal and Spain, the so call GIPS (for Greece, Ireland, Portugal, Spain). However, although important for the government faced with it, this problem concerns a few small countries with a limited impact on the OECD area as a whole.

[8] See : Haug et al. OCDE, 2009 and Schuknecht 2010 et al. for a discussion on the risk premia in Europe.

Figure 1.5 Nominal interest rates

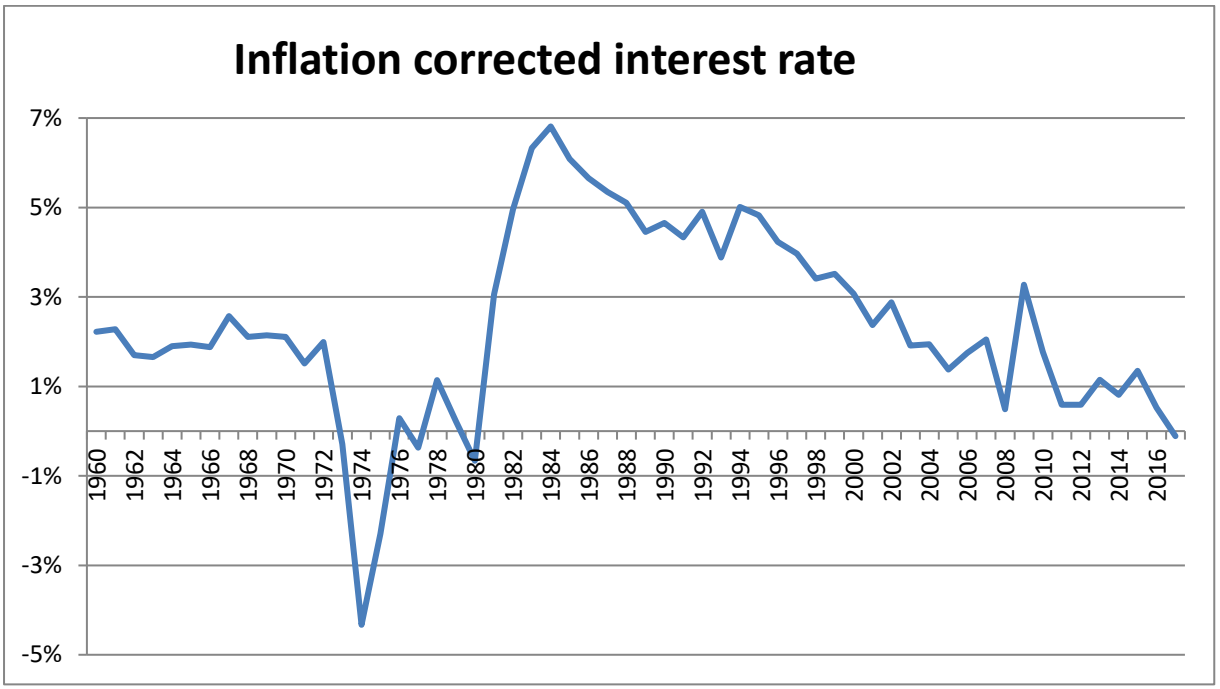


2.4 Real interest rates : **falling** to zero or negative

One simple way, albeit very crude, to excerpt the real component of the interest rate, (i.e. the real interest rate) is to adjust the interest rate from current inflation, a resulting measure sometimes (incorrectly) referred as the *ex post* real interest rate [9] and that we will call herein : "inflation corrected interest rate (or ICIR)". The ICIR for the OECD was approximated as a weighted average of the countries ICIRs. These calculations lead to the evolution shown in figure 1.6. The ICIR was around 2% in the sixties, fell to negative figures during the oil shocks especially during the first one, then surged to 6% in the beginning of the eighties. What happened in the later years is striking: the ICIR steadily declined from 1983 to 2017. As we will show later, this finding is robust to the correction used for calculating the real interest rate.

[9] This term does not fully fit to the variable defined here. The real ex-post interest rate is the nominal interest rate correct by the actual change in the general price level between the issuance to the maturity of a fix income security. This means that for a ten-year bond the interest rate should be corrected by the average annual price increase over 10 years, not by the current rate of inflation.

Figure 1.6 Inflation corrected interest rate



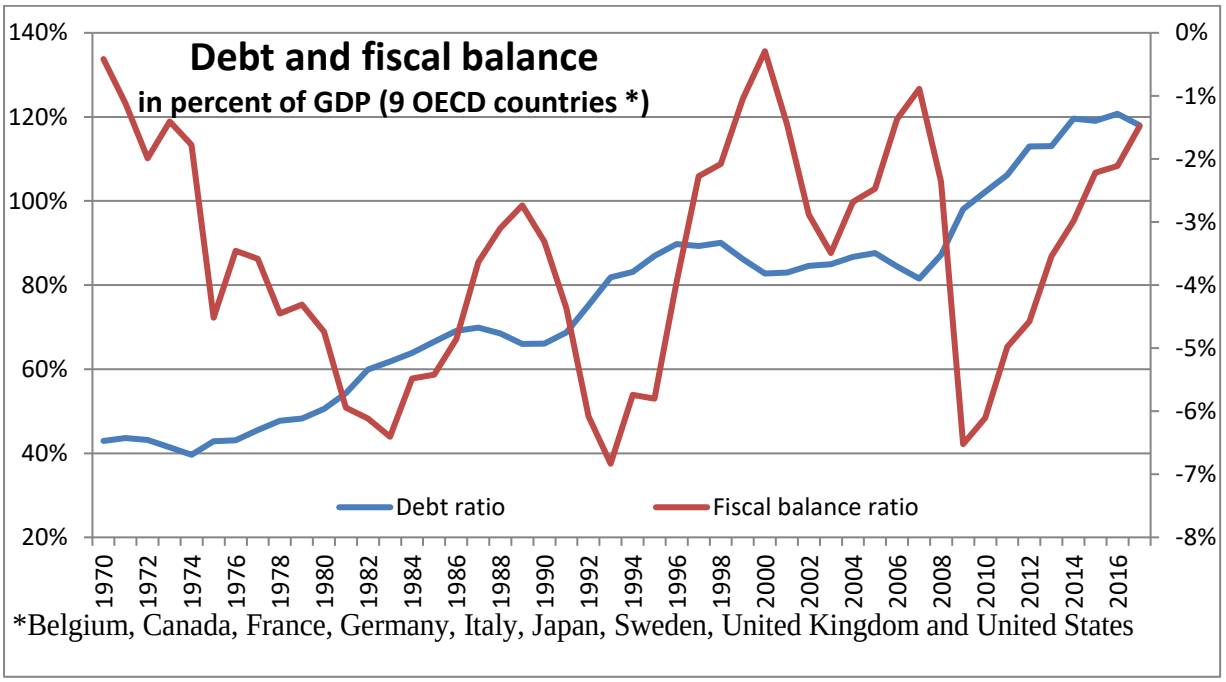
3. Macroeconomic policy

Fiscal and monetary policy have, presumably, an influence on the interest rate as well as on growth and inflation. In this section we confront some implications of basic macroeconomic theories. In particular, we discuss the relation between the real interest rate and government deficits and/or public debt. We also try to determine whether the data provide evidence on the influence of monetary policy on the real interest rate, (i.e. non-neutrality).

3.1 Fiscal deficit and debt. High debt is not associated to high interest rates

The government debt/GDP ratio (more shortly: debt ratio) of OECD countries grew almost continuously from 1970 to 2016, due to recurrent public deficits (figure 1.7). A short glance at the debt ratio over 5 decades suggests, as expected, a countercyclical behavior of the fiscal authorities but the upward trend raises questions. The evolution seems generated by some kind of rachet effect and could be described as follow. Before the oil shocks, the debt ratio stayed stable at 40%. It rose to 60% and stabilized at the end of the eighties. It rose again to 80% during the 1992-94 recession, stayed stable at 80% until 2008, then rose to 120% as a consequence of an unprecedented fiscal expansion in response to the great recession of 2008-09. This evolution is the straightforward consequence of the general government balance and reflects the fact that government failed to run during surpluses during the upward phase of the cycle. Most of the time, governments used to increase expenditures during recessions but were reluctant to cut them during expansion.

Figure 1.7 Debt and fiscal balance



The consequences of a continuous increase in the debt ratio and consequently of high level of debt are intensely debated. Conventional Keynesian macroeconomics states that a fiscal expansion pushes output and the interest rate up. Though this may be correct in the short run, long run evidence of the post oil shocks period does not support these predictions as rising debt is associated to a slowdown and lowering interest rate corrected from inflation.

The negative impact of government debt to economic activity does not come here as a surprise, as it has been amply documented. The main reason behind this relation is that higher debt produces high interest charges, which in turn restrains the room for maneuver for (supposedly) productive government expenditures. Rogoff and Reinhart (2010) have produced a lot of works that indicate that an increase in the debt ratio from 60% to 90% would have reduced the rate of growth about 1% on average [10].

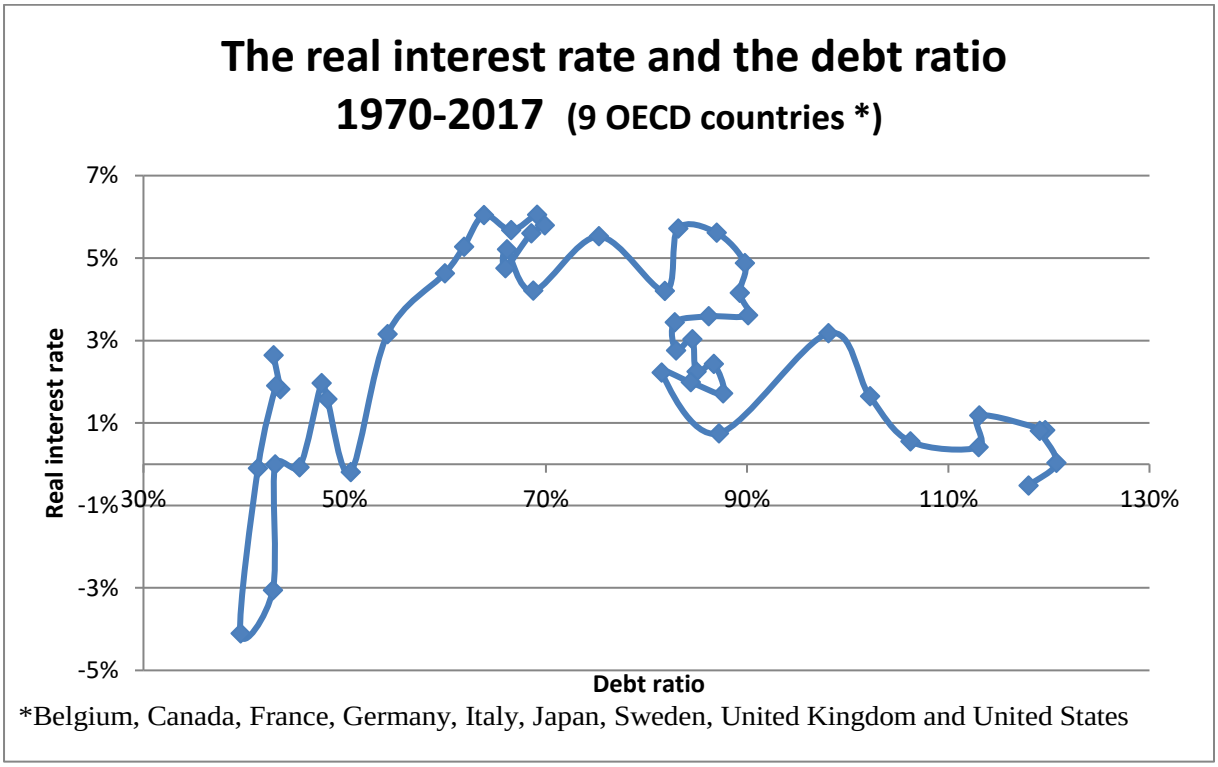
As for the interest rate, again, the conventional wisdom of a positive impact of higher debt on the interest evidences are mixed[11]. The reason behind this belief is that a higher indebtedness could make it harder for governments to repay their debt. As a result, savers will still be willing to lend to the government but at a higher rate, to offset the perceived default risk. In other words, a higher debt will raise a risk premium thereby increasing the interest rate. This does not fit to the observations reported on figure 1.8, where we have plotted the interest rate as a function of the debt ratio for each year.

[10] We retain the evaluation produced by the authors themselves, after having fixed an incorrect calculation left in the initial publication (2008). This error concerning a very sensitive issue the excessive public indebtedness led a very controversial debate. The correction did not reverse the qualitative conclusion but its magnitude. See also Nersisyan & Wray, (2013).

[11] See Corsetti & Rubini (1991) and Tanzi & Fanizza (1995)

What clearly appears from this presentation is that during the sixties and the seventies, there was no evidence of a relation between the debt ratio and the interest rate (or, if any, a positive correlation). From 1983 to 2017, the latest data, there exist, on average over the OECD countries, a strong negative correlation between the interest rate corrected from inflation (ICIR) and the debt ratio in the, post oil shocks period. However, the expected positive correlation is observed during the last recession for the countries that have faced serious fiscal situations, the so called GIPS.

Figure 1.8 The real interest rate and the debt ratio (1970-2017)



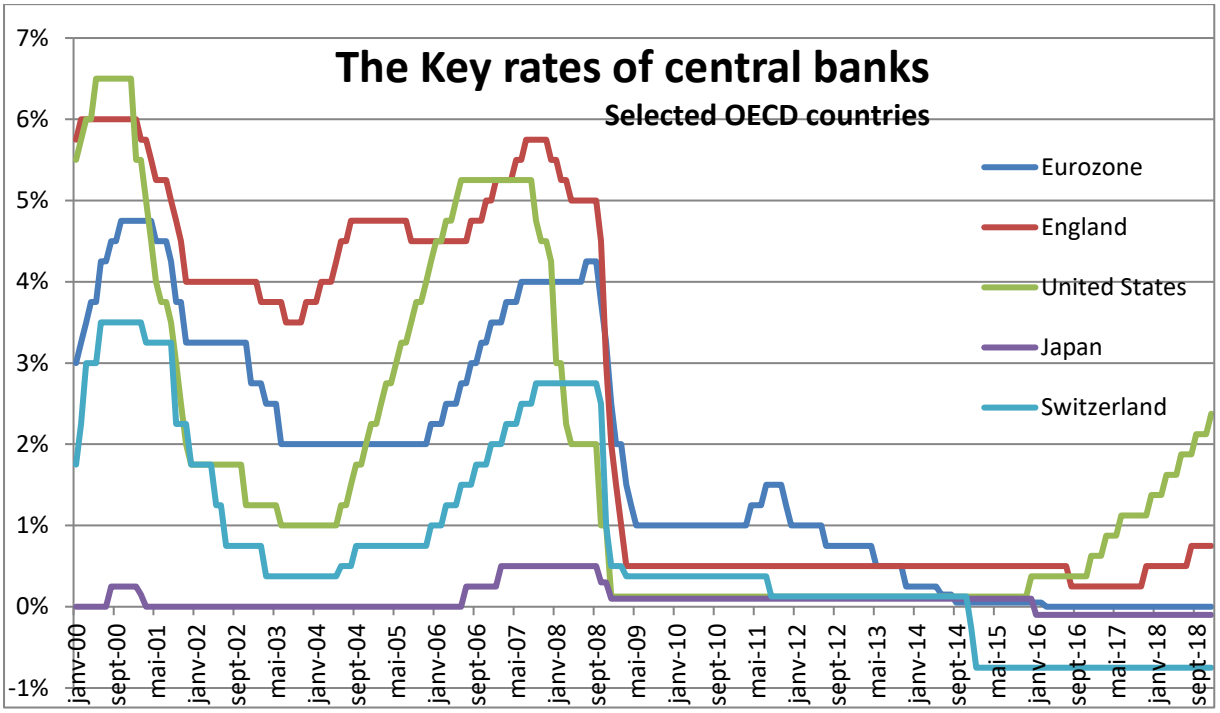
*Belgium, Canada, France, Germany, Italy, Japan, Sweden, United Kingdom and United States

3.2 Monetary policy

Monetary policy has been subject to considerable change since the beginning of the sixties. In the past, monetary policy was essentially based on the control of monetary aggregates as intermediate targets. In the eighties a worldwide phase of financial deregulation and reforms of central banks toward more independence led to a complete reconsideration of monetary policy design. An objective of price stability was assigned to newly independent central banks and key monetary rates were overwhelmingly adopted as new monetary policy instruments. The disinflation after the post oil shocks and the stabilization of the inflation rate around the 2% (implicit or explicit) target, were seen as a major achievement of economic policy specifically attributed to the central banks, before the last recession. In the years 2000s, criticisms grew, culminating with the subprime crisis, on the timing of the action of the FED on its key rates.

This comforted the idea that interest rates in the economy were at least indirectly controlled by the central banks, a belief, strongly opposed by Ben Bernanke (2015).

Figure 1.9 The key rates of central banks



When they realized that a recession of an unusual magnitude was occurring, central banks cut aggressively their intervention rates to almost zero, thereby dampening the recession for the private sector, but the impact on the cost of borrowing for the public sector was limited. The interventions of the central banks improved the liquidity of the commercial banks who could provide enough short-term credit to non-financial firms and households at affordable cost, The long run interest rates remained determined by the saving-investment balance rather than monetary conditions. While private investment was plunging, governments increased public spending substantially, affecting the interest rate in opposite directions. As a result, interest rates on public bonds did not increase substantially throughout the 2008-2009 trough of the recession, except for the governments who were subject to a deterioration of their credit rating (the GIPS) as discussed above.

Many officials and commentators argued that central banks did not enough, but central bankers have been unanimously reluctant to pull their key rates below zero and some resorted to "unconventional policies". The so called "zero lower bound" has been pointed by some economists as an undesirable artefact limiting the room for maneuver of monetary policies and that one should simply get rid of it or find a way to circumvent the obstacle [12]. In fact, major central banks, including the Fed and the EBC, decided to implement large programs of government bonds purchase which expanded the money supply. This policy has been labelled "unconventional" as opposed to the usual money market rates interventions, but it is quite

[12] see Blanchard and al. 2010, Summers 2014, Rogoff, 2017

similar to the old fashion open market policy. Incidentally, this suggests that central bankers have proved to be less rigid than some people feared.

This changing monetary policy framework makes our investigation uneasy. In absence of a unique indicator, we will adopt a pragmatically assume that in the medium term, money is neutral and then, monetary policy does not influence significantly the real interest rate [13]. This means that the real interest rate is essentially affected by real factors, among which: determinants of the potential output, exogenous shocks and/or fiscal policy. Monetary policy affects the rate of inflation and thus the nominal interest rate.

4. What do we know and what do we have to know? Concluding remarks

At this point, some clear stylized facts, and also no evidence in some cases emerge from our discussion.

1. The slow pace of real growth does not appear as a transitory phenomenon but is in line with a long-term slowdown of real activity.

2. Inflation has disappeared for decades and there are no reasons for an upsurge of inflation in a foreseeable future.

3. Interest rates are historically low after a decline of more than three decades and there are no signs of a pick-up so far.

4. The public debt ratios are still on an upward trend. The recent reduction might be cyclical and seems to replicate the evolution observed in past recovery phases.

5. There is no evidence of a pick-up of real interest. The interest rates corrected from inflation are negative in 2019. Inflation has been stabilized whereas nominal interest rates are still declining.

6. There is no evidence that higher public debt would be favorable to growth in the long term. In fact, higher debt is associated to declining growth.

7. There is no evidence that higher debt produces high real interest rates except when serious doubts exist on government solvency.

Is the low interest rate a monetary phenomenon? A situation in which the private sector believes that inflation will stay low and that interest rates will go up at a certain point cannot be ruled out. As a consequence, interest will pick up ultimately and it would be a good idea to keep a lot

[13] This is not satisfactory. A consistent treatment would require some methodological elaboration should benefit from a number of studies and statistical works already available. We leave this question for further research.

of cash and take advantage of a return to bonds as interest will go up. This is the liquidity trap argument that has been raised on discussion about Japan in the year 2000. However, this argument is less and less convincing as the outlook of rising interest rates drifts away. In addition, there is no evidence that potential growth will stop decelerating behind cyclical movements.

We believe that Gordon's (2012) vision should be taken seriously, though not too radically. The long-term slowdown is a clear evidence for the developed countries [14] (not for the emerging countries). Gordon's original document lists several "headwinds", some of which are specific to the United States, others also apply to other countries. In particular, the reason of the slowdown of productivity in the third industrial revolution (the general development of ICTs in industries and services) may affects potentially every country. Another common "headwind" would be the following: high public debt in OECD countries have negative consequences on real activity because they generate interest charges, they are a promise of future taxes thereby reducing consumption today according to the Ricardian argument.

If we go further in the same direction, we can elaborate a story which is fairly consistent with the stylized facts. We suggest that a vicious circle might emerge, in which a slowdown of productivity and growing debt reduce potential growth and real returns, which drives real interest rates down, a condition which in turn would facilitate growing public debt, and so on.

Finally, a question remains open as to whether returns on the different assets are moving together. So far, we have assumed that the real interest rate on bonds reflects the real return in the economy which is essentially determined through the saving / investment balance. This is probably over simplistic. In particular, it has been suggested that the last recession has moved the preference of investors toward less risky assets (government bonds rather than equities). This may have increased the demand for bonds thereby pushing down long-term interest rates. This mechanism may have played a role as an additional cause of the observed decline in interest rates on bonds.

[14] See also Summers 2013, 2014, 2015a, for a prospective discussion end policy implication.

5. References

Bean, C., Broda, C., Ito, T. and Kroszner, R. 2015. "Low for Long? Causes and Consequences of Persistently Low Interest Rates". Geneva Reports on the World Economy 2015. ICMB, *CEPR Press*.

Bernanke, B.S. 2015. "Why are interest rates so low? " Brookings, March 30

Baldwin, R. and Teulings, C. 2014. "Secular Stagnation: Facts, Causes and Cures". A VoxEU eBook, London: *CEPR Press*

Bismut, C. 1993. "Les taux d'intérêts réels et l'équilibre entre l'épargne et l'investissement", dans Artus, P., Bismut, C. et Plihon, D. (eds.). *L'épargne.* Collection Economie, PUF.

Blanchard, O., Dell'Ariccia, G. and Mauro, P. 2010. "Rethinking Macroeconomic Policy" *IMF Staff Position Note* SPN 10/03, February 12

Blanchard, O. and Summers, L. 1984. "Perspectives on High World real Interest Rates". *Brookings Papers on Economic Activity.* No.2, pp. 273-334.

Corsetti, G. and Roubini, N. 1991. "Fiscal Deficits, Public Debt and Government Solvency: Evidence from OECD Countries". *NBER Working Paper* No. 3658.

Gordon, Robert, 2012 "Is US economic growth over? Faltering innovation confronts the six headwinds", CEPR Policy insight no 63

Haugh, D., Ollivaud, P. and Turner, D. 2009. "What drives sovereign risk premiums? An analysis of recent evidence from the euro area". *OECD Economics Department*. Working paper no. 718, July.

Holston, K., Laubach, T. and Williams, J.C. 2016. "Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants." *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper* 2016-11.

I.M.F. 2012. "Coping with High Debt and Sluggish Growth." in *World Economic Outlook,* October 2012, 250 pages.

King, M. and Low, D. 2014. "Measuring the "world" real interest rate". *NBER Working Paper* Series 19887.

Nersisyan, Y. and Wray, L.R. 2013. "Does excessive Sovereign Debt really hurt Growth? A critique of "This Time is different", by Reinhart and Rogoff". *The Levy Economics Institute,* Working Paper No. 603.

Ramajo, I. 2013. “Les facteurs explicatifs de la prime de risque sur les obligations d’Etat: analyse théorique et application empirique sur la zone euro.” Mémoire de recherche M2 Economie, Université de Montpellier, 98p.

Reinhart, C. and Rogoff, K. 2008. “This Time is Different: A panoramic view of eight centuries of financial crises”. *NBER Working Paper* 13882.

Reinhart, C. and Rogoff, K. 2010. “Growth in a Time of Debt”. *American Economic Review,* Vol. 100, May.

Rogoff, K. 2017. “Monetary policy in a low interest rate world”. *Journal of Policy Modeling.* Vol.39, pp.673-679

Schuknecht, L., Von Hagen, J. and Wolswijk, G. 2010. “Government Bond Risk Premiums in the EU Revisited: The Impact of the Financial Crisis”. *European Central Bank, working paper.* No. 1152, February.

Summers, L. 2013. “Why Stagnation Might Prove to be the New Normal.” *The Financial Times.*

Summers, L. 2014. “U.S. Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound.” NABE *Business Economics* Vol.49, No.2, pp. 65-73.

Summers, L. 2015. “Demand Side Secular Stagnation.” *American Economic Review: Papers and Proceedings* Vol. 105(5), pp.60-65.

Tanzi, V. and Fanizza D. 1995. “Fiscal Deficit and Public Debt in Industrial Countries, 1970-1994”. *IMF Working Paper* WP/95/130.

6. Appendix

In this paper, we have conducted a statistical analysis on twenty OECD countries for which most macroeconomic annual data are available from 1960 to 2017. The list includes Australia, Belgium, Canada, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Ireland, Italy, Japan, Korea, Netherlands, New Zealand, Portugal, Spain, Sweden, Switzerland, United Kingdom and United States. The objective was to select the largest and the longest balanced panel.

The data come from (mostly) OECD Economic Outlook No 104-November 2018 (GDP in volume, CPI index, long-term interest rates on government bonds, general government gross financial liabilities in percent of GDP, general government net lending in percent of GDP). To complete the series, we have also used OECD Economic Outlook (No 73-June 2003) for a limited number of countries in order to have the largest samples as possible (data calibration between of two data sources, especially for real growth, where we have two different base years).

The OECD data for Unified Germany start in 1991 and in order to retain Germany in our panel we used the data available FRG (west Germany) before the unification. We connected the two sub periods and we estimated 91/90 rate of growth by the average rate of growth of GDPs 3 years before and 3 years after the reunification in order to avoid a jump in 1991 and smooth the series, as there is some overlap between the old national accounts for the FRG and new national account of the Unified Germany. This ad-hoc rule can be criticized but have a negligible impact on the econometric results.

The double dimension our database panel (years x countries) means that we have many observations for testing a theoretical assumption but if we want to draw conclusions for the OECD as an area, we need to proceed using weighted calculation. For some variables we computed a weighted average which tells something on the OECD as a whole and, a weighted standard deviation which gives a fair approximation on the cross-country dispersion within the area, as opposed to the unweighted dispersion which corresponds to the notion of variety of country cases. The formulas for weighted average (1) and weighted standard deviation (2) are:

$$\bar{x}^* = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} w_i} \sum_{i=1}^{n} w_i . x_i \qquad (1)$$

$$S^* = \sqrt{\frac{1}{\sum_{i=1}^{n} w_i} \sum_{i=1}^{n} w_i (x_i - \bar{x})^2} \qquad (2)$$

The weight w_i for each country is as calculated as the share of the GDP of country i in OECD GDP, in volume, as constant purchasing power parities in US dollar (2010, same base year for

all countries, except for France, 2014) for the year 2010. The weight for the country is the level of national GDP divided by the sum of GDPs of our sample, detailed calculations in table 1 below.

Table 1.1 Weight GDP calculation

Countries	GDP in volume at constant PPP 2010 (US dollar, 2010)	w_i
Australia	906 199 520 623,16	2,39%
Belgium	436 790 169 722,09	1,15%
Canada	1 361 085 791 459,75	3,58%
Denmark	238 772 396 980,27	0,63%
Finland	207 942 600 830,63	0,55%
France	2 334 823 941 037,22	6,15%
Germany	3 200 656 838 994,76	8,43%
Greece	313 389 715 840,68	0,83%
Ireland	197 601 206 559,89	0,52%
Italy	2 074 917 032 961,91	5,46%
Japan	4 482 754 896 976,16	11,80%
Korea	1 505 136 498 023,30	3,96%
Netherlands	748 640 465 771,13	1,97%
New Zealand	134 744 891 697,94	0,35%
Portugal	289 013 472 066,47	0,76%
Spain	1 488 327 970 362,84	3,92%
Sweden	390 048 336 804,86	1,03%
Switzerland	415 127 912 809,37	1,09%
United Kingdom	2 262 551 679 151,65	5,96%
United States	14 991 485 697 625,10	39,47%
Overall	37 980 011 036 299,20	1

The definitions of the variables used in our paper to describe the economies are the following:

- Real growth is the annual growth rate of Gross Domestic Product in volume at 2010 market.
- Inflation is the annual growth rate of consumer price index (CPI).
- The nominal interest rate is the long-term interest rate on 10 years fixed government bonds,
- Debt ratio is the general gross financial liabilities as a percentage of GDP.
- Fiscal balance corresponds to the general government net lending as a percentage of GDP.
- The key rates of central banks correspond to monthly official interest rates of central banks (last day of the month). Depending of the country, we have the main refinancing rate or the average between the lower limit and upper limit of the range target for the rate (data of Swiss National Bank).

Chapitre II : Are credit rating agencies the masters of the game ? An empirical analysis of the GIIPS debt crisis

Are credit rating agencies the masters of the game? An empirical analysis of the GIIPS debt crisis.

Abstract.

This paper examines the power that is conferred to Credit Rating Agencies. The announcements of CRAs have consequences on financial markets (self-fulfilling theory). We accuse them of being responsible for debt crisis. For this purpose, we develop an empirical study on the recent GIIPS sovereign debt crisis. We use monthly data between 1999 and 2015. We estimate the relations between credit rating changes of the three principal CRAs and sovereign yield spreads changes using Vector Auto-Regressive models with two lags and applying the Granger causality test. We found many double causality effects but more causal effects in the sense that a sovereign yield spread change provokes a credit rating change. However, CRAs have a power over the risk premium market but less than we expect. Rating outlooks can avoid panic movements on financial market by warning a credit rating change over the medium term. A debt crisis occurs when rating outlooks cause no effect. We found Standard and Poor's seems to be the best performing agency because their announcements cause the announcements of the other agencies. However, the rating delay strategy of Moody's will be more consistent with the purpose of financial market stabilization. We observe that the 2012 debt restructuration in Greece provokes a disappearance of causal effects. The loan conditionality (lend by international Financial institutions) allows avoid panic movements on financial markets.

Keywords: Credit Rating Agencies; Sovereign yields; Granger causality test; Credit ratings; GIIPS countries

Résumé :

Cet article examine le pouvoir que l'on confère aux agences de notation. Leurs notations peuvent avoir des conséquences sur les marchés financiers (prophétie auto-réalisatrice). On les accuse d'être responsables des crises budgétaires. Dans cette optique, nous développons une étude empirique sur la récente crise de la dette souveraine des GIIPS. Nous utilisons des données mensuelles entre 1999 et 2015. Nous estimons les relations entre les variations de notes de crédit des trois principales agences de notation et les écarts de taux souverains à l'aide de modèles vecteur-autorégressifs à deux retards et en appliquant le test de causalité à la Granger. Nous constatons de nombreux doubles effets causaux, mais davantage d'effets de causalité dans le sens où variation du rendement souverain provoque un changement de la note. Les agences de notation ont un pouvoir sur le marché des primes de risque mais moins que prévu. Les perspectives de notes peuvent éviter les mouvements de panique sur les marchés financiers en avertissant d'un changement de notation à moyen terme. Une crise budgétaire survient lorsque les perspectives de notation ne produisent aucun effet. Nous constatons que Standard and Poor's semble être l'agence la plus performante, car leurs annonces sont à l'origine des annonces des autres agences. Toutefois, la stratégie de retardement de la notation de Moody's serait plus conforme à l'objectif de la stabilisation des marchés financiers. Nous observons que la restructuration de la dette en Grèce en 2012 entraîne la disparition des effets causaux. La

conditionnalité des prêts permet de réduire les mouvements de panique sur les marchés financiers.
Mots-clés : Agence de notations, rendement souverain, test de causalité à la Granger, notation de crédit, pays GIIPS

1. Introduction

After the 2008 financial crisis, the role of Credit Rating Agencies (CRAs) has been criticized. The three principal CRAs in the market (Standard and Poor's, Moody's and Fitch Ratings) have mispriced the risk of several Collateralized Debt Obligations. We accuse CRAs of not having anticipated the financial crisis. For many Medias and experts, CRAs are partly responsible for the subprime mortgage crisis. We blame CRAs to give too high rates for many collateralized debt obligations. They noted with triple-A a lot of mortgage-related securities which finally worth nothing when market collapses. They gave the high quality to financial products who consider now like "toxic waste". CRAs failed in this crisis in their objectives to secure the financial market. In the best case, we accuse them of incompetence. In the Oscar-winning documentary "Inside Job" (2010), defense line of CRAs in the trial is to say "the rating, it's just our opinion, you should not rely on it". However, theses opinions or mistakes may have caused the financial crisis. In the worst case, we observe a conflict of interest between CRAs and their clients. The bond's issuer pays the agency in order to obtain a credit rating. If the rating is bad, the client can change the agency and pay another. Mathis, McAndrews and Rochet (2009) demonstrate reputation concerns are not sufficient to discipline rating agencies. However, the issue about the responsibility of CRAs on crisis already exists.

Concerning the European sovereign debt crisis since 2010, another type of criticism appears. We accuse CRAs to provoke the crisis using the downgrades of countries' credit rating. It's a different type of criticism. Now, we will not report conflict of interest between CRAs and their clients. In fact, the government is not entirely a client because it does not need to ask the CRA in order to obtain a rating. CRAs disclose sovereign credit ratings directly for all developed countries. Then, there is less conflict of interest. CRAs have to evaluate the sovereign debt of these countries because every investor in the financial market has an interest on it. There is a lot of contagion effect between the sovereign yield and private securities. Furthermore, many derivate products mix a sovereign debt with a private security to diversify and decrease the global risk. In fact, sovereign credit rate indicates the risk level of the investing environment of a country. However, reputation concerns are more likely enough to discipline CRAs in sovereign debt market. Moreover, we cannot accuse CRAs that have not predicted the crisis because they downgrade credit ratings before the crisis. However, we blame them now to provoke the debt crisis with too many downgrades. We accuse them of a self-fulfilling theory. CRAs create themselves the crisis. When a downgrade credit rating appears, financial markets anticipate a debt problem and provoke an increase of risk premiums. This increase induces a

raise of debt's interest that the government has to repay. The rise of budget deficit leads CRAs to announce another downgrade of credit rating. It's the vicious cycles of crises. When CRAs anticipate debt problem, they downgrade the credit rating and this downgrade lead to a debt crisis. CRAs are maybe at the origin of debt crisis. It's a kind of data manipulation and a danger on the purpose of market stability. Are Credit Rating Agencies the masters of the game? Are they responsible of debt crisis?

To answer these questions, we develop an empirical study on the recent GIIPS sovereign debt crisis. We use monthly data between 1999 and 2015. We estimate the relations between credit rating changes of the three principal CRAs and sovereign yield spreads changes using Vector Auto-Regressive models with two lags and applying the Granger causality test. During the debt crisis, we observe many credit rating downgrades and we observe a substantial increase of risk premiums. It seems to be obvious the two events are correlated. We want to determine what causes what or in other words who moves first.

If credit rating downgrades cause sovereign yield spread increases, we can consider CRAs are the masters of the game because their announcements provoke the debt crisis. On the contrary, if sovereign yield spread increases cause credit rating downgrades, we can exculpate the responsibility of CRAs. However, if the credit rating has no effect on risk premiums and comes just to validate what financial markets already know, we can ask about the utility of CRAs. Then are CRAs useless?

The related literature has studied many times the effects of CRAs announcements. Aizenman, Binic and Hutchison (2013) have studied the impact of a credit rating change on sovereign yield spreads in European Union during the Euro Crisis. They used a panel data econometric model. They found a credit rating downgrade diminishes sovereign yield spreads by 45 basis points on average. They conclude the intensity of the relation depends on the level of initial debt; the relation appears to be non-linear and the impact is strongest since the crisis. The contagion effects aggravate the situation in the Eurozone. They are not interesting on causality effects between these two variables and only estimate the relation in one sense. Afonso, Furceri and Gomes (2011) have studied the impact of credit rating change on sovereign CDS spreads. They estimate causality and contagion effects. They used daily data and found the existence of double causality effects. However, the relations seem to be strongest since the financial crisis. Daily stock indexes improve the significance of the model because it explains sovereign yield variability (the reverse is false). The paper focuses more on contagion effects and the impact of credit ratings. It could be interesting to adapt this method with the data of the Eurozone debt crisis. Our paper is inspired by these precedents works. Alsakka and Gwilym (2013) estimate the impact of rating agencies signals on daily stock indexes during the European debt crisis. This paper is interesting because he uses all CRAs announcement (rating outlooks and watch-lists) in order to estimate the impacts. Fatnassi, Ftiti and Hasnaoui (2014) estimate also the impact of credit rating change on the stock markets in Greece, Italy, Portugal and Spain during the European debt crisis but without estimated causality effects. Bannier and Hirsch (2010) have studied the economic function of their two tools (rating outlooks and rating reviews). They

found the watch-lists improve the delivery of information and have an impact on fiscal policy of these countries. In our paper, we use all CRAs' announcements.

Moreover, this paper has another goal what is to determine which the best agency is. For this purpose, we estimate causality effects between credit ratings in order to check what have most explanatory powerful. However, the best performing CRA is not necessarily the best agency. Indeed, we must ask a question before: What is a good agency? After, we estimate the causality effects of other CRAs tools (rating outlooks, rating reviews) in order to compare with the main analysis. We separate upgrades from downgrades to check if they are causal effects differences and we determine the effect of Greece's default on the causal effects we found.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 presents data and provides a descriptive analysis. Section 3 offers the empirical analysis and discusses the main results of the different models considered. Section 4 concludes.

2. Data and descriptive analyses:

2.1 Data:

This paper examines the recent GIIPS debt crisis and the effects of credit rating agencies. The debt crisis in the euro area matches perfectly with the purpose of our analysis. The study period runs from 1999, date of the creation of the monetary union, to November 2015. A monetary union makes possible the reviewing of fiscal policy issues because the area isolates the effects of monetary policy. This one is common to all countries; the differences in matters of economic policy come inevitably from fiscal policy. So, the common monetary policy has no effect on sovereign yield spreads. The euro area is ideal as a place of study of the causal link between sovereign yield spread and the ratings of CRA. We want to identify who moves first, during the debt crisis. On the one hand, if the CRA downgrade arrives firstly, we can consider the CRA are the master of the game; their decisions cause the debt crisis. It's a kind of "data manipulation". On the other hand, if the increase of risk premiums arrives first, the CRA downgrading comes just to validate what financial markets know already. So, a question arises: Are CRA useless?

In order to answer these questions, we carry out an empirical analysis to examine the effects of CRA announcements on sovereign yield spreads and reciprocally during the GIIPS debt crisis.

The financial crisis in 2008 and the ensuing fiscal policy crisis in 2012 had different effects within the euro area. The subprime mortgage crisis on the US housing market provoked a recession in all countries of the European Union. The origin of the European economic crisis is purely exogenous. The differences in the effects of this crisis on the growth rate are due to the reliability of the national financial system, by linkages with US economy and to stability of national housing markets. The main result being recessions and implementations of recovery plans to encourage a return to growth. We note significant differences between the countries within the euro area. The monetary union becomes then an incubation area of financials and

economics crisis where the effects appear to be accentuated by many spillover effects.

Among the different countries of the euro zone, we will distinguish the countries where the effects of recent crises were the strongest. There are Greece, Ireland, Italy, Portugal and Spain. This group of countries comes mainly from southern Europe and is known by GIIPS or PIGS acronyms (both acronyms are pejorative). It's the group of countries that are considered the most fragile among those in the euro area because of their lack of fiscal discipline, their high unemployment rate and their GDP volatility. The effects of the 2009 recession on these countries are similar to the average effects on the euro area. The difference comes from the 2012 fiscal crisis which focused mainly on the GIIPS. It is then interesting to study the causality link between CRA's announcements and sovereign yield spreads of countries that have undergone a fiscal crisis.

A fiscal crisis can be defined as a substantial disruption of the debt and budget deficit levels leading to a significant rise in bond risk premiums. The GIIPS situation, around 2012, matches perfectly with our definition of fiscal crisis.

Below, we can find a table comparing the main economic indicators in these countries during the period of crisis:

Table 2.1 Main economic indicators (GIIPS countries)

Countries/ Economic Indicators	Annual budget deficit (% of GDP)		Debt levels (% of GDP)		Growth rate		Unemployment rate (in October 2015)
	2009	2012	2007	2014	2009	2012	
Greece	-15.2%	*-12.4%*	103.1%	178.6%	-4.3%	-7.3%	24.6%
Italy	-5.3%	-3%	99.7%	132.3%	-5.5%	-2.8%	11.5%
Ireland	-13.8%	-8%	23.9%	107.5%	-5.6%	+0.2%	8.9%
Portugal	-9.8%	-5.7%	68.4%	130.2%	-3%	-4%	12.4%
Spain	-11%	-10.4%	35.5%	99.3%	-3.6%	-2.6%	21.6%
Average in the Eurozone	**-4.7%**	**-3.8%**	**66.6%**	**92.2%**	**-4.5%**	**-0.8%**	**10.7%**

Source : www.countryeconomy.com

In italic, the annual budget deficit for Greece in 2012 is actually the 2013 deficit. Data concerning 2012 deficit are distorted because of the Greece default that reduced artificially the budget deficit.

Economic indicators that are considered in the table are debt levels, budget deficit levels, growth rates and unemployment rates. The disruptions to the levels of these indicators characterize the GIIPS. We analyze the evolution of these indicators during the crisis and especially, we compare these levels with the average levels in the Eurozone. The goal is to prove that the crisis has affected more the GIIPS than the entire area. About the budget deficit, in 2009 (at that time the impact of the financial crisis is the strongest in Europe), we observe that all GIIPS countries have a higher budget deficit than the Eurozone average. This is especially true in Greece and Ireland. In 2009, the recession in Eurozone caused imbalances in public sector accounts, stronger imbalances in GIIPS. In 2012, where the effects of the budgetary crisis on the economy began, budget deficits in GIIPS are much higher than the Eurozone average deficits. This is especially true in Greece and Spain. The crisis focuses only on these countries (unlike the 2009 economic crisis who affects all the European Union).

About the debt levels, we compare the levels before and after the crisis. In 2007, after a rather quiet economic time, two GIIPS have a debt level much lower than the Eurozone average (Ireland and Spain) and two GIIPS have a debt level much higher (Greece and Italy). In 2014, after the crisis period, the totality of GIIPS has a debt level in percentage of GDP greater than the Eurozone average, especially in Greece, Italy and Portugal. The consequences of the crisis on the debt are more important on GIIPS than on the rest of the area. The case of Ireland is very representative because its debt level is multiplied by almost 5 between 2007 and 2014.

About the growth rate, we remark that in 2009 (at which time the recession was the strongest in Eurozone); the growth rates of GIIPS are roughly similar to the Eurozone average. On the other side, in 2012, during fiscal policy crisis, all GIIPS except Ireland had a grew rate much lower than the Eurozone average. We confirm that only the budgetary crisis focus on GIIPS countries and not the financial crisis. The financial crisis affects all Eurozone countries and the budgetary crisis affects only GIIPS countries. For Ireland, there is a lag because of the fact that fiscal policy problems have appeared since 2010 in this country. In 2012, we see already a return to growth.

To finish the analysis, about the unemployment rate, in October 2015, GIIPS rates are much higher than the Eurozone Average rate (except for Ireland).

So, we can characterize GIIPS countries by certain fragility on the labor market, budget disruption and volatility growth rate. The recent crises have highlighted these dysfunctions. GIIPS represent an excellent study case to explain the link between CRA announcements and risk premium variations.

The study will focus on GIIPS during the period 1999-2015. Although Greece came in 2001 to Eurozone, we will take the same period to all countries in a comparison way.

The variables considered for the study are the following:

- The difference between the “Long Term Government Bond Yield” of the GIIPS

countries and the German's yield. This variable approximates the risk premium of the GIIPS countries (each country at a time). We calculate the difference between the monthly average bond yield of the GIIPS country and the German's monthly average bond yield. Data from the study will be monthly. We suppose German's sovereign yields are without risk. So, to obtain the GIIPS's sovereign yield spread, we remove from the real yield, the safely part. We suppose German's sovereign yields are exactly the safely part.

- The "Local Currency Rating" announced by the three main credit rating agencies: Standard and Poor's, Fitch Ratings and Moody's. We take as monthly variable the rating at end of month. In order to obtain a quantitative variable, we transform the qualitative rating into a linear numeric scale from 0 to 20. 0 is the sovereign default (D or SD) while 20 is the highest rating (AAA).

With the rating, the agency estimates the probability of default from the country. The sovereign credit rating indicates the risk level of economic environment of a country. A credit rating has consequences on the private sector (level of investment) but in our study, we consider the rating just as a default's probability.

Moody's defines a sovereign default as "a missed or delayed of interest or principal payment, a debt exchange or restructured debt or a change in the payments terms of a credit agreement" (Moody's Investor Service Credit Policy 2012). The credit rating estimates the occurrence that one of these things happens.

Below, the correspondence table of credit ratings and their numeric scale:

Table 2.2 Credit ratings and their numeric scales

MOODY'S	STANDARD AND POOR'S/FITCH	NUMERIC SCALE
Aaa	AAA	20
Aa1	AA+	19
Aa2	AA	18
Aa3	AA-	17
A1	A+	16
A2	A	15
A3	A-	14
Baa1	BBB+	13
Baa2	BBB	12
Baa3	BBB-	11
Ba1	BB+	10
Ba2	BB	9
Ba3	BB-	8
B1	B+	7
B2	B	6
B3	B-	5
Caa1	CCC+	4
Caa2	CCC	3
Caa3	CCC-	2
Ca	CC	1
C	SD/D	0

Credit Rating Agencies announce other opinions in addition to the credit rating: the rating outlooks and the rating reviews. According to Moody's, a rating outlook is an opinion regarding the likely rating direction over the medium term. The definitions are similar for Standard and Poor's and Fitch Ratings. Rating outlooks fall into three principal categories: Positive (POS), Stable (STA) and Negative (NEG). A stable outlook indicates a low likelihood of a rating change over the medium term. A positive/negative outlook indicates a high likelihood of a rating change (Upgrade/downgrade) over the medium term. A change outlook provokes a change rating within about a year. A rating outlook indicates the evolution of a credit rating (Moody's Investor Service 2014). It will be interesting to compare the effects of credit rating with the effects of rating outlooks on sovereign yield spreads.

According to Moody's, a rating review indicates that a rating is under consideration for change in a near term. A rating can be placed into two principal categories: on review for upgrade (UPG) or on review for downgrade (DNG). Ratings on review are said to be on "Watch-lists". Ratings are placed on "Watch-lists" when the agency wants to change a rating but it needs further information to validate its opinion. A rating on "Watch-lists" provokes a change rating within 45 to 180 days. Ratings on "Watch-lists" indicate a high likelihood of a rating change over the near term (Moody's Investor Service 2014). It will be interesting to evaluate if the "Watch-lists" give some information to financial markets (if they modify the relation between rating change and sovereign yield spread change).

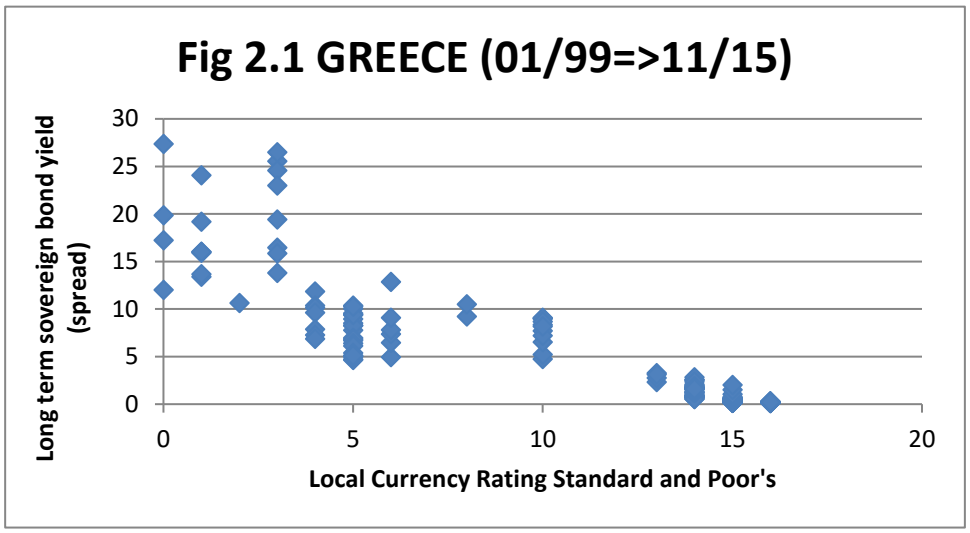
We will use all the variables defined here in the empirical analysis. The monthly average long-term interest rate (10 years maturity, denominated in euro) comes from the ECB Statistical Data Warehouse. The spread between GIIPS's rate and German's rate was calculated manually (Excel). Credit rating for Standard and Poor's comes from the Sovereign Rating Assessment Histories on Global Credit Portal. We obtain the Sovereign History Rating History for Moody's until June 2013 and Fitch Ratings until August 2012. The remaining data was found on the website: www.countryeconomy.com (Credit Ratings, Rating Outlooks and Rating Reviews).

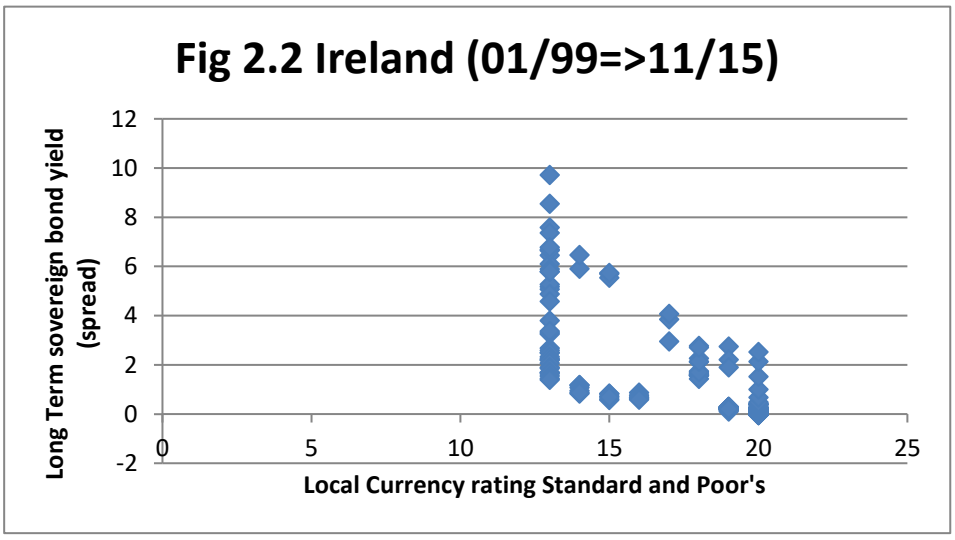
2.2 Descriptive Analysis

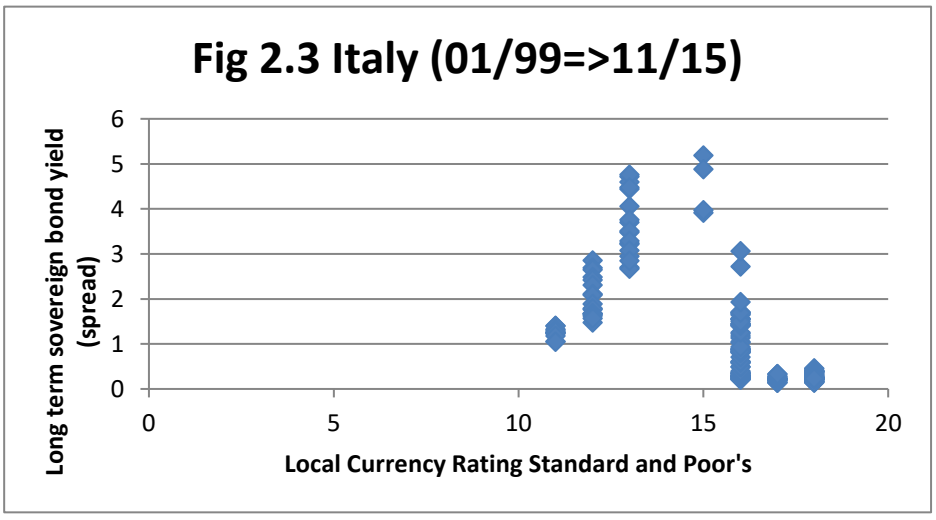
A graphical analysis allows us to detect a negative correlation between Standard and Poor's credit rating and national risk premium. We observe similar graphs for Moody's and Fitch Ratings.

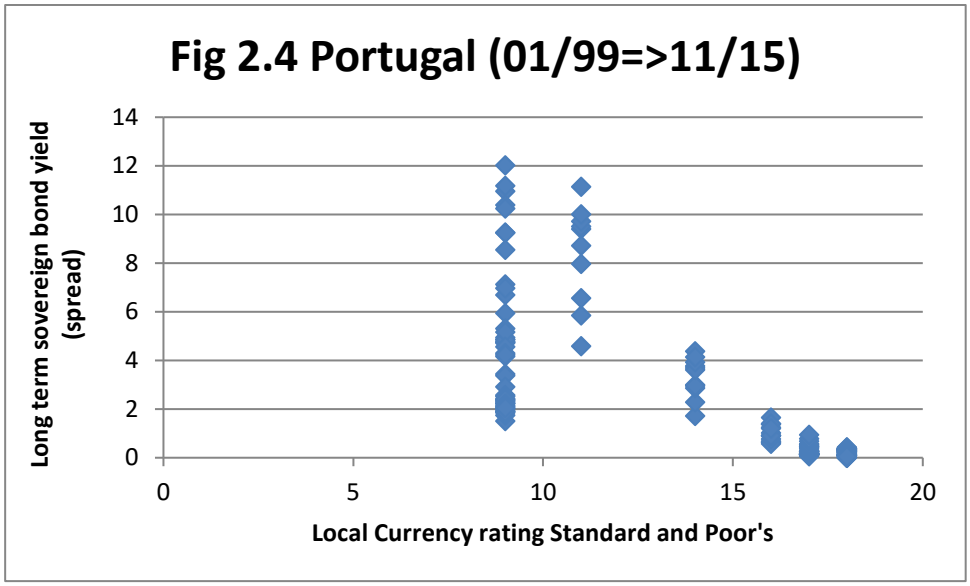
Below, five scatterplots for all GIIPS countries linking credit ratings with sovereign yield spreads.

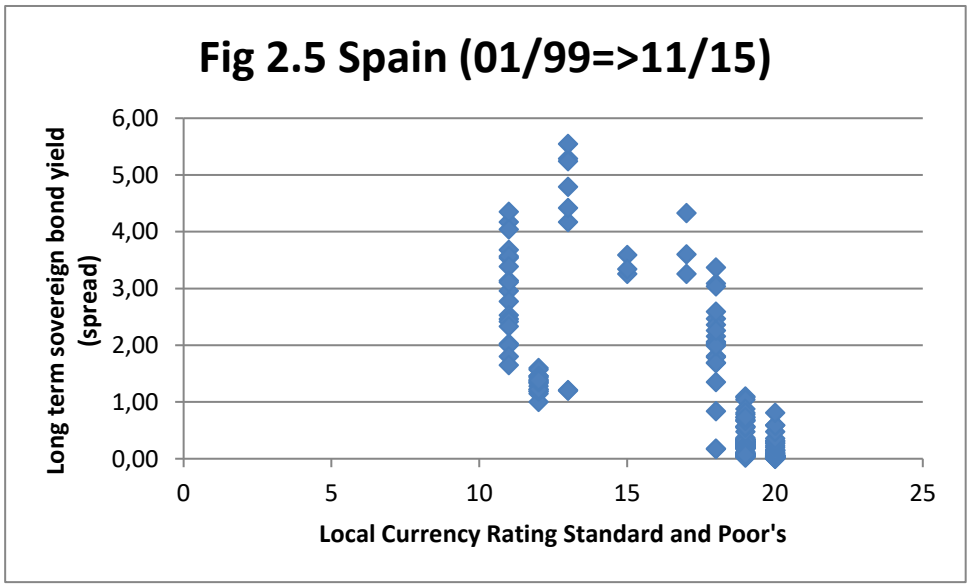
Figure 2.1-2.5: Relation between credit ratings and sovereign yield spreads (GIIPS countries)











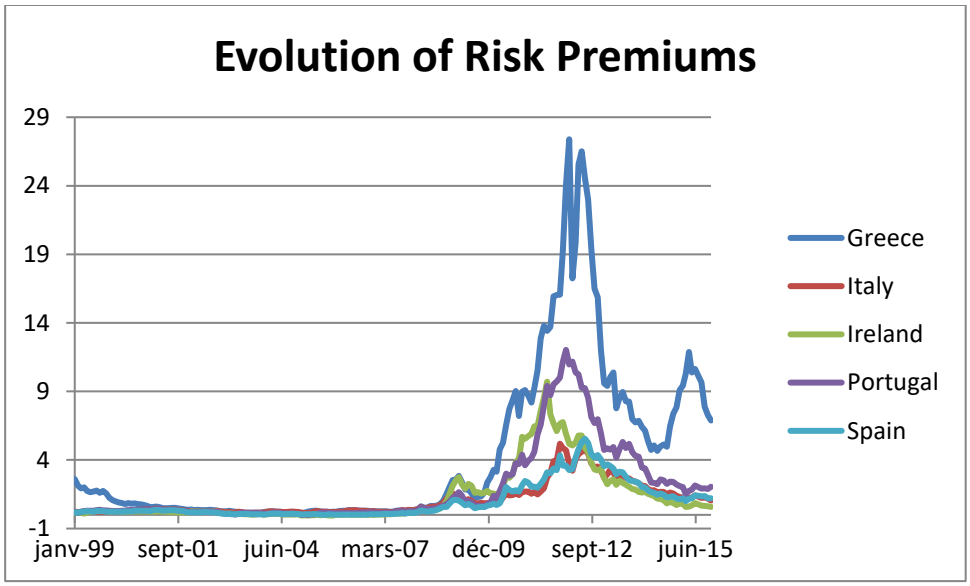
In these graphs, we observe a negative relation between sovereign yield spreads and credit ratings. The more ratings are high, the less risk premiums appear important. The negative correlation is very clear for Greece, but the results are mixed for the other countries, especially for low ratings. It's true that a high rating is synonymous with a low risk premium. However, a bad rating does not allow us to consider a high risk premium. There is some risk premium's volatility for low ratings, especially in Portugal and Spain. For Italy, it even seems, in case of a low initial rate, an upgrade leads to an increase of risk premium. We discern signals of non-linearity relations. The linear numeric scale transformation that we use in our study for the credit rating variable cannot capture this effect. It could be a bias for our econometric model.

However, we can conclude on the negative link existing between credit ratings and sovereign yield spreads for the GIIPS between 1999 and 2015. It could be interesting to study causality links to verify who moves first (cf. infra).

Before we describe the econometric method, we will analyze the evolution of these two variables. For this purpose, we use graphics to describe temporal analysis.

Below, the evolutions of GIIPS risk premiums between January 1999 and November 2015.

Figure 2.6 Evolution of risk premiums



In ordinate axis, we have sovereign yield spread in percentage for the GIIPS countries. The graph compiles monthly average GIIPS risk premiums. We observe a similar trend for the five countries and the variability is divided into three distinct parts. Between 1999 and 2007, there is a small decrease of sovereign yield spreads that tends asymptotically to 0. We are running to a gradual disappearance of risk premiums and we are getting closer to the equalization of GIIPS sovereign yields with the German yield. In 2007, Germany and GIIPS countries borrowed at similar rates. From 2008, we observe a general increase of GIIPS sovereign yield spreads. We observe a similar increase for Eurozone countries but the GIIPS rise is more important. Within the Eurozone, we detect a dispersion of risk premiums because some countries yield spreads increased slightly (France, Netherlands…) while other countries yield spreads increased dramatically (exponential). GIIPS countries are part of the second group. Among them, the most notable increase involves Greece's sovereign yield spread while Italy's risk premium rises least. From 2012, we observe a reversal of the situation. Risk premiums have decreased notably since 2012 to arrive in 2015 at similar rates to those in 2007 (except for Greece). The case of Greece will be studied later because we observe a second sovereign debt default in July 2015 (after the first default in February 2012). So, the fiscal policy crisis continues in Greece until 2015. This explains the new increase of Greece risk premium on the graph in 2015.

The evolution of credit ratings from the big three CRA coincides suitably with the evolution of risk premiums. Credit ratings are almost all maximal for all countries in 2007 (Triple A). Between 1999 and 2007, we observe a general small increase of credit ratings. The increase is small because initial ratings are already high in 1999. In 2007, GIIPS sovereign debts have almost all high quality. Then, from 2008, we observe a general decrease of credit ratings until

2012. From 2012, credit ratings begin to increase gradually without returning to highest credit ratings. We look at credit ratings from the three principal credit rating agencies: Standard and Poor's, Fitch Ratings and Moody's. These three agencies are supposed to be the most reputed in financial markets and GIIPS sovereign debts a benchmark asset. So, GIIPS is not a true CRA customer because the country does not require the CRA to evaluate its default likelihood. Credit rating agencies evaluate the debt sustainability for GIIPS automatically. There are contagion effects between GIIPS sovereign yield spreads and many private debt yield or assets prices. All investors need to know the status and prediction of sovereign risk.

As we have three credit ratings per sovereign debt, it could be interesting to make a comparative analysis. We wonder if there can be some differences between the evaluation of CRA or if they tell us the same credit ratings. Below, we have five graphs which describe the evolution of credit ratings for the three CRA and for the five members of GIIPS.

Figures 2.7-2.11 Evolution of credit ratings for the three CRAs (GIIPS countries)

Fig 2.7 Greece:

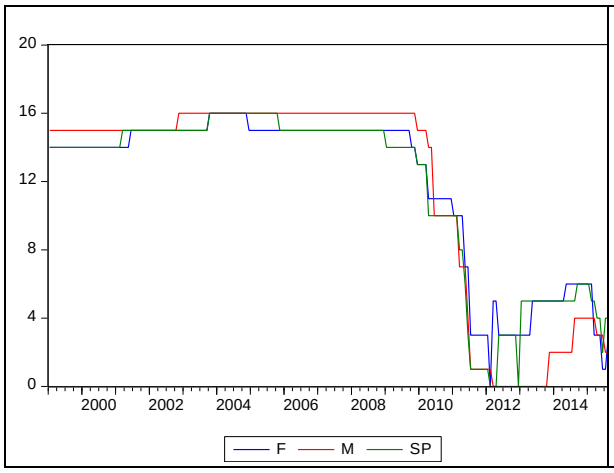


Fig 2.8 Ireland:

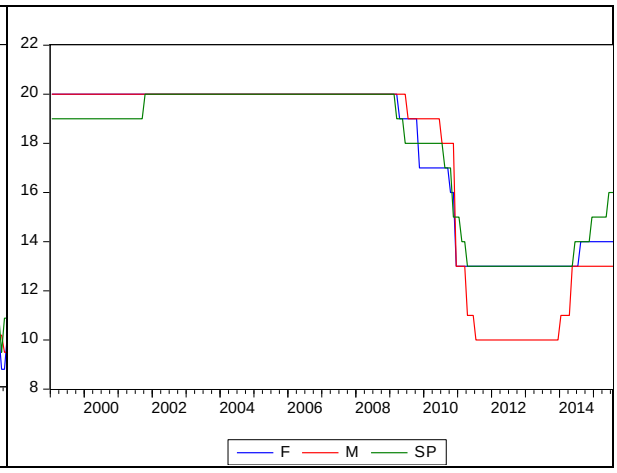


Fig 2.9 Italy:

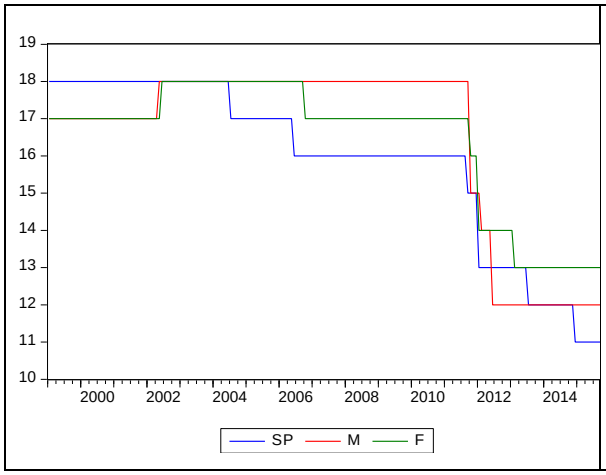


Fig 2.10 Portugal:

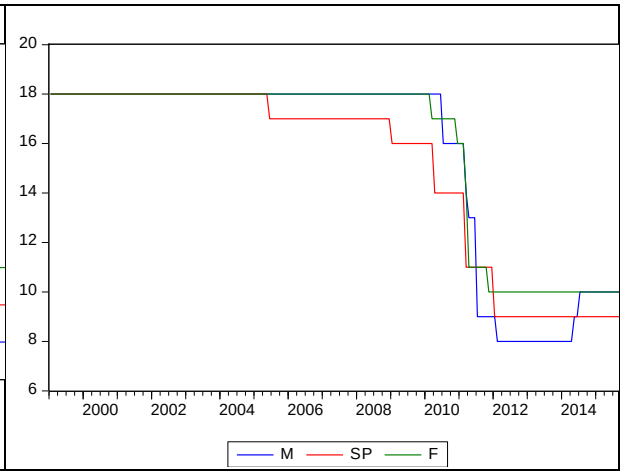
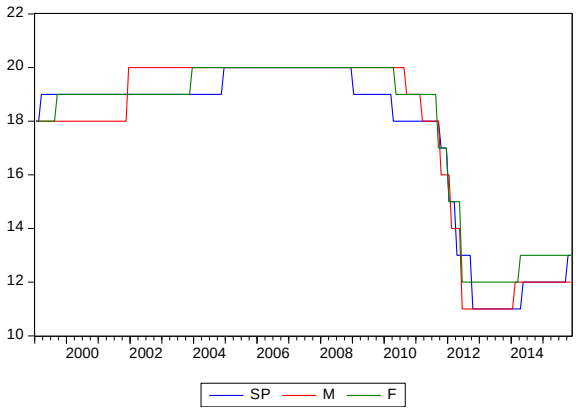


Fig 2.11 Spain:



The general trend for the three CRA is similar for all GIIPS countries. Credit ratings are stable between 1999 and 2007 (some ratings increase slightly). Then, credit ratings decrease sharply until 2012. From 2012, we observe a gradual raise of credit ratings, but they do not return to their 2007 peak levels. This trend is valid at a same time for all GIIPS countries and also for the three CRA. However, there are significant differences in credit ratings across agencies. Despite some homogeneity of credit ratings between agencies, we remark a part of variability. The principal comment we can make when we analyze the different graphs is that Moody's seems to have a delay comparing to the other agencies. This comment is mutual for all GIIPS countries. Thus, Moody's downgrades the credit rating later if we compare with downgradings from Standard and Poor's or Fitch Ratings (the same is true for upgradings). Regarding Greece's default in early 2012, Moody's announces it at the same date but Moody's thinks that the default lasts longer. Indeed, according to Moody's, the Greece's default lasted 20 months while according to Standard and Poor's, the Greece's default lasted only 3 months (1 month according to Fitch Ratings). Credit ratings from Standard and Poor's and Fitch Ratings seem to be more homogeneous between them. Then, Moody's announce ratings later, but the new rating will be more stable. Can this lack of variability from Moody's be likened to an underperformance? If we consider just the delay, we can attempt to answer "yes" but stability gives investors more confidence than actual ratings. So, the three agencies seem to be complementary and the difference in ratings depends on the objectives of each agency.

The graphical analysis of ratings is consistent with general objectives of different agencies. In fact, Standard and Poor's and Fitch ratings favor in their reports, some accuracy rating. So, credit ratings will be more volatile and will depend more on the economic environment in the short term (Standard and Poor's 2011). Moody's favors contrariwise the stability of credit ratings, which, according to it, is synonymous of quality because it's a medium term expertise. Before the announcement of a rating change, Moody's will study more extensively the macroeconomic stability of the country in their different reports while other agencies will favor the speed of the reaction (Moody's Investor Service 2014). CRA's announcements are complementary and each

investor is more inclined to follow the opinion of one agency according to their objectives. The descriptive analysis is consistent with the way that agencies establish their credit ratings. It remains a question: What is a good agency? We think that each investor has an answer to that question because it depends on their goals. There could be a tradeoff for the agency between speed reaction and rating relevance. The econometric analysis will allow to affirm this theory when we will study the causality link between credit ratings and sovereign yield spreads. The causality links should be less strong for Moody's if the rating announcement is delayed. Moody's will provoke fewer panic movements in financial markets if it's rating change less. Firstly, we test causality links between credit ratings of the three agencies to confirm rigorously the results of our descriptive analysis.

3. Empirical analysis:

After describing the data and establish a descriptive analysis, we now present the different models of the econometric analysis. First, we make causality tests between credit ratings for different agencies (A). After we make causality tests between sovereign yield spreads and credit ratings (B), we will separate upgrading and downgrading to identify if a downgrade gives financial markets different information (C). We focus then on the causality links between risk premium and rating outlooks (D) and on the information provided by the "Watch-lists" (E). Finally, we concentrate on Greece's debt default and its consequence on the causality link between credit ratings and sovereign yield spreads (F).

3.1 What is a good agency? A causality test on credit ratings between the three agencies:

To confirm rigorously the results of our descriptive analysis, that is to say Moody's changes the credit rating later than the other agencies, we perform a Granger causality test. For this, we build a Vector Auto-Regressive model with two lags (VAR (2)). The number of lags is not optimal for all VAR models, but we harmonize with two lags to compare causality links between the different agencies. We combine two by two the credit ratings to emerge three VAR models for each GIIPS country. The variable we use is credit ratings in first difference in order to make stationary variables (essential to the use of VAR models).

Then, with the VAR (2), we test the null hypothesis of no Granger causality. If the p-value is greater than the critical value of 5%, we accept the null hypothesis (no Granger causality). If the p-value is lower than the critical value of 5%, we reject the null hypothesis, so the absence of Granger causality is rejected. All test results are present in appendix 1. Below, we edit the Granger causality

test results in the form of shapes in the interest of clarity of all GIIPS countries. An arrow indicates the presence of a causality link. A double arrow indicates the presence of a double causality link and the absence of arrow indicates the absence of causality link.

Figures 2.12-2.16 Causality links between notations of credit rating agencies (GIIPS countries)

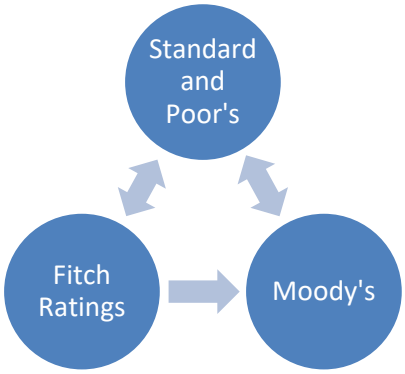


Figure 2.12 Causality links between CRAs: Greece

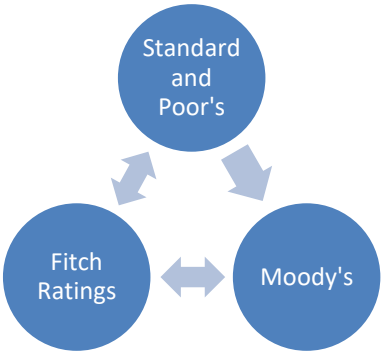


Figure 2.13 Causality links between CRAs: Ireland

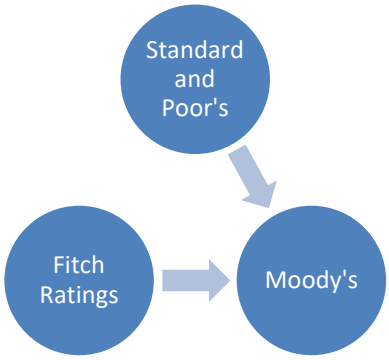


Figure 2.14 Causality links between CRAs: Italy

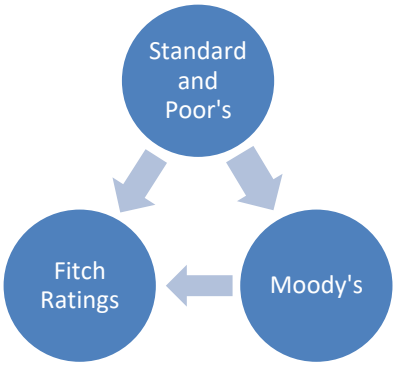


Figure 2.15 Causality links between CRAs: Portugal

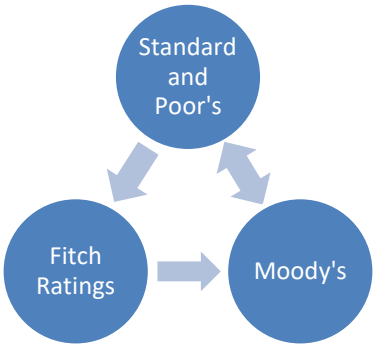


Figure 2.16 Causality links between CRAs: Spain

We comment in general the five shapes. With a lag of two periods, the rating agency who has most causal power is Standard and Poor's. On 10 possible links, it causes 9. A change in credit rating of Standard and Poor's in a GIIPS country provokes a credit rating change for the two other agencies (9 times out of 10). The only exception is the no causality link between Standard and Poor's and Fitch Ratings for Italy's bonds. The agency that suffers most causal effects is Moody's. On 10 possible links, she is caused 9. A credit rating change of Standard and Poor's or Fitch Ratings induces a credit rating change of Moody's in GIIPS countries (9 times out of 10). The only exception is for Portugal's bonds while the causality link between Moody's and Fitch Ratings is in one-way: A credit rating change of Moody's induce a credit rating change of Fitch Ratings, but the reverse is false.

Moody's has a time delay on the other agencies. Inversely, Standard and Poor's is ahead of the game. The econometric analysis allows us similar conclusion than the descriptive analysis. We observe much interdependence between the credit rating changes of the three CRA. There is absence of causality link just one time out of fifteen (no relation between rating change of SP and F for Portugal's bonds). For the rest, causality links are very strong (p-values are very low) even if the number of lags is weak (two months). In our analysis, we observe that Standard and Poor's seems to be the most performing agency and Moody's the less performing. However, what appears to be an underperformance from Moody's may actually be a better risk assessment. Moody's changes the ratings less but its ratings are steadier. A lambda investor could get more confidence on bonds if he is not afraid of a credit change. Moody's will perhaps encourage financial markets stability with this approach (fewer panic movements). Nevertheless, to have this conclusion, we should study the effects of credit ratings change on sovereign yield spreads. There are a lot of definitions of which is a good agency and the rapidity of the reaction is just one of them.

For an empirical analysis, it could be interesting to study the causality link between risk premiums and credits ratings from the agency with the most causal power (Standard and Poor's). However, we want to compare causality links at a same time between GIIPS countries and Credit Rating Agencies.

3.2 Are CRAs the masters of the game? Causality links between credit ratings and sovereign yield spreads.

In order to estimate the causality link between the credit rating and the risk premium, we use a Vector Auto-Regressive model (VAR). This econometric model is used to explain a dependent variable on time series by its past and present of explanatory variables. Time series analysis matches perfectly with studies of financial markets where the evolution depends on the past. Here, we want to estimate a VAR where the dependent variable is the sovereign yield spread and only

one explanatory variable which is the credit rating. With the VAR, we capture the linear interdependencies between our two variables. In order to estimate the causal effect between our two variables, we use the Granger causality test. The first step during a VAR is to know if the variables are stationary. We begin with a stationarity test.

We focus on the risk premium variable. We study the correlogram of the variable and it appears very clearly that the variable is not stationary. For all GIIPS countries, we observe simple autocorrelation functions (AC) which decrease slowly. Furthermore, the first term of partial autocorrelation function (PAC) is significantly different from 0. We reject the null hypothesis of stationarity. The proofs of non-stationarity are clear enough without performing a unit root test.

To make a stationary variable, we consider time series in first difference: D(prime). The correlogram study does not allow us to conclude the stationarity with certainly. Indeed, depending on the country, the p-value of the Ljung-Box statistic is not higher than 0.05(null hypothesis is accepted, the variable is stationary) for all lags. In appendix 2, the Greece's correlogram for the variable D(prime). In order to reach a better conclusion, we realize an augmented Dickey-Fuller test that detects the presence of non-stationarity. This test is a unit root test which estimates the null hypothesis of presence unit root (or non-stationarity). We use the augmented test because we test a VAR(2) model. For all GIIPS countries, we clearly reject the null hypothesis (with a critical value of 1%). We reject the null hypothesis of presence of unit root to deduct the variables considered (risk premiums in first difference) are stationary. We can use a Vector Auto-Regressive model to estimate causal effects. In appendix 3, we present the results of the augmented Dickey-Fuller test for Greece's risk premium in first difference.

The same tests were performed on credit ratings variables in first difference and we infer the same conclusion: all variables considered are stationary. Causality test will be carried out between these two variables: credit ratings changes and risk premium changes.

In order to compare the VAR models of all GIIPS countries and all agencies, we coordinate to a same number of lags: 2. So, we estimate fifteen VAR(2) models: relation between Standard and Poor's, Moody's and Fitch Ratings credit ratings changes and risk premium changes for the 5 GIIPS countries. The number of lags is not optimal for the majority of models considered (Akaike, Schwarz and Hannan-Quinn information criterions) but the advantages of a number of lags low and uniform outweigh the disadvantages (lack of significance of models). We use only a two months lag but which is enough to identify causal effects between the two variables.

We estimate VAR(2) models for the variables "D(SP)" and "D(prime)", for "D(M)" and "D(prime)" and for "D(F)" and "D(prime)" in Greece, Ireland, Italy, Portugal and Spain. The principal result is credit ratings changes depend negatively on sovereign yield spreads changes with one or two lags (according to the models). The share of significant variables is rather low (t-statistic between -1.96 and +1.6) but we explain it by the weak and no optimal number of lags. However, we perform causality tests from these models. In appendix 4, we place a VAR model example: it

describes the relation between Standard and Poor's credit ratings changes and risk premiums changes for Greece. We observe that the R square is very low (less than 15%) and only four variables of eight are significant. We observe similar results for all VAR models.

To realize the test, we use the Granger causality concept. According to Granger, if two variables have a causal effect, they will be inevitably correlated but the reverse is false. Then, a variable X will cause a variable Y if past values of X are significant variables of the actual value of Y. In Granger causality test, we test the null hypothesis of no causality. We reject the null hypothesis when the p-value will be less than the critical value of 5%. We repeat the same tests for all 15 VARs. In appendix 5, we place all Granger causality tests outputs.

In our study, we test the two links: Does a credit rating change provoke a sovereign yield spread change? If it is true, we will consider that CRA have more power because they can cause financial and budgetary crisis with a rating change (self-fulfilling prophecy). In this case, they are the masters of the game.

Does a sovereign yield spread change provoke a credit rating change? If it is true, CRA only confirm with a rating change what the financial market already knows. In this case, what are they for?

We present here the results in shapes to make it clearer. We appear all causality effects found, country after country, between risk premium changes and credit rating changes. Below, five shapes representing causality effects for GIIPS countries.

Figures 2.17-2.21 Causality links between risk premium changes and credit rating changes (GIIPS countries)

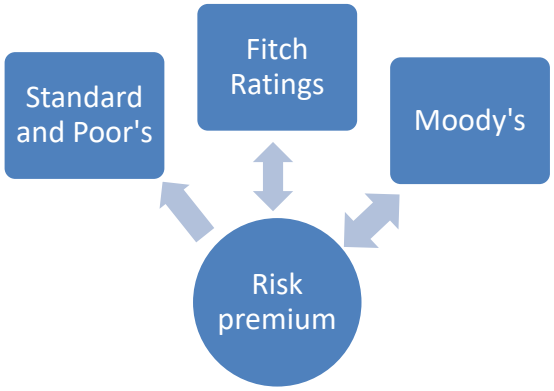


Figure 2.17 Causality links: Greece

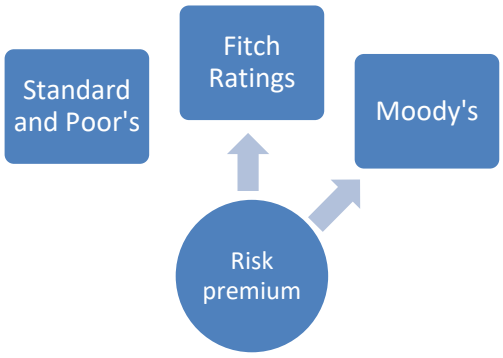


Figure 2.18 Causality links: Ireland

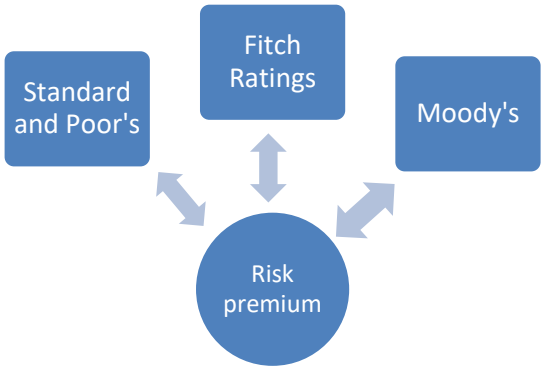


Figure 2.19 Causality links: Italy

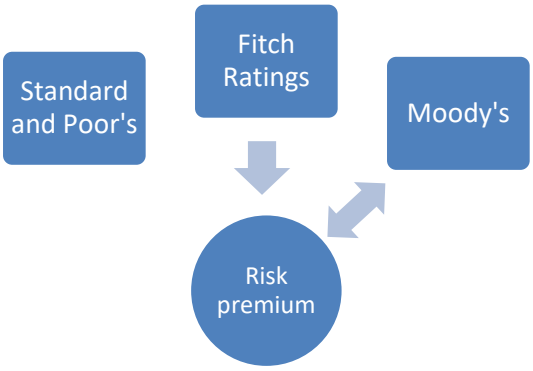


Figure 2.20 Causality links: Portugal

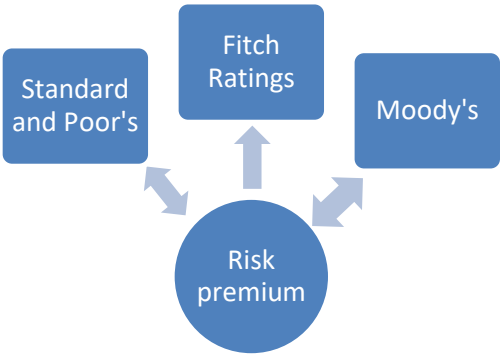


Figure 2.21 Causality links: Spain

We will comment in a general way the five shapes. From 15 possible causality effects, we observe the presence of 12 in the way: A sovereign yield spread change provokes a credit rating change. Then, 12 times out of 15, a variation of a risk premium causes a modification of a credit rating with a lag of 2 periods (months).

From 15 possible causality effects, we observe the presence of 9 in the way: A credit rating change provokes a sovereign yield spread change. Then, 9 times out of 15, a modification of a credit rating causes a variation of a risk premium with a lag of 2 periods (months). Despite a weak number of lags, many causal effects appear. Only 2 times out of 15 we observe the total absence of causality link (no relation between risk premium changes and Standard and Poor's credit rating changes in Ireland and Portugal). On the contrary, 7 times out of 15, we remark the presence of a double causality effect. In the particular case of Italy's bonds, we observe the presence of three double causality effects between risk premiums changes and credit ratings changes of the three CRAs. As usual, the results of an empirical analysis are mixed. However, we can deduct some results.

We can conclude causality effects of the risk premium to the credit rating are more frequent than the reverse. Then, the risk premium is more an explanatory variable of the credit rating and less a dependent variable of the credit rating. With this conclusion, we must counterbalance the power that is conferred to Credit Rating Agencies. The consequences of a credit rating change are of lesser magnitude than we imagine. Credit Rating Agencies are definitely not the masters of the game. Credit ratings changes cause risk premiums changed in GIIPS countries but not enough to be considered responsible of crisis. CRAs are based on investors' expectations to build a rating. The investors, with their sell/buy decisions, are responsible of risk premium changes. Credit rating changes are only the consequence of this. We must minimize the impact of credit ratings changes. We cannot accuse CRAs to be the principal culpable of debt crisis.

However, these conclusions seem to be a little extreme because some credit rating changes cause risk premium changes in our VAR(2) models. Firstly, we make causality tests from non-optimal models. It could be a model bias. On the other hand, the linear transformation we use for the quantitative variable "credit rating" seems to suboptimal to catch the existing correlation between our two variables. Another nonlinear transformation could help to identify the real effect of credit ratings.

Thus, we can conclude CRA's are not the master of the game. However, we cannot say CRA are useless because credit rating changes produce come effects on financial markets. Furthermore, as we have seen, credit ratings are not the only announcement of CRAs. Ratings outlook and the "Watch-lists" cause perhaps many sovereign yield spreads change (cf. infra).

Before we create dummies variable in order to separate downgrades from upgrades, we want to identify if the causal effects are different between them.

3.3 Dummies variables: Does rating downgrades give more information than rating upgrades?

We now study the causal effects between successively downgrades then upgrades and risk premiums changes for GIIPS countries. In the main analysis, the variable used is credit rating changes. Now, we distinguish between upgrading and downgrading a rating. We want to verify if downgrades have different effects on risk premiums changes than upgrades. In the previous part, we conclude CRAs are not the masters of the game as their credit ratings changes depend on risk premium changes. However, there could have some differences between upgrades and downgrades. The origin of debt crisis arises from rating downgrades. Therefore, if downgrades cause risk premium changes, CRA can create a fiscal policy crisis. CRA can provoke a panic movement in financial markets. On the other hand, if upgrades do not cause risk premium changes, CRA produce no effect. An upgrade can give any information as the government has any incentive to hide this positive information (good news theory). It could communicate a lot in order to manipulate its risk

premium. However, if the government has bad news, it could have an incentive to hide the information in order to avoid a risk premium increase. Then, when CRA downgrades a credit rating, it provokes a panic movement in financial markets as the government could hide this information. When CRA upgrades a credit rating, it provokes nothing in financial markets because the government has already communicated about these good results. It could be interesting to verify if this theory is confirmed by our data.

We develop Granger causality tests from VAR with 2 lags between sovereign yields spread in first difference (stationary variable) on GIIPS and the dummies variables: "Up" and "Down".

The dummy variable "Up" takes the value 1 if during the month, CRA have upgraded the credit rating, 0 otherwise.

The dummy variable "Down" takes the value 1 if during the month, CRA have downgraded the credit rating, 0 otherwise.

The number of lags is the same as the main empirical analysis (2). Does ratings downgrades give more information than ratings upgrades? We try to respond to this question by performing 15 VAR(2) models for upgrades (3 CRAs and 5 countries) and 15 VAR(2) models for downgrades. We perform Granger causality tests for all VAR models. In appendix 6, we present all causality tests for the Greece's case.

We present here the results in shapes to make it clearer. We show all causality effects found, country after country, between risk premium changes and upgrades or downgrades. Below, five shapes representing causality effects for GIIPS countries.

Figures 2.22-2.26 Causality links between risk premium changes and upgrades/downgrades of credit ratings (GIIPS countries)

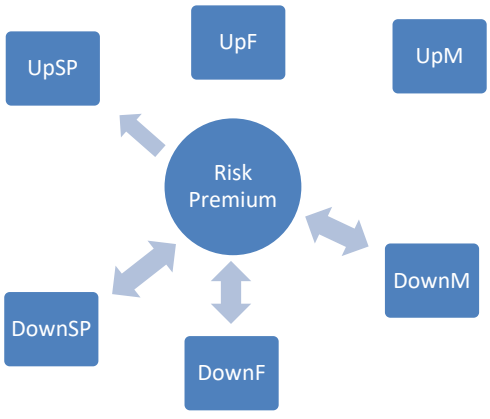


Figure 2.22 Causality tests: Greece

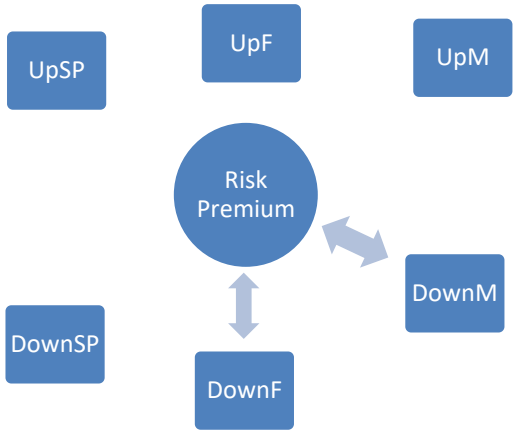


Figure 2.23 Causality tests: Ireland

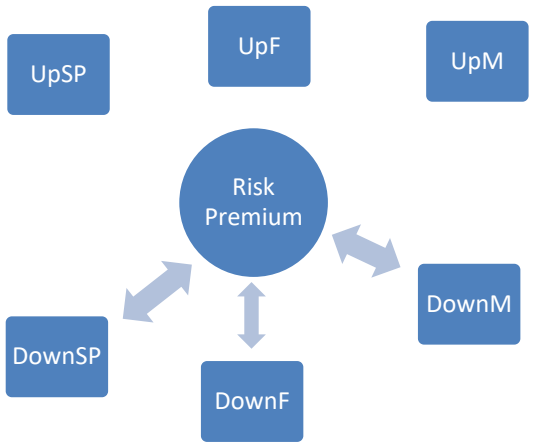


Figure 2.24 Causality tests: Italy

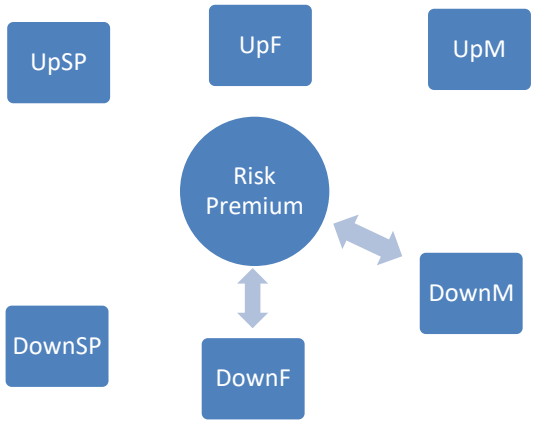


Figure 2.25 Causality tests: Portugal

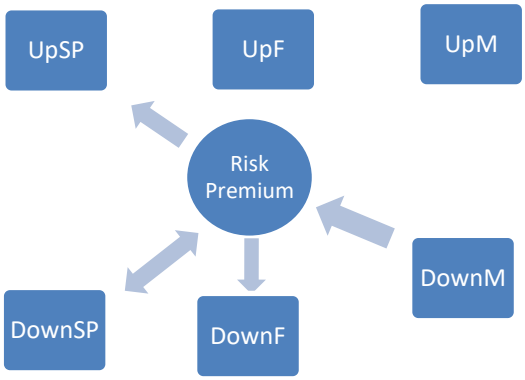


Figure 2.26 Causality tests: Spain

We will comment in a general way the five shapes. From 15 possible upgrades effects, we observe the presence of 0 in the way: A credit rating upgrade provokes a risk premium change. Thus, 0 times out of 15, a credit rating upgrade causes a modification of a risk premium with a lag of 2 periods (months).

From 15 possible downgrades effects, we observe the presence of 12 in the way: A credit rating downgrade provokes a sovereign yield spread change. Then, 12 times out of 15, a credit rating downgrade causes a modification of a risk premium with a lag of 2 periods (months).

Therefore, a rating downgrade gives information to financial markets. The investors react to a credit rating downgrade. Downgrades cause sovereign yield spread increases. On the contrary, upgrade a rating does not give any information to financial markets. Upgrades do not cause sovereign yield spread decreases.

From 15 possible upgrades causality effects, we observe the presence of 2 in the way: A sovereign yield spread change provokes a credit rating upgrade. Then, 2 times out of 15, a variation of a risk premium causes a credit rating upgrade with a lag of 2 periods (months).

From 15 possible downgrades causality effects, we observe the presence of 12 in the way: A sovereign yield spread change provokes a credit rating downgrade. Then, 12 times out of 15, a variation of a risk premium causes a credit rating downgrade with a lag of 2 periods (months).

Therefore, risk premium changes cause credit rating downgrades. CRAs react to financial markets' anticipations. There are many double causality effects between downgrades and risk premiums changes (11 times out a 15 and 0 out of 15 for upgrades). Anyway, we cannot consider CRAs as the masters of the game despite the large effects of their downgrades because downgrades are caused by risk premium changes too. The empirical results are mixed. We can minimize the power that is conferred to CRAs but under no circumstances, we can say that CRAs are useless.

Concerning credit rating upgrades, there is very little correlation with risk premium changes. These results can be explained by the fact the government communicate all their good news. Another possibility is that there are not a lot of upgrades for GIIPS countries in the period 1999-2015. The lack of data can explain the absence of relation between upgrades and risk premiums changes. However, it was necessary to separate downgrades and upgrades because the causal effects are very different between them.

Credit rating changes cause less effect than we assumed. This is can be explained by the existence of others CRAs announcements which precede the credit rating change. The financial markets anticipate the credit rating change before it is published. We now take a look into the causal effects of rating outlooks.

3.4 Rating outlooks: Do they reduce the effects of credit rating changes?

A rating outlook is an opinion regarding the likely rating direction over the medium term. Rating outlooks fall into three principal categories: Positive, stable and negative. CRAs announce a rating outlook to inform the market about a possible credit rating change in the coming months. Intuitively, the causal power of rating outlooks on risk premium changes will be stronger than credit rating change as a rating outlook change comes first. It reduces the element of surprise. However, it is not given that financial markets believe in CRA announcements. We want to identify these possible causal effects.

If rating outlooks provoke sovereign yield spread changes, this confirms the power of CRA. They appear to be the masters of the game even if the causal effects of their credit ratings are low. The causal effects of their rating outlooks explain these weaknesses. CRAs could manipulate data with all their announcements and they can produce a crisis themselves.

On the contrary, if rating outlooks do not provoke sovereign yield spread changes, this shows that financial markets do not value to rating outlooks. In that case, CRAs cannot be responsible for the debt crisis.

We realize Granger causality tests from VAR with 2 lags between sovereign yields spread in first difference (stationary variable) on GIIPS and the dummy variable "outlook".

The dummy variable "outlook" takes the value 1 if the rating outlook of the CRA is positive, 0 the rating outlook of the CRA is stable and -1 if the rating outlook of the CRA is negative. We consider the rating outlook at the end of the month.

The number of lags is the same as the main empirical analysis (2). We compare the causal effects between the three different CRAs. Does rating outlook give some information to the financial market? Whilst trying to respond at this question, we perform 15 VAR(2) models to estimate links between the dummy variable "outlook" and risk premium changes. We realize Granger causality tests for all VAR models. In appendix 7, we present all causality tests for the Greece's case.

We present here the results in shapes to make it clearer. We show all causality effects found, country after country, between risk premium changes and rating outlooks. Below, five shapes representing causality effects for GIIPS countries.

Figures 2.27-2.31 Causality links between risk premium changes and rating outlooks (GIIPS countries)

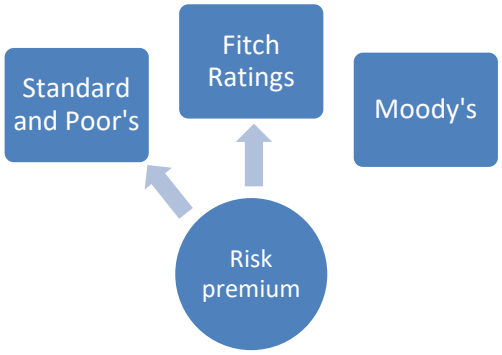


Figure 2.27 Outlook causality tests: Greece

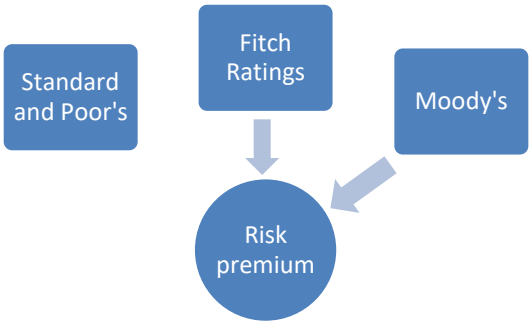


Figure 2.28 Outlook causality tests: Ireland

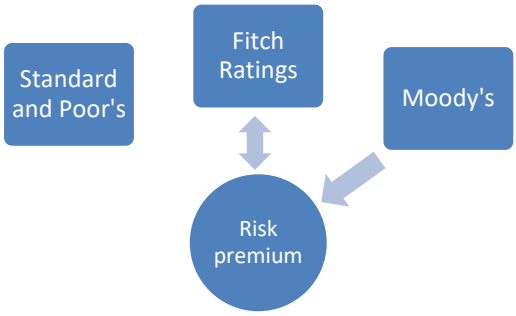


Figure 2.29 Outlook causality tests: Italy

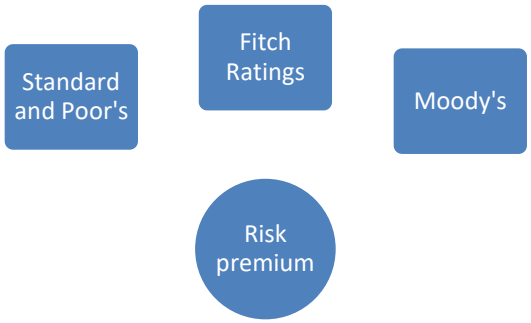


Figure 2.30 Outlook causality tests: Portugal

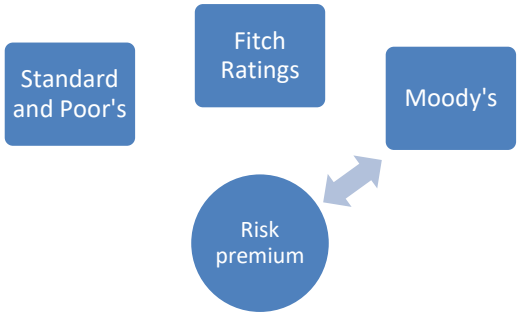


Figure 2.31 Outlook causality tests: Spain

We will comment in a general way the five shapes. From 15 possible rating outlooks effects, we observe the presence of 5 in the way: A variation of the rating outlook provokes a risk premium change. Then, 5 times out of 15, a rating outlook causes a modification of a risk premium with a lag of 2 periods (months).

From 15 possible risk premium effects, we observe the presence of 4 in the way: A sovereign yield spread change provokes a variation of the rating outlook. Then, 4 times out of 15, a modification of a risk premium causes a variation of a rating outlook with a lag of 2 periods (months).

We have mixed results. There are causal effects in both ways but it is not a majority. If we compare with the causal effects of credit rating changes, we remark the effects are minor here for rating outlooks. Credit rating changes cause most effects on financial market than rating outlooks. On the other hand, risk premium changes cause most effects on credit rating changes than on rating outlooks. Rating outlook is a tool of CRAs but it does not replace the credit rating. We can conclude CRAs are not the masters of the game (they are caused by financial markets) but they are useful (they cause financial markets). The existence of double causality links complexes the results.

Yet, the studies of rating outlooks causal effects are interesting in another way. We must compare the different effects between the countries. When we identify where the causal effects of rating outlooks are, we observe rating outlooks produce 0 causal effect in Greece, 2 in Ireland, 2 in Italy, 0 in Portugal and 1 in Spain. We remark that the two countries where the rating outlook has no effect on the sovereign yield spread are those who have suffered most increase on their risk premiums. The risk premiums of Greece and Portugal have increased the most among GIIPS countries (the strongest debt crisis). In the other countries (Ireland, Italy and Spain), risk premiums increase less and rating outlooks produce effects on sovereign yield spread. The capacity of rating outlook to induce a reaction of financial markets could explain the lowest pressure on rates of these countries. For these, the financial markets anticipate the credit rating change when the CRA modify the rating outlook. So, when the credit rating moves, sovereign yield spreads have already adjusted. The effect of credit rating changes will be less strong on risk premiums. In this case, it will be more likely to have a debt crisis in the countries where rating outlooks produce no effect. To avoid the appearance of future debt crisis, we could make rating outlooks more efficient in their capacity to reduce the variability of risk premiums. Rating outlooks could be useful to reduce the surprise factor of credit rating changes and avoid panic movements on financial markets.

3.5 Do the "Watch-lists" give us more information about the relations between the credit rating and the risk premium?

A rating review indicates that a rating is under consideration for change is a near term. A rating can be placed into two principal categories: on review for upgrade (UPG) or on review for downgrade (DNG). Ratings on review are said to be on "Watch-lists". It could be interesting to determine the effects of a credit rating when it is put on a "Watch-list". We want to see if the variable is significance in our VAR(2) models, if it improves the quality of our model and if it changes the causal effect between credit rating changes and sovereign yield spread changes. If the variable gives that information to the model, then we have to add it the basic model.

To use it, we build a dummy variable: "Watch-list" take a value of 1 if CRA announce a rating review for downgrade during the month, 0 otherwise. Between 1999 and 2015 and for any GIIPS country, we see no rating review for upgrade. CRA's announce only a rating review when they think credit rating will be downgraded in a near term. They communicate only the bad news, before the credit rating change. Thus, we only focus on rating reviews for downgrade and their impact on the basic model. For this purpose, we estimate a VAR model with 2 lags and three variables each time: Credit rating change, sovereign yield spread change and the dummy variable (Watch-Neg). In appendix 8, we present the VAR(2) model between Standard and Poor's credit rating change,

risk premium change and the Watch-Neg in the case of Greece. The results we present for this case are quite similar to the other models. We focus in this particularly VAR model in order to compare with the outputs of the VAR(2) model presented in appendix 4 (relation between Standard and Poor's credit changes and risk premium changes in the case of Greece).

In order to test the quality of the model, we look on the coefficient of determination (R-squared). If we compare the results of the two VAR considered, we observe that the credit rating change is the dependent variable, the coefficient of determination goes from 9% to 11%. On the other hand, when the sovereign yield spread change is the dependent variable, the coefficient of determination goes from 12% (without the dummy variable Watch-Neg) to 29% (with the dummy variable). Thus, the intake of the dummy variable is significant to explain a credit rating change but the dummy variable does not bring enough information to explain risk premium changes. If we look on the significance of the dummy variable, it is significant (t-statistic below -1.96 or above +1.96) only if the dependent variable is the credit change. However, the dummy variable does not change the causality relation between credit rating changes and risk premium changes. "Watch-Neg" is useful to explain a modification of a credit rating but it is redundant in a model to explain a risk premium change. However, our dummy variable does not capture enough risk premium variability. It seems to be useless to add this variable at our models. However, the explanatory power of the dummy variable on credit change is very strong. To use the variable in a god way, we can couple it with rating outlooks dummies variables. A rating review for a downgrade is just an extreme version of a negative outlook (further research). It seems to be unnecessary to utilize the "Watch-lists" and we prefer to focus on the effects of rating outlooks on causality tests. However, "Watch-lists" could have an economic function which is to prevent the government changing his fiscal policy and then avoid the credit rating downgrade.

3.6 Effects of Greece's default on causality links between risk premium and credit rating:

Before concluding, it could be interesting to focus on the particular case of Greece. Indeed, among GIIPS countries between 1999 and 2015, Greece is the only country that makes a debt default. We can consider two defaults in this period: March 2012 and July 2015. We omit the second default because we have not enough data after the default to interpret results. The occurrence of a debt default could involve a modification into the causal effect between risk premium and credit rating. This is what we want to identify here. Has the Greece's default in 2012 changed the causal effects between sovereign yield spread changes and credit ratings changes?

For this purpose, we will realize the Chow breakpoint test to analyze the effect of the March 2012 default on significances of Greece's variables from the VAR(2) models. The purpose of the test is to know if the date of the default is a breakpoint. In other words, if the coefficients of the variables

are significantly different from one period to another. Intuitively, we can think March 2012 is a breakpoint because the default changed the status of major creditors. Before, creditors mainly are private international investors (banks, insurance company, pension funds…). After the default, Greece's debt creditors become global and European public institutions. These two types of agents have different behaviors and purposes. The effect of a credit rating change on their anticipations and their sell/buy decisions will not be the same.

Greece's debt restructuration owned by private creditors was decided on March 8, 2012. From this date, many public and financial institutions (IMF, ECB, European Financial Stability Facility…) own around 70% of Greece's bonds. These funds buy Greece's bonds but they set goals of political reforms implementations. The loan conditionality modifies the definition of the risk premium which is born in financial markets. We decide to realize a breakpoint test on our data in order to evaluate the consequences of Greece's default. The date that is selected is March 2012, date of debt restructuration (passage of a debt owned by private sector to a debt owned by public sector).

We use Chow breakpoint test to estimate the stability of the model. An unstable model will have different coefficients during a period. To realize the test, we must get a linear regression between our variables. We make an Ordinary Least Squares regression with risk premium as dependent variable and Standard and Poor's credit rating as explanatory variable. The test results are the same with the two other agencies. We make same tests in reversing explanatory variable and dependent variable and we obtain similar results. From these regressions, we realize the Chow breakpoint test for Greece and March 2012 as breakpoint. Below, the test result for the regression between Standard and Poor's credit change and Greece's risk premium.

Table 2.3 Chow breakpoint test for Greece in March 2012

Chow Breakpoint Test: 2012M03
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 1999M02 2015M11

F-statistic	6.548962	Prob. F(2,198)	0.0018
Log likelihood ratio	12.93913	Prob. Chi-Square(2)	0.0015
Wald Statistic	13.09792	Prob. Chi-Square(2)	0.0014

We test the null hypothesis of absence of structural change. The p-value is equal to 0.0018, less than the critical value of 5%. We reject the null hypothesis. There is a structural change in our model, March 2012 is a breakpoint. The coefficients are significantly different before and after this date.

We must distinguish sub periods: Before and after March 2012. We will make econometric tests after. Prior, we separate the evolution of Greece's risk premium in two parts: Between January 1999 and February 2012 and then between March 2012 and November 2015.

Figure 2.32 Evolution of Greece's risk premium before the default

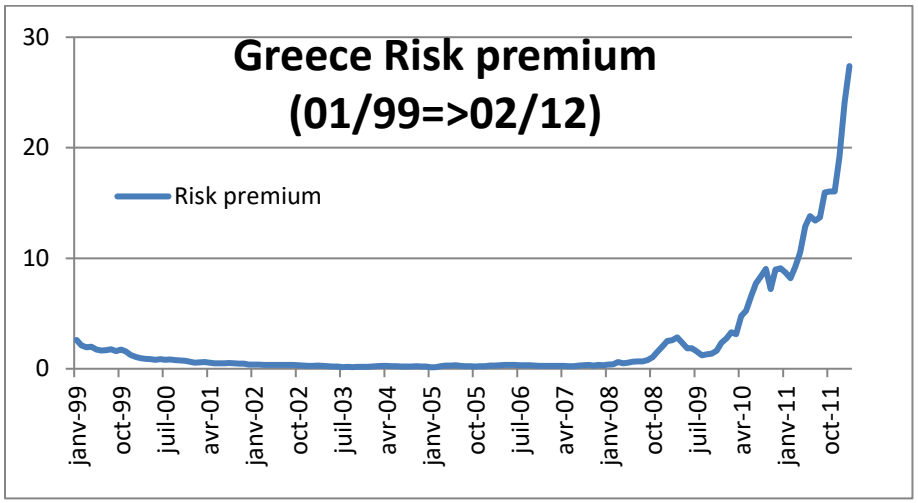
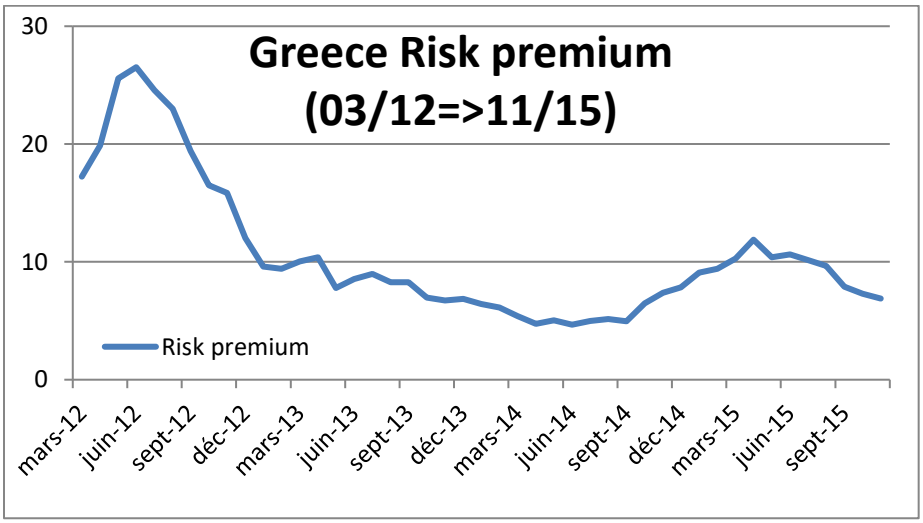


Figure 2.33 Evolution of Greece's risk premium after the default



Between January 1999 and 2012, the risk premium asymptotically tends to zero until 2008 where we observe an exponential increase. This explosive trend ends at March 2012, date of the breakpoint. Since the debt restructuration, the risk premium generally decreases except in June 2012 and early 2015. The econometric analysis allows us to know if the causal effect has changed between the two periods. Has the debt restructuration removed the causal effects between credit rating and risk premium? It could be possible because the bonds are taken away from the market. If the causal effects disappear, a debt restructuration could be on option to avoid panic movements in the financial markets. The default will remove the consequence of a credit rating change.

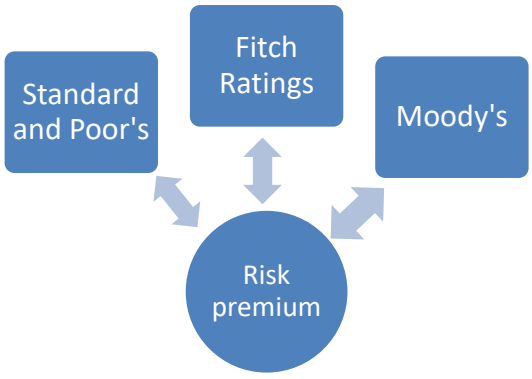
We realize Granger causality tests from VAR with 2 lags between sovereign yields spread in first difference (stationary variable) on Greece and credit rating changes for the three CRA. All the tests

results are presented in appendix 9. The risk premium variable between 1999 and 2012 is not stationary at first difference. We realize causality in order to compare with the other period.

We present here the results in shapes to make it clearer. We show all causality effects found, for the two periods, between risk premium changes and credit rating changes. Below, the two shapes representing causality effects for Greece.

Figure 2.34 Causality tests for Greece before the default

Figure 2.35 Causality tests for Greece after the default



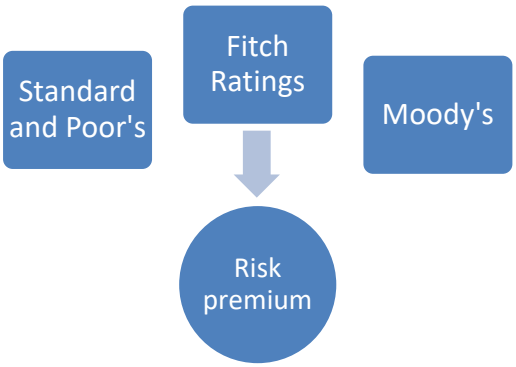


Figure 2.34 Causality tests before the default

Figure 2.35 Causality tests after the default

We will comment in a general way the two shapes. Between January 1999 and February 2012, we observe the presence of three double causality effects (3 times out of 3). The causal effects are maximal. A credit rating change causes a risk premium variation and a risk premium variation causes a credit rating change (for all CRAs). The results are very similar to the main analysis (II.B) where we identified the causal effects for the entire period. CRAs have much influence on financial markets but they are influenced by risk premium changes.

Between March 2012 and November 2015, we observe a disappearance of causal effects. There remains only one (1 time out of 6). The exception is: A Fitch credit rating change provokes a risk premium variation. Then, as expected, the debt restructuration removes the links between credit ratings and risk premiums. By changing the creditors, they eliminate the influence of CRAs. The restructuration is a success, they eliminate panic movements. We notice on July 2015, when the second default appear, the risk premium increase but less widely than in 2012. It is an advantage for Greece. The disadvantages are the loan conditionality and loss of sovereign policy. Greece gives to public institutions the power that the financial markets had. However, a debt restructuration is a possibility for avoid the causal effects. However, now, public institutions are the masters of Greeks political game…

4. Conclusion

In this paper, we analyze the power that is conferred to Credit Rating Agencies. The announcements of CRAs have consequences on financial markets and they may have some self-fulfilling prophecy. We want to determine if CRAs are the masters of the game. For this purpose, we develop an empirical study on recent European sovereign debt crisis. Indeed, we accuse CRAs of being responsible for the GIIPS debt crisis. The CRAs have overmuch decreased the credit rating of GIIPS countries. After a graphical analysis to determine the impacts of a debt crisis, we have tested the causal effects between credit rating changes and sovereign yield spread changes for the three principal CRAs (Standard and Poor's, Moody's and Fitch Ratings) on all GIIPS countries (Greece, Italy, Ireland, Portugal and Spain). We use monthly data between 1999 and 2015. We estimate these relations using Vector Auto-Regressive models with two lags and performing applying the Granger causality test.

The main results are:

We observe more causal effects in this way: A sovereign yield spread change provoke a credit rating change. However, we cannot affirm CRAs are the masters of the game because they react to variation on risk premiums. CRAs announcements are not the principal cause of debt crisis because CRAs announce something that financial markets already know. Nevertheless, we cannot declare CRAs useless because their announcements provoke some reaction on financial markets. Finally, we conclude CRAs have a power over the risk premium market but less than we assumed.

If we distinguish between rating upgrades and rating downgrades, we observe causal effects differences. There are many double causal effects between rating downgrades and risk premium changes. On the contrary, there are almost no causal effects between rating upgrades and risk premium changes. We can explain this contradiction separating bad and good news. Rating downgrades provokes sovereign yield spread changes because there is a surprise effect on financial markets. On the contrary, rating upgrades do not provoke risk premium changes because governments have already communicated about the improvement of their economic situation.

Credit ratings is not the only tool used by CRAs. Rating outlooks warn the market of a credit rating change on a medium term. We test causal effects between rating outlook and sovereign yield spread changes. We observe some causal effects but less than with credit rating changes. Rating outlook arrives first, but they produce less effect on financial markets. The dummy variable of "Watch-lists" seems to be redundant on our analysis. We notice that differences between countries on the causal effects of rating outlooks. What is interesting is that the rating outlooks produce any effects on the countries where debt crisis is higher (Greece and Portugal; more risk premium increases). The rating outlook can reduce the causal effect of credit rating on sovereign risk premiums. A possible explanation of debt crisis is the incapacity of rating outlook to induce some effects on risk premiums. Thus, when the rating downgrade is announced, the effect is total. To avoid panic

movements on financial markets, we can opt to a regulation of the CRAs system and implement reform in order to give the most causal power to rating outlooks. We will turn a panic movement into separate small increase of the risk premiums.

There are differences between credit ratings of the three CRAs. If we estimate the causal effects of the credit rating of a CRA to another, we notice that Standard and Poor's is the agency with the most power causal effect and Moody's is the agency with the most delay. Thus, Standard and Poor's seems to be the best performing agency because their announcements cause the announcements of the other agencies. In this case, the delay of Moody's appears as an underperformance. However, this delay can be considered as a good thing because Moody's will be less likely to induce to a panic movement on financial markets. The rating strategy of Moody's will be more consistent with the purpose of financial market stabilization. The diversity of agencies is a benefit for investors.

Finally, we focus on Greece's debt default in March 2012. We notice that the debt restructuration provokes a disappearance of causal effects between credit rating change and risk premium changes. We can easily explain that because the status of creditors has changed after March 2012. The debt restructuration turns private creditors to financial and international public institutions that have different strategies with less speculation. The loan conditionality allows removing the causal effects of a credit rating change.

However, the power of CRAs is less than we assume before our study. In order to further reduce the effects of credit ratings, a debt restructuration or giving more importance to rating outlooks seem to be possible solutions. Nevertheless, CRAs are not the principal responsible of debt crisis. It could be interesting to study the explanatory factors of risk premiums to determine who is responsible of the general increase of sovereign yield spread in GIIPS countries.

5. References

Afonso, A., Furceri, D. and Gomes, P. (2011), "Sovereign credit ratings and financial markets linkages: application to European data" *ECB Working Paper Series*, n. 1347.

Aizenman, J., Binici, M. and Hutchison, M. (2013), "Credit Ratings and the Pricing of Sovereign Debt during the Euro Crisis", *Oxford Review of Economic Policy,* Volume 29, Number 3, 2013, pp. 582–609.

Alsakka, R. and Gwilym, O.ap. (2013), "Rating Agencies' signals during the European sovereign debt crisis: Market impact and spillovers", *Journal of Economic Behavior & Organization,* 85 pp144-162.

Arezki, R., Candelon, B. and Sy, A.N.R. (2011), "Sovereign Rating News and Financial Markets Spillovers: Evidence from the European Debt Crisis", *IMF Working Paper* 11-68, March.

Bannier, C.E. and Hirsch, C.W. (2010), "The economic function of credit rating agencies-What does the watchlist tell us?, *Journal of Banking & Finance* 34, pp3037-3049.

Blundell-Wignall, A. and Slovik, P. (2010), "The EU Stress Test and Sovereign Debt Exposures", *OECD Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions, No. 4, OECD Financial Affairs Division.*

De Santis, R.A. (2012), "The Euro Area Sovereign Debt Crisis: Safe Haven, Credit Rating Agencies and the spread of the fever from Greece, Ireland and Portugal", *WP Series ECB* No 1419-February 2012.

Fatnassi, I., Ftiti, Z. and Hasnaoui, H. (2014), "Stock Market Reactions to Sovereign Credit Rating Changes: Evidence from Four European Countries", *IPAG Working Paper 2014-111*.

House of Lords, European Union Comitee (2011), "Sovereign Credit Ratings: Shooting the Messenger?", 21st Report of Session 2010-12, 21 July.

IMF Greece (2015), "Preliminary Draft Debt Sustainability Analysis", *IMF Country Reports No. 15/165 (June 26, 2015).*

Mathis, J., Mc Andrews, J. et Rochet, J-C. (2009), "Rating the raters: Are reputation concerns powerful enough to discipline rating agencies?", *Journal of Monetary Economics* 56, pp 657-674.

Moody's Investor Service (2014), "Rating Symbols and Definitions", august 2014.

Moody's Investor Service Credit Policy (2012), "Sovereign Default and Recovery Rates 1983-2012H1", *Report number: 144320*

Pappada, F. and Zylberberg, Y. (2015), "Austerity Plans and Tax Evasion : Theory and Evidence from Greece", *Banque de France Direction générale des études et des relations internationales, document de travail No. 546,* Avril 2015.

Standard & Poor's (2011), "Sovereign Government Rating Methodology and Assumptions", *Ratings Direct on the Global Credit Portal*.

6. Appendix

6.1 Appendix 1: Causality tests on credit ratings between the three agencies for GIIPS countries:

Tables 2.4-2.8 Causality tests on credit ratings between the three agencies for GIIPS countries

For Greece (table 2.4) :

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/18/15 Time: 17:16
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM does not Granger Cause DF	200	6.65189	0.0016
DF does not Granger Cause DM		15.2465	7.E-07
DSP does not Granger Cause DF	200	9.02392	0.0002
DF does not Granger Cause DSP		8.87655	0.0002
DSP does not Granger Cause DM	200	13.7718	3.E-06
DM does not Granger Cause DSP		1.36505	0.2578

For Ireland (table 2.5) :

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/18/15 Time: 16:54
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM does not Granger Cause DSP	200	6.84954	0.0013
DSP does not Granger Cause DM		37.3749	2.E-14
DF does not Granger Cause DSP	200	9.63926	0.0001
DSP does not Granger Cause DF		32.0706	9.E-13
DF does not Granger Cause DM	200	6.87801	0.0013
DM does not Granger Cause DF		2.30365	0.1026

For Italy (table 2.6) :

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/18/15 Time: 12:04
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM does not Granger Cause DF	200	0.83862	0.4339
DF does not Granger Cause DM		3.48508	0.0326
DSP does not Granger Cause DF	200	1.46665	0.2332
DF does not Granger Cause DSP		0.00202	0.9980
DSP does not Granger Cause DM	200	21.2090	5.E-09
DM does not Granger Cause DSP		0.02728	0.9731

For Portugal (table 2.7) :

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:27
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM does not Granger Cause DF	200	3.75757	0.0250
DF does not Granger Cause DM		0.60396	0.5477
DSP does not Granger Cause DF	200	26.2357	8.E-11
DF does not Granger Cause DSP		2.80051	0.0632
DSP does not Granger Cause DM	200	3.97339	0.0204
DM does not Granger Cause DSP		0.01535	0.9848

For Spain (table 2.8) :

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:29
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM does not Granger Cause DF	200	0.19315	0.8245
DF does not Granger Cause DM		17.8535	8.E-08
DSP does not Granger Cause DF	200	10.9409	3.E-05
DF does not Granger Cause DSP		2.33595	0.0994
DSP does not Granger Cause DM	200	13.3831	4.E-06
DM does not Granger Cause DSP		3.53347	0.0311

6.2 Appendix 2: The correlogram for the variable: Sovereign yield spread in first difference, Greece's case.

Table 2.9 Correlogram of sovereign yield spread at first difference, Greece's case

Date: 03/04/16 Time: 18:31
Sample: 1999M01 2015M11
Included observations: 202

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
.|* |	.|* |	1	0.110	0.110	2.5031	0.114
**|. |	**|. |	2	-0.212	-0.227	11.763	0.003
.|. |	.|* |	3	0.059	0.120	12.479	0.006
.|** |	.|* |	4	0.251	0.191	25.560	0.000
.|* |	.|* |	5	0.141	0.130	29.716	0.000
.|. |	.|. |	6	-0.031	0.023	29.924	0.000
.|. |	.|. |	7	-0.033	-0.015	30.148	0.000
.|. |	*|. |	8	-0.032	-0.110	30.361	0.000
.|. |	.|. |	9	0.060	0.012	31.138	0.000
.|. |	*|. |	10	-0.013	-0.070	31.177	0.001
*|. |	*|. |	11	-0.105	-0.070	33.545	0.000
*|. |	*|. |	12	-0.158	-0.145	38.930	0.000
.|. |	.|. |	13	0.049	0.066	39.449	0.000
.|* |	.|* |	14	0.159	0.134	45.011	0.000
*|. |	.|. |	15	-0.089	-0.026	46.752	0.000
*|. |	.|. |	16	-0.161	-0.028	52.473	0.000
.|* |	.|* |	17	0.084	0.091	54.030	0.000
.|. |	*|. |	18	0.029	-0.111	54.214	0.000
.|. |	.|. |	19	0.015	0.065	54.264	0.000
.|. |	*|. |	20	-0.062	-0.081	55.121	0.000
.|. |	.|. |	21	-0.037	-0.016	55.428	0.000
.|. |	.|. |	22	-0.016	-0.062	55.490	0.000
.|. |	*|. |	23	-0.057	-0.097	56.225	0.000
.|. |	.|. |	24	0.033	0.058	56.474	0.000
*|. |	.|. |	25	-0.079	-0.056	57.927	0.000
*|. |	.|. |	26	-0.094	-0.028	60.018	0.000
*|. |	*|. |	27	-0.088	-0.096	61.827	0.000
*|. |	*|. |	28	-0.076	-0.136	63.209	0.000
.|. |	.|. |	29	-0.040	0.029	63.583	0.000
.|. |	.|. |	30	-0.063	-0.052	64.524	0.000
.|. |	.|. |	31	-0.042	-0.003	64.942	0.000
.|. |	.|. |	32	-0.008	0.064	64.957	0.001
.|. |	.|. |	33	0.012	0.011	64.991	0.001
.|. |	.|* |	34	0.038	0.088	65.354	0.001
.|* |	.|* |	35	0.075	0.106	66.735	0.001
.|. |	.|. |	36	0.003	-0.030	66.737	0.001

6.3 Appendix 3 : Results of the augmented Dickey-Fuller test for Greece's risk premium in first difference

Table 2.10 Dickey-Fuller test for Greece's risk premium at first difference

Null Hypothesis: D(RISK_PREMIUM) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-11.79220	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.463067	
	5% level	-2.875825	
	10% level	-2.574462	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RISK_PREMIUM,2)
Method: Least Squares
Date: 12/18/15 Time: 17:12
Sample (adjusted): 1999M04 2015M11
Included observations: 200 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RISK_PREMIUM(-1))	-1.092029	0.092606	-11.79220	0.0000
D(RISK_PREMIUM(-1),2)	0.227271	0.069409	3.274375	0.0013
C	0.027286	0.083715	0.325937	0.7448

R-squared	0.473395	Mean dependent var	-0.001100
Adjusted R-squared	0.468048	S.D. dependent var	1.622563
S.E. of regression	1.183416	Akaike info criterion	3.189574
Sum squared resid	275.8934	Schwarz criterion	3.239049
Log likelihood	-315.9574	Hannan-Quinn criter.	3.209596
F-statistic	88.54708	Durbin-Watson stat	1.943697
Prob(F-statistic)	0.000000		

6.4 Appendix 4: Outputs of the VAR(2) for the two variables d(sp) et d(p), Greece's case

Table 2.11 Vector Auto-Regression estimates (2 lags) for the two variables: Standard and Poor's credit rating and risk premium, at first difference, for Greece

Vector Autoregression Estimates
Date: 03/04/16 Time: 18:36
Sample (adjusted): 1999M04 2015M11
Included observations: 200 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DSP	DP
DSP(-1)	-0.119435	0.106088
	(0.06804)	(0.12561)
	[-1.75537]	[0.84455]
DSP(-2)	0.110967	-0.279136
	(0.06772)	(0.12503)
	[1.63857]	[-2.23261]
DP(-1)	-0.069911	0.152122
	(0.03741)	(0.06906)
	[-1.86896]	[2.20277]
DP(-2)	-0.157578	-0.225529
	(0.03764)	(0.06950)
	[-4.18598]	[-3.24511]
C	-0.044461	0.018150
	(0.04515)	(0.08336)
	[-0.98465]	[0.21773]
R-squared	0.122918	0.091461
Adj. R-squared	0.104927	0.072825
Sum sq. resids	78.49884	267.5550
S.E. equation	0.634475	1.171357
F-statistic	6.832031	4.907595
Log likelihood	-190.2644	-312.8885
Akaike AIC	1.952644	3.178885
Schwarz SC	2.035101	3.261343
Mean dependent	-0.050000	0.024800
S.D. dependent	0.670633	1.216489
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.550542
Determinant resid covariance		0.523359
Log likelihood		-502.8267
Akaike information criterion		5.128267
Schwarz criterion		5.293183

6.5 Appendix 5: Granger Causality tests between DP (monthly sovereign yield spread in first difference) and DF, DM and DSP (monthly credit rating change for respectively the three agencies). We realize causality tests from VAR(2) models for all GIIPS countries.

Tables 2.12-2.16 Granger causality tests between monthly sovereign yield spread in first difference and monthly credit rating change for the three CRAs (GIIPS countries)

For Greece (table 2.12):

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/18/15 Time: 17:21
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DSP does not Granger Cause DP	200	3.03860	0.0502
DP does not Granger Cause DSP		11.5215	2.E-05

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 12/18/15 Time: 17:23
Sample: 1999M01 2015M11
Included observations: 200

Dependent variable: DP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DM	6.691899	2	0.0352
All	6.691899	2	0.0352

Dependent variable: DM

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DP	6.751382	2	0.0342
All	6.751382	2	0.0342

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/18/15 Time: 17:25
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DF does not Granger Cause DP	200	9.72600	9.E-05
DP does not Granger Cause DF		4.06758	0.0186

For Ireland (table 2.13) :

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 12/18/15 Time: 17:00
Sample: 1999M01 2015M11
Included observations: 200

Dependent variable: DP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DSP	0.534510	2	0.7655
All	0.534510	2	0.7655

Dependent variable: DSP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DP	4.079134	2	0.1301
All	4.079134	2	0.1301

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 12/18/15 Time: 17:09
Sample: 1999M01 2015M11
Included observations: 200

Dependent variable: DP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DM	2.417450	2	0.2986
All	2.417450	2	0.2986

Dependent variable: DM

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DP	39.67575	2	0.0000
All	39.67575	2	0.0000

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 12/18/15 Time: 17:09
Sample: 1999M01 2015M11
Included observations: 200

Dependent variable: DP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DF	3.899487	2	0.1423
All	3.899487	2	0.1423

Dependent variable: DF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DP	19.12685	2	0.0001
All	19.12685	2	0.0001

For Italy (table 2.14) :

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/18/15 Time: 16:33
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DSP	200	15.8462	4.E-07
DSP does not Granger Cause DP		9.50993	0.0001

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/18/15 Time: 16:34
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM does not Granger Cause DP	200	14.7078	1.E-06
DP does not Granger Cause DM		12.8763	6.E-06

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 12/18/15 Time: 16:37
Sample: 1999M01 2015M11
Included observations: 200

Dependent variable: DP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DF	7.140710	2	0.0281
All	7.140710	2	0.0281

Dependent variable: DF

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DP	23.50871	2	0.0000
All	23.50871	2	0.0000

For Portugal (table 2.15) :

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 12/17/15 Time: 18:38
Sample: 1999M01 2015M11
Included observations: 196

Dependent variable: DSP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DP	34.54378	6	0.0000
All	34.54378	6	0.0000

Dependent variable: DP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DSP	16.18821	6	0.0128
All	16.18821	6	0.0128

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/17/15 Time: 18:39
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DSP	200	2.88810	0.0581
DSP does not Granger Cause DP		2.52250	0.0829

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 12/17/15 Time: 18:41
Sample: 1999M01 2015M11
Included observations: 200

Dependent variable: DP

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DM	10.45115	2	0.0054
All	10.45115	2	0.0054

Dependent variable: DM

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DP	36.09639	2	0.0000
All	36.09639	2	0.0000

For Spain (table 2.16):

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/17/15 Time: 19:07
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DSP does not Granger Cause DPRIME	200	5.49975	0.0047
DPRIME does not Granger Cause DSP		6.45553	0.0019

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/17/15 Time: 19:07
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM does not Granger Cause DPRIME	200	5.23164	0.0061
DPRIME does not Granger Cause DM		3.52140	0.0315

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 12/17/15 Time: 19:08
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DF does not Granger Cause DPRIME	200	0.71216	0.4919
DPRIME does not Granger Cause DF		26.3270	8.E-11

6.6 Appendix 6: Causality tests between risk premium change D(P) and the dummies variables (AUG for Up and DIM for Down), Greece's case.

Tables 2.17-2.22 Causality tests between risk premium change and dummies variable (upgrades and downgrades) for Greece

Table 2.17 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:42
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause AUGSP	200	9.27495	0.0001
AUGSP does not Granger Cause DP		0.31017	0.7337

Table 2.18 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:43
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause AUGF	200	1.37986	0.2541
AUGF does not Granger Cause DP		1.24587	0.2900

Table 2.19 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:44
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause AUGM	200	0.14459	0.8655
AUGM does not Granger Cause DP		0.12270	0.8846

Table 2.20 :

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:44
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DIMSP	200	4.66010	0.0105
DIMSP does not Granger Cause DP		10.6171	4.E-05

Table 2.21 :

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:45
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DIMF	200	3.81090	0.0238
DIMF does not Granger Cause DP		3.82010	0.0236

Table 2.22 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:45
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DIMM	200	4.94515	0.0080
DIMM does not Granger Cause DP		5.47050	0.0049

6.7 Appendix 7: Causality tests between risk premium change and the dummy variable (OUTLOOK) for all the three agencies, Greece's case.

Tables 2.23-2.25 Causality tests between risk premium change and dummy variable (outlook) for Greece and the three credit rating agencies

Table 2.23 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:48
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause SP	200	13.5779	3.E-06
SP does not Granger Cause DP		1.02004	0.3625

Table 2.24 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:47
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
F does not Granger Cause DP	200	0.26936	0.7641
DP does not Granger Cause F		4.91456	0.0083

Table 2.25 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:49
Sample: 1999M01 2015M11

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
M does not Granger Cause DP	200	0.08187	0.9214
DP does not Granger Cause M		1.35208	0.2611

6.8 Appendix 8: Outputs of the VAR(2) for the variables d(sp) et d(p) and the dummy variable WN (Watch Negative), Greece's case.

Table 2.26 Vector Auto-Regression estimates (2 lags) with Standard and Poor's credit change, risk premium change and watch negative dummy variable for Greece

Vector Autoregression Estimates
Date: 02/16/16 Time: 11:35
Sample (adjusted): 1999M04 2015M11
Included observations: 200 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	DP	D(SP)	WNSP
DP(-1)	0.126165	-0.032474	0.009927
	(0.06954)	(0.03433)	(0.01124)
	[1.81430]	[-0.94596]	[0.88340]
DP(-2)	-0.241895	-0.133941	-0.005565
	(0.06935)	(0.03424)	(0.01121)
	[-3.48793]	[-3.91220]	[-0.49653]
D(SP(-1))	0.221768	-0.292747	0.028553
	(0.13557)	(0.06693)	(0.02191)
	[1.63579]	[-4.37408]	[1.30329]
D(SP(-2))	-0.186893	-0.029706	0.009624
	(0.13265)	(0.06549)	(0.02144)
	[-1.40891]	[-0.45363]	[0.44898]
WNSP(-1)	0.301324	-0.348442	0.732105
	(0.44679)	(0.22057)	(0.07220)
	[0.67442]	[-1.57977]	[10.1399]
WNSP(-2)	0.537907	-0.881967	0.022357
	(0.47877)	(0.23635)	(0.07737)

	[1.12352]	[-3.73156]	[0.28897]
C	-0.037489	0.036680	0.021441
	(0.08633)	(0.04262)	(0.01395)
	[-0.43427]	[0.86072]	[1.53701]
R-squared	0.114926	0.290266	0.537600
Adj. R-squared	0.087411	0.268202	0.523225
Sum sq. resids	260.6448	63.52117	6.806523
S.E. equation	1.162106	0.573694	0.187795
F-statistic	4.176827	13.15550	37.39797
Log likelihood	-310.2718	-169.0933	54.25588
Akaike AIC	3.172718	1.760933	-0.472559
Schwarz SC	3.288159	1.876374	-0.357118
Mean dependent	0.024800	-0.050000	0.080000
S.D. dependent	1.216489	0.670633	0.271974
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.015546	
Determinant resid covariance		0.013970	
Log likelihood		-424.2823	
Akaike information criterion		4.452823	
Schwarz criterion		4.799146	

6.9 Appendix 9: Causality tests between credit rating change and sovereign yield spreads before and the after the debt default in March 2012, Greece's case.

Before the default:

Tables 2.27-2.29 Causality tests between credit rating changes and sovereign yield spread before Greece's default in March 2012

Table 2.27 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:51
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DSP does not Granger Cause DP_AV2	155	6.94346	0.0013
DP_AV2 does not Granger Cause DSP		8.57720	0.0003

Table 2.28 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:52
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DF does not Granger Cause DP_AV2	155	3.48504	0.0332
DP_AV2 does not Granger Cause DF		38.3386	4.E-14

Table 2.29 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:52
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP_AV2 does not Granger Cause DM	155	10.0027	8.E-05
DM does not Granger Cause DP_AV2		5.51035	0.0049

<u>After the default:</u>

Tables 2.30-2.32 Causality tests between credit rating changes and sovereign yield spread after Greece's default in March 2012

Table 2.30 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:53
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DSP does not Granger Cause DP_AP	43	0.26055	0.7720
DP_AP does not Granger Cause DSP		2.11926	0.1341

Table 2.31 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:54
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM does not Granger Cause DP_AP	43	0.18333	0.8332
DP_AP does not Granger Cause DM		0.14634	0.8643

Table 2.32 : Pairwise Granger Causality Tests
Date: 03/04/16 Time: 18:57
Sample: 1999M01 2015M11
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP_AP does not Granger Cause DF	43	0.27852	0.7584
DF does not Granger Cause DP_AP		3.92593	0.0282

Chapitre III : Nominal and real interest rates in OECD countries : an eclectic approach

Nominal and real interest rates in OECD countries

An eclectic approach

This paper has been co-written with Claude Bismut.

Abstract

This paper revisits the economic theory of the interest rates and present some estimation results obtained on a panel annual macroeconomic data for OECD countries. The conventional macroeconomic theory based on the saving investment balance falls short of producing a consistent picture for the medium-term trends of the interest rates and related variables. The main reason lies on an unsatisfactory specification for the saving behavior and we conclude that an intertemporal approach is appropriate. Some other extensions of the basic model are also discussed to account for the external influence and the risk premia on public bonds. Based on this theoretical discussion, we estimate an econometric relation on annual data for a panel of 19 OECD countries. The tests confirm the influence of the factors suggested by the theory and, in particular, the link between the fall in the interest rate and the economic slowdown. The role of inflation expectations, the real exchange rate and the risk premia on public debt are also discussed and clarified.

Keywords: Interest rate, real interest rate, risk premia, macroeconomic policy, potential growth, stagnation, panel data.

Résumé. Cet article revient sur la théorie économique des taux d'intérêt et présente quelques résultats d'estimations économétriques sur un panel de pays développés. La théorie macroéconomique conventionnelle fondée sur l'équilibre épargne-investissement ne rend pas compte de manière cohérente des évolutions récentes des taux d'intérêt et des variables macroéconomiques associées à moyen terme. La principale raison réside dans le fait que la notion keynésienne de propension à épargner ne permet pas de comprendre les comportements d'épargne observés. Pour cela, une approche intertemporelle apparait mieux appropriée. Nous discutons également d'autres extensions du modèle de base pour tenir compte des influences extérieures et des primes de risque sur les obligations publiques. Sur la base de cette discussion théorique, nous estimons une relation économétrique sur des données annuelles pour un panel de 19 pays de l'OCDE. Les tests confirment l'influence des facteurs suggérés par la théorie et, en particulier, le lien entre la baisse du taux d'intérêt et le ralentissement économique. Le rôle de l'inflation anticipée, du taux de change réel et des primes de risque sont aussi discutés et clarifiés.

Mots clés : Taux d'intérêt, taux d'intérêt réel, primes de risque, politique macroéconomique, croissance potentielle, stagnation, économétrie des panels.

1. Introduction

Conventional macroeconomic theory falls short of explaining one of the major characteristics of the recent two decades namely the declining trend on real interest rate to historical lows. Many papers including, Summers (2014), Bean et al. (2015), Blanchard (2014) and others, have addressed the question: why are the interest rates so low? [15] and, should we add, for how long?[16] an issue which is far from being totally clarified. Oddly enough, the real interest rate had already put our discipline in a hard test in older times, in the eighties, as interest rates developments were at the exact opposite[17]. Beyond different historical situations, understanding the real interest (not the least of our macro variables) seems to remain a challenge. The simplest view of the interest rate as the variable which varies to adjust saving to investment appears either trivial or logically fragile and do not fit to the facts.

In this paper we first try to understand what is unsatisfactory or simply wrong with the conventional approach, then we propose an alternative eclectic approach. In section I we start from a variant the AS-AD model and we clarify the general notion of equilibrium rate of interest. We discussed some extension of this simple model to account for the external influence and the risk premia on public bonds. Then, in section II, we introduce a dynamic framework which allows a consistent treatment of inflation expectations, a crucial point for analyzing the real interest rate. Finally, we replace the Keynesian propensity to save assumption by a more appropriate intertemporal approach. This last modification provides a plausible explanation of the empirical evidence of a fall real interest rates together with a potential slowdown. Based on this theoretical discussion, in section III, we specify and estimate an econometric relation on annual data for a panel of 19 OECD countries. The tests confirm the influence of the factors suggested by the theory and, in particular, the link between the fall in the interest rate and the economic slowdown. The role inflation expectations, the real exchange rate and the risk premia on public debt is also discussed and clarified.

2. The equilibrium real interest rates

In this section we first clarify the notion of the equilibrium real interest rate in a basic static framework. Based on a conventional macro-model (AS-AD) a comparative static analysis gives

[15] We borrow the title of a Ben Bernanke's article posted on March the 30th 2015 on the author's page in the Brookings site.

[16] The persistence of low interest rates in relation with the secular stagnation hypothesis is another issue that have been discussed by Blanchard, Bean et al. Rachel, L. and Smith, T. D. 2017 Rachel, L. and Summers, L. 2019 and many others.

[17] The title of Bernanke's paper 2015 quoted above strangely echoes a NBER Working paper by Bodie, Kane and Mc Donald in 1983 intitled "Why are the interest rates so high?". Blanchard published (with Summers) "Perspectives on High World real Interest Rates" in 1984, forty years before his contribution (with others co-authors) intitled: "A prolonged period of low real interest rates?" in Baldwin and Teulings 2014, See also Atkinson Chouraqui (1985), and Bismut (1993)

indications on the plausible impacts of macroeconomic demand and supply shocks on the real interest rate. However, when confronted to reality this model's predictions are not fully consistent of with some major observed facts. We extend the model in order to include important elements concerning the external openness, and the risk elements. Though some gains on the predictive power are obtained the basic static framework is still unsatisfactory.

2.1 A basic model

We first start from a very simple static textbook model of a closed economy to clarify the notion of an **equilibrium interest rate**. This notion is often defined as the interest rate which equalizes supply and demand of loanable funds, or somewhat better, the rate which equalizes saving and investment. This definition, as we shall see, is not satisfactory because they rely on a partial equilibrium. A rigorous approach would be to define the equilibrium interest rate as the value of the interest rate that prevails when the economy reaches a general equilibrium. This requires the use of a macroeconomic model that involves the interactions between, at least, three markets: the goods market, the money market and the security market. The core of this model includes three equations that would determine simultaneously the production level, the price level and the interest rate.

Equilibrium on the goods market requires that production Y is equal to private absorption H, which includes households' consumption C and firms' investment I, plus public expenditures G, thus: $Y = H + G$. If we define national saving as: $S = Y - C - G$, then $S = I$. Saving equals investment is strictly equivalent to: production is equal to total absorption.

Households' consumption C is an increasing function of real disposable income $Y - T$, and a decreasing function of the **real** interest rate $\hat{r}$: $C = C(Y - T, \hat{r})$. Investment I is a decreasing function of the **real** interest rate $\hat{r}$, and also possibly, an increasing function of total demand: $I = I(Y, \hat{r})$. Then equilibrium in the goods market implies:

(1) $Y = H(Y, \hat{r}, T) + G$, with $0 \leq H_Y \leq 1$, $H_r < 0$, $H_T > 0$, or equivalently:

(1') $S(Y, \hat{r}, G, T) = I(Y, \hat{r})$.[18] with $S_Y > 0$, $S_r > 0$, $S_G < 0$, $S_T > 0$, $S_Y > I_Y > 0$, $I_r < 0$.

Equilibrium on the money market requires that money demand is equal to money supply. We will consider that the money supply M is controlled by the central bank[19] and that real money balances L are an increasing function of production and a decreasing function of the **nominal** interest rate r , thus:

[18] Note that $S = [(Y-T) - C] + (T-G)$. National saving is the sum of private and public savings.
[19] This does not mean that the central bank controls directly the money aggregate. This simplifed version of the model contains no detailed description of the monetary policy transmission mechanisms.

(2) $M/P = L(Y, r)$

As for the supply side we retain for the discussion a fairly general assumption of an aggregate supply curve (AS) which encompasses two smooth-pasting limiting cases : the Keynesian regime (K) where $P = \bar{P}$, the classical regime where (C) where $Y = \bar{Y}$, and an intermediate regime (Int) where the general price is an increasing function of output.

(3) $P = f^s(Y)$, $f_Y^s \geq 0$, $Y_{kn} \geq Y \geq \bar{Y}$; $P = \bar{P}$ when $Y \leq Y_{kn}$; $P \geq f^s(\bar{Y})$.

At this stage, it is worth noting that we have introduced a distinction between the real and the nominal interest rates even though it is hardly justified, in a static framework. The variable that appears in the demand for money, is the nominal rate of interest (not the real) as the key determinant of the share between money and bonds. The notion of real interest requires some correction for inflation. Unfortunately, there is nothing like a rate of inflation in a static model and for the moment, we will ignore the difficulty and we will assimilate the comparative static variation to a time motion (which is notoriously incorrect, but with no consequence for our purpose). Accordingly, we will tentatively refer to the rate of inflation $\dot{p}$ as defined by $P/P_0 - 1$ and the expected rate of inflation $\tilde{\dot{p}}$ as defined by $\tilde{P}/P_0 - 1$.

By definition, the real interest rate (or *ex ante* real interest rate) is the nominal interest rate corrected from **expected** inflation. Thus:

(4) $\hat{r}_t = r_t - \tilde{\dot{p}}_t$

This is, conceptually, (one of) the true determinant(s) of investment and saving decisions and should not be substituted by the nominal interest rate or by the so called "*ex post*" real interest rate, defined as the rate of interest less (effective) inflation[20]. The *ex post* real interest rate is relevant for evaluating the effective real return on investment or the real effective cost of debt. The possible gap between the *ex-post* and the (*ex-ante*) real interest rate is equal to the expectation error on the rate of inflation. This means that the effective outcome of private agents' decisions may not necessarily coincide with their expectations.

As pointed above, the static framework is irrelevant for analyzing expectations. In this framework, the only consistent assumption is, precisely, the static expectation: $\tilde{\dot{p}} = 0$. Under this assumption the real interest rate is always equal to the nominal interest rate and the model above merges with the standard AS-AD textbook model. The comparative static proprieties of the model remain

[20] The quote marks express our discomfort with this usual terminology. Strictly speaking the *ex-pos*t interest is the interest rate corrected by the inflation drift from the issuance to the maturity. It is often used for the more than one-year interest rate corrected by the current annual rate of inflation. In the latter case we prefer using the term "Inflation corrected interest rate".

unchanged if we set $\tilde{p}$ as an exogenous (possibly non-zero) variable, the assumption we will retain at this point. Then, the resolution of the model is straightforward. (See appendix 1)

Unsurprisingly, we check the well-known property of the classical regime when the economy operates at full employment ($Y = \bar{Y}$) , namely, the **real** interest rate is determined solely by the equilibrium in the goods market and money is neutral. The equilibrium interest rate is affected by the shocks that could modify the conditions of the goods market, typically fiscal shocks or shifts in the saving or investment schedules, including exogenous shocks on full employment production. More precisely a higher production capacity lowers the interest rate. However, the real interest rate is unaffected by monetary policy shocks or shifts in the money demand curve. In turn the nominal interest rate is determined by equation (4) and is not affected by the money market conditions provided inflation expectations $\tilde{p}$ are insensitive to effective inflation. The model determines an **equilibrium real interest rate** (consistent with a general equilibrium of our model) but should be labeled in this regime **classical** or **market clearing real interest rate**, but not "natural", as full employment here is *ad hoc* and do not refer explicitly to natural unemployment.

In the fix price Keynesian regime ($P = \bar{P}$), the real interest rate and the real output level are determined simultaneously by the two equations (1)-(2) of the IS-LM system. The classical recursive causality, as well as the neutrality of money, do not hold anymore. The equilibrium of the goods market only determines a relationship between production and the real interest rate, namely the IS curve. In this regime, the real interest rate is determined not only by real, but also by monetary factors including money supply and shifts in real money demand. The (non-market clearing) equilibrium real interest rate in the Keynesian IS-LM regime is not associated to full employment. In this case one can talk about a **Keynesian** or **non-market clearing** real interest rate. The graphical discussion of static comparative effects using the saving and investment schedules becomes quite uneasy as fiscal and monetary shocks affect the production and the real interest rate simultaneously. Thus, resorting on the graphical treatment based on the I / S schedules can be misleading (see Appendix 1).

Unsurprisingly again, we find the usual properties of a Keynesian regime: fiscal and monetary policy are effective. A debt financed increase in public expenditure raises the (real) interest rate, but an expansionary monetary policy reduces the nominal interest rate and the real interest rate, because expected inflation as well as effective inflation are assumed to stay unchanged. (see Appendix 1).

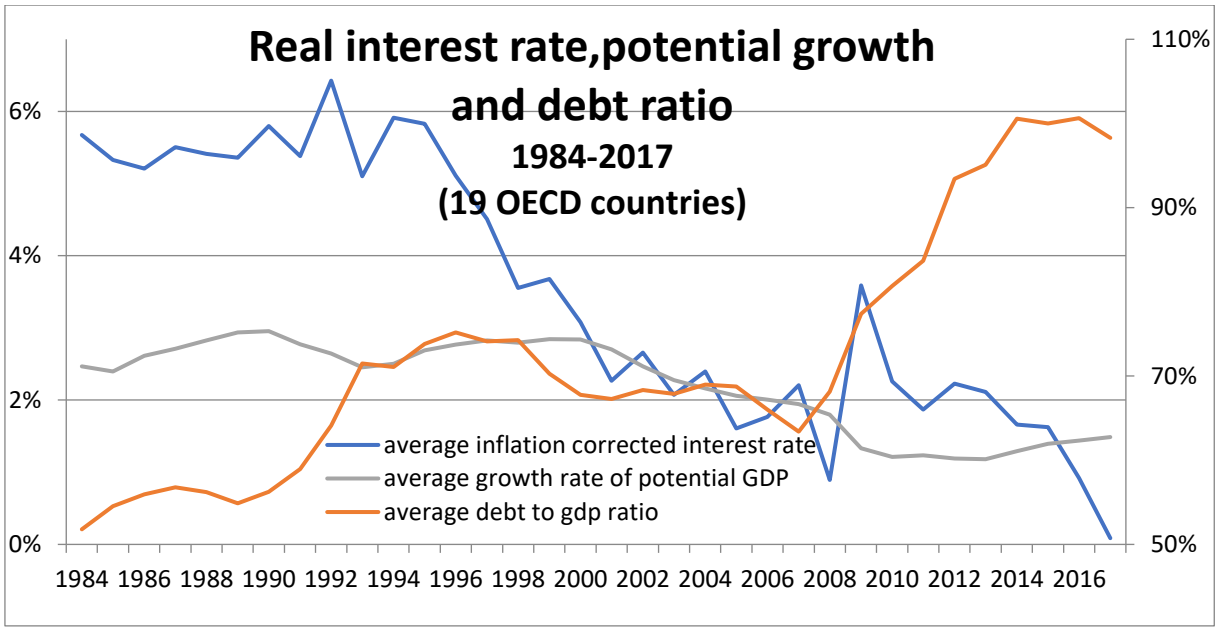
The intermediate regimes (AS-AD) stand between the two polar Classical and Keynesian cases and share much with the Keynesian regime, the main difference being that fiscal and monetary policy affects the general price level. Compared to the Keynesian regime, an expansionary demand policy has an effect somewhat weakened on real activity but pushes the rate of inflation up. We also find that a fiscal expansion increases the interest rate and an expansionary monetary policy lowers the interest rate as well as in the Keynesian regime. The effect on nominal versus real interest rates are the same due to the assumed static expectations. This means implicitly that the inflationary

consequences of fiscal and monetary policy always come as a surprise, a drawback that we will overcome in section II below, while introducing à dynamic framework. Finally, an adverse supply choc or a reduction of production capacity increases the interest rate.

2.2 Confronting the basic model to reality

The confrontation of the model's prediction to the observed facts [21] brings out two puzzles.

Figure 3.1 Real interest rate, potential growth and debt ratio



First, as we strongly argued in the first chapter, the long-term decline of the real interest rate is associated to a long-term slowdown of real activity, whereas the conventional wisdom suggests, and here the model predicts, that a decline in activity would produce an increase in the real interest rate figure 3.1. It is noteworthy that this theoretical prediction holds in our model, irrespective to the regime. In particular it holds in the classical regime as well (see appendix 1). In other words, the model predicts a negative correlation between the interest rate and the level of activity, even at full employment, and a fall in productivity would lead to an increase in the real interest rate contrary to what we see.

[21] See the introductory chapter for a detailed presentation of the main trends and stylized facts.

More generally, the influence of the labor force operates through the labor demand (by firms). If the economy is at full employment the level of production is tightly linked to the level of the labor input which in turn depends on demographic factors, labor participation, work duration and the technical progress. Consistently with the logic of absorption in the model we use, a reduction of anyone of these factors affects negatively the production capacity and has a positive impact on the real interest rate. However, if the shock is seen as durable, households may reduce consumption and increase savings which will neutralize the effect on the real interest rate. In addition, the government may also react to an adverse shock on production capacity by cutting public expenditures. These two last mechanisms are not included in the model and should be considered for explaining the falling interest rates.

A second puzzle is that there is no evidence that the long-term debt increase has led on average to an increase in the real interest rate, while the model predicts a positive effect of a debt financed increase in expenditure on the real interest rate. Recent literature (Ardagna et al. 2007, S Baldacci et al. 2010 and others) have emphasized increasing default risks on sovereign bonds when government are overindebted. However, we believe that, although there is an influence of public indebtedness on the rate of interest, the relationship is elusive and other factors operate at the same time in a different direction [22]. In the logic of the model developed above, Summers (2015a) argued that monetary policy would have been subject to an expansionary bias over a long period thus over-offsetting the influence of fiscal policy. Evidences are mixed on Summers analysis. If the empirical relation between the interest rate and the debt ratio remains fragile, there is a reasonable evidence of a relation between the risk as estimated by the rating agencies and the debt ratio (appendix 5).

Despite these two unsolved puzzles the model we have introduced in this section, certainly helps clarifying the notion of equilibrium interest rate and the relation between saving, investment and the interest rate in the different regimes: classical, Keynesian and intermediate. The graphical analysis based on the I/S schedules suggests that the root cause of a fall in interest rates are to look for in a swelling of savings or a contraction of investment. At this point we have introduced the usual instruments of fiscal and monetary policy and the production capacity for analyzing the shifts of the two schedules.

Other factors may have played a role in explaining the shifts of the I/S schedules. Many authors have conducted such an analysis including Summers, (2014, 2015b), Blanchard, O., Furceri, D., and Pescatori, A. (2014) or Bean et al. (2015). Among the reasons that have been put forward: on the saving side, increased longevity and lower fertility to save, the overabundant reserves of the emerging countries and the increase of perceived risks, may have increased the propensity to save. On the investment side the slowdown of the labor force and the decline of the relative prices of capital goods may have reduced investment. Some of these factors could be introduced as

[22] See Haugh, D., Ollivaud, P. and Turner, D. 2009. for a detailed investigation.

additional exogenous factors. Some others can be considered through appropriate extensions of the model. This is what we will discuss now.

2.3 Extensions of the basic model.

Some useful extensions may be introduced without questioning the essentials of the basic macro-model discussed above. This concerns several additional exogenous variables or mechanisms which could be introduced in the goods market equilibrium relationship in order to account for possible shifts of the saving and/or investment schedules.

2.3.1 Introduction of a risky asset

Increasing financial instability on stocks and private bonds markets may push risk adverse investors toward the safest assets, typically government bonds, thereby pulling down interest rates. Government bonds themselves are not free of risks and in an area of high mobility there is evidence that, if an increase of sovereign risk is perceived in a given country, investors would charge a risk premium and/or would shift toward the highest rated government bonds. This mechanism can be considered without changing radically the logic of our basic model. It requires however the introduction of a third asset supposedly risky, such as stocks, in addition to money and bonds. One possible specification would be assuming that the risky asset, say *A*, would depend negatively on the interest rate on government bonds, and positively on the rate of return of the risky asset r^e corrected for the risk premium ε. The demand for money and bonds would be modified accordingly:

(2.1) $M/P = L(Y, r, r^e - \varepsilon)$; (2.2) $B/P = B(Y, r, r^e - \varepsilon)$; (2.3) $A/P = B(Y, r, r^e - \varepsilon)$

The introduction a of a risky asset also requires some changes int the goods market equilibrium. It is reasonable to assume that households' consumption would depend not only on the interest rate on government bonds but also on the rate of the risky asset, corrected for the risk premium. As for firms, the cost of funds would include the risk premium and that investment would depend on r^e. (see Appendix 2 for further details)

This extension of the model could be helpful to investigate the consequences of perceived increasing risks of holding *A*, in explaining a fall in the real interest rate. An increase in r^e resulting from financial instability or raising risk premia would shift some private savings towards the safer assets thus lowering the interest rate r. However, if such an extension of the model could help

describe the developments since the last financial crisis it is unlikely to explain a downward long-term trend in real interest rates.

2.3.2 Imperfect capital mobility.

Many authors including Bernanke (2005) and Summers (2015b) have suggested that the saving glut has been partly due to an unusually large accumulation of foreign reserves by emerging and developing countries. This is quite plausible as unwarranted large current account deficits have characterized the external sector of developed countries[23] for decades. One reason for this configuration is that while OECD countries are widely open on their capital account, emerging countries are not, and capital mobility remains low within the less developed an emerging area. Accumulating foreign reserve remains a strategic priority non-OECD countries' government even though this is hardly advisable from a pure economic point of view. Whatever the reason, for analytical purposes, it is still possible to consider an exogenous large amount of savings which is invested in the OECD countries, creating the conditions of excess savings pushing down the interest rate int the OECD countries.

Considering international mechanisms requires, however, some adjustments of the model. This involves a reformulation of the goods market equilibrium in an open economy. Avoiding any sophistication, if we denote, with *Exp* and *Imp* for export and import, *CA* for the current account, and *X* for the net external position one could write:

$$Y + rX = C(Y, \hat{r}) + I(Y, r) + G + CA \qquad \text{with} \quad CA = Exp - Imp + rX$$

We recall that in an open economy, the $S = I$ relationship does not hold. Instead we get:

$$[Y + r * X - C(Y, r) - G] - I(Y, r) = S(Y, X, G, r) - I(Y, r) = CA$$

Solving for $\hat{r}$ yields $\hat{r} = \varphi(Y, X, G, CA, \hat{r}^* \dots)$

[23] This refers to the Lucas paradox (1990). The savings of the developed countries should massively move to the less developed countries because the profitability of investment projects is on average much larger in those countries than in the developed countries.

This suggests, for instance, the introduction of the current account and/or the external position as explanatory variables for the domestic interest rate.

The two extensions should be considered in empirical attempts and would certainly improve our understanding of past and present developments on interest rates. In the present paper we will take the first one, namely the influence of risk variations. The second would require a significant additional data work, as non-OECD countries are concerned, and we decided to leave such an investigation for further research.

Conversely, we decided to address other serious limitations of the theoretical approach used in this section. All the discussions, so far, have been developed using a static model under the assumption of an exogenous level of full employment production and exogenous inflation expectations. This means that attempts to estimate an equilibrium interest rate would be subject to somewhat arbitrary assumptions. In the next section we will seek to overcome this these limitations.

3. The real rate of interest dynamics.

In the preceding we have claimed that a static framework is inappropriate for analyzing the real rate of interest as expected inflation is involved. On the one hand, inflation is essentially a dynamic process and cannot be reduced to a simple change between an initial and a final equilibrium level of the general price. On the other hand, in a static framework there is no way of introducing a relevant expectation process, as static expectations (the only consistent assumption) implies that inflation is, in fact, totally unpredictable.

In the present section we move to a dynamic approach of the interest rate and we combine a short run dynamic model of inflation and a long run determination of the real interest rate borrowed to optimal growth models. This makes it possible two isolate a nominal component: or a Fisher effect, and a real component which includes the natural rate and other components such as risk premia. All these elements pave the way to a testable equation.

3.1 Expected inflation and the Fisher effect

Among the building blocks of short run dynamic models, the paradigm of the natural unemployment rate certainly stands in pole position. We will start from this conventional paradigm based on the assumption that there exists a short run inflation / unemployment trade-off, but only one rate of unemployment that stabilizes inflation and no trade-off in the long term: the so-called natural rate of unemployment. Despite serious criticisms this approach has been overwhelmingly used because it makes it possible to define a theoretically consistent and empirically measurable notion of potential output. The idea is fairly simple: in a market economy, unexpected real chocs requires price corrections and the equilibrium rate of unemployment is associated to a situation in which expected inflation errors are purely random, as rational expectations eliminate systematic errors. One important particular case is the NAIRU for which the rate of inflation follows a random walk. This means that an equilibrium (natural) rate of unemployment requires the rate of inflation be stationary.

Here, we will assume that the deviation of the inflation rate from its expected value, namely: the inflation surprise, is an increasing (linear) function of the deviation of the (log) effective production to its (log) potential level: the output gap:

(5) $\dot{p}_t - \tilde{\dot{p}}_t = \mu(y_t - \bar{y}_t)$,

a relation known as the Lucas supply curve. This relation implicitly includes the natural unemployment rate hypothesis (see appendix 3). The implications of relation (5) are well known: the potential output is the only level of production consistent with stable inflation. This production level defined as the potential output is the one obtained at a level of employment which corresponds to the natural rate of unemployment. Any attempt to maintain production larger than potential output would accelerate inflation indefinitely. In other words, the natural rate is an equilibrium rate of unemployment derived from a stationary condition. On the contrary there is not one unique equilibrium inflation rate, but a multiplicity of equilibria and the effective inflation rate will emerge as a result of many influences among which monetary policy. These settings have quite interesting empirical implications.

The relation between the inflation surprise and the output gap can be used empirically to build a consistent estimate of the expected rate of inflation and gives the way to a consistent and theoretically funded estimate of the real interest rate. Starting from an estimated Lucas supply curve (5) one can easily calculate the expected inflation using the following formula:

(6') $\tilde{\dot{p}}_t = \dot{p}_t - \mu(y_t - \bar{y}_t)$.

This formula, however, is somewhat restrictive in that sense that the unexpected inflation is solely linked to excess demand (output gap). Many other hardly predictable factors may also affect the rate inflation.

One possible source of persistent uncertainty concerning inflation lies in external factors, which are beyond governments control and prediction. It is important to keep in mind that in many open economies, households' consumption includes a sizable proportion of imports and that prices of imported goods enter as components of the CPI and other domestic demand price indices.[24] Then, denoting by π_t the (log) real exchange rate and $\dot{\pi}_t$ its change over time, the growth of the CPI can by better approximated by $\dot{p}_t^c = \dot{p}_t + (1-\lambda)\dot{\pi}_t$, where λ is the geometric weight of the domestic goods and (6') should be replaced by :

(6) $\dot{p}_t^c - \tilde{\dot{p}}_t^c = \mu(\, y_t - \bar{y}_t) + (1-\lambda)\big(\dot{\pi}_t - \tilde{\dot{\pi}}_t\big)$ (*)

The transition from the previous model is straightforward if $\bar{y}_t$ is understood as the level of production consistent with natural unemployment.

3.2 The natural rate of interest

It is now possible to define rigorously the notion of the natural rate of interest: it is the rate interest that would equalize saving and investment if production is at potential (as defined by the production consistent with the natural rate of unemployment). However, two additional remarks should be added concerning the two extensions retained for the model. As for the exchange rate plays a part into the inflation dynamics, we must qualify a stationary condition for this variable which is not so difficult. Since we have already retained the stability of the rate of inflation as a stationary condition the stability of the real exchange rate turns out to be the consistent assumption, because it corresponds to the notion that domestic prices and import prices in domestic currency would move at the same pace. As for the risk on public debt, a stable and low (negligible) risk premium sounds as a reasonable stationary condition.

Deviation of the effective interest rate from the natural rate depends on the output gap (Lucas supply curve). Other factors z_t can play a role, including nominal rigidities, cost of adjustment, unexpected change in the real exchange rate (unanticipated imported inflation).

(7) $r_t = \hat{r}_t + \tilde{\dot{p}}_t^c + z_t$

[24] See Bismut and Ramajo (2018)

By substituting in (7) one gets:

(4) $r_t = \hat{r}_t + \dot{p}_t - \mu(y_t - \bar{y}_t) + z_t$

At this point the model 1- 4 determines the production level the real interest rate, and the effective and expected rates of inflation. Compared to the model of section 1, by introducing some short run dynamic features via the Lucas supply curve, we have now a more satisfactory approach to expectation, with a true, although simplistic, expectation behavior which allows a distinction between expected and unexpected inflation. As a result, we have a consistent and computable notion of the real interest rate. This model, however, still fails to account for the decline of both the reel interest rate and the real rate of growth and to overcome this difficulty we will have to move to another theoretical framework.

3.3 The Optimal growth (intertemporal)

Despite appearances, the model of section I, though extended and completed by an expectation mechanism, does not really explain the observed developments in the interest rate for an obvious reason. There is no doubt that an increase in savings and/or a fall in investment would lead to a fall of the real interest rate but the model predicts that a slowdown of real growth would lead to an increase in the real interest rate because it would reduce (not increase) excess savings over investment. This effect is a straightforward implication of the saving and investment behavior specified in the model and the question is: why do we have excess savings? In fact, the implications of the model lie on the propensity to consume (and to save) assumption. We can imagine many exogenous reasons for an increase in excess saving, but these explanations would lie outside the model. What we are going to try now is to re-specify the model in order to include some plausible endogenous mechanisms consistent with the empirical evidence.

One alternative to the conventional propensity to consume theory: the intertemporal approach (or permanent income), could possibly reconciliate the theory with the facts. This approach is nothing like a theoretical curiosum and covers a large variety of models including the optimal growth theory à la Lucas-Ramsey-Cass. It sets that saving is the consequence of the choice of an optimal consumption overtime. One important implication of the intertemporal approach to consumption and saving is that if the income perspective is revised downward, household may react by reducing consumption and increase savings in order to smooth future consumption and this will drive the interest rate down.

If we believe in the message of the optimal growth model, there is no difficulty in recognizing that there might be, a relation between the interest rate *r* and the growth of real GDP $\dot{y}$ along the optimal

path. If we take, for instance, the optimal growth model in a decentralized economy (Cass (1965)), it is well known that in this model the optimal path state is characterized by the following relation:

(8) $\hat{r} = \delta + \frac{1}{\sigma}\dot{y} - \dot{n}$

Where δ is the time preference, and σ is the temporal elasticity of substitution, and $\dot{n}$ the rate of growth of the population. (see appendix 4).

The link between this relation and the model of section 1-3 is easy to establish. Flexible prices and perfect foresight are assumed in the optimal growth model we refer to and therefore the economy never depart from the classical regime. Full employment is achieved at any time and production is always equal to potential production. Then the interest rate is always equal to the natural rate. Therefore, merging the two approaches could lead to the following equation for the nominal interest rate. Using our notation and inserting (6) and (8) in (7) we get:

(9) $r_t = \delta + \frac{1}{\sigma}\,\bar{\dot{y}} - \dot{n} \;\; + \dot{p}_t - \mu(\, y_t - \bar{y}_t) + (1-\lambda)\dot{\pi}_t + z_t \;\;$,

a relation that could serve as a starting point for our econometric investigation.

4. Empirical application

Our objective is to achieve a better understanding of the evolution of worldwide interest rates. In restraining our investigation to the OECD countries, we inevitably miss an important side of the reality, in particular the role of the emergent countries. We believe that, at this stage, discussing about the natural interest rate in regions where the economy is characterized by substantial market imperfections is unwarranted.

On the contrary it is important to take advantage from a diversity of country cases within the developed area and for this reason we used panel data econometrics. Most available empirical studies use time-series analysis applied to a single country (essentially the United States) and put the stress on the dynamic process. We adopted a more medium term and structural approach based on a panel data which allows two possible interpretations. We are first concerned by testing a theoretical model and in this perspective a country data is an observation for testing a general model. We are also concerned by characterizing the development of the OECD area, and moreover global developments, and in this case a country data should be weighted according to its size for testing a kind of aggregate model for the OECD area. We have conducted the analysis by testing

systematically the unweighted (cross country or international) and the weighted (aggregate or global) model [25].

Our estimation strategy is based on a single equation econometric model, respectful to the theory but reflects some eclecticism. The ten-year nominal interest rate appears as the dependent variable. It could be additively decomposed in an expected inflation component (the Fischer effect) and a real interest component. To establish the link with the theoretical model of section part II, we assume that the real interest rate is equal to the natural rate plus a risk premium and possibly a white noise reflecting other determinants ignored in our simplified specification. The natural rate of interest depends on potential growth and, fiscal variables: the deficit and debt ratios. The risk premium is proxied as a function of the rating indicator (see Appendix 6 and Ramajo (2013))

$$(10) \quad r = \beta_0 + \beta_1 \tilde{\dot{p}} + \beta_2 \dot{y} + \beta_3\, sb + \beta_4 rp + \beta_5 (d/y) + \varepsilon$$

Problems concerning the variables remains to be discussed before getting a testable equation.

The **expected rate or inflation** $\tilde{\dot{p}}_t^c$ is an unobserved variable, and it stands here as an attempt to capture the Fisher effect while not imposing the theoretical unit value. What we tried to do is to avoid the awkward use of replacing the true variable: expected inflation, by effective inflation. This is not only for obvious theoretical consistence: such a proxy would imply perfect foresight and thus no inflation surprise, but also for an empirical reason. In fact, there is a serious risk that this supposedly benign specification error would introduce a spurious correlation between the real rate of interest and some explanatory variables that have no reason to play a role, leading to biased estimates and misinterpretation as we will see below.

As for **expected inflation** we finally decided to use the implicit estimates of the variable extracted from our own estimation of the Lucas supply curve (Bismut & Ramajo, 2018 or appendix 8 for an updated estimation). The idea is straightforward. The Lucas supply curve is a relation between the inflation surprise and the output gap, and more generally other unexpected shocks. We calculated the expected inflation as the difference between the observed inflation and the estimated unexpected inflation calculated from the Lucas supply curve.

$$\tilde{\dot{p}}_t^c = \dot{p}_t^c - \{\mu(\, y_t - \bar{y}_t) + (1-\lambda)\dot{\pi}_t\}$$

This method is not beyond criticisms, but the benefit is that, by construction, expected inflation is uncorrelated to the output gap and others unexpected shocks.[26]

[25] See appendix 6 for technical details

[26] We can retain many different alternative hypotheses on the inflation surprise, such as: the rate of inflation follows a random walk, so the expected inflation is equal to the lagged inflation rate. Another option can be to use official survey establish by IMF or OECD. Data used are developed in Bismut and Ramajo (2018). In appendix 8, we present the updated data to include 2017 and to cover the 19 countries in the regression (2019).

As for the **natural real rate interest**, we found arguments to retain two main factors: the potential rate of growth and the government balance ratio. We used the OECD data for these two variables. The influence we would like to capture is not the purely Keynesian cyclical effect but rather a permanent effect due to a possible Ricardian non neutrality. For this reason, we found appropriate to use the structural balance (Cyclically Adjusted Balance). One other reason of a possible influence of these variables is that they could be interpreted as an indicator of sustainability.

The **risk premium** could be measured directly using a rating indicator or indirectly as a function of the debt ratio. We tested the two options. A crude indicator was derived from the Moody's rating and introduced as an explanatory variable on the regressions. We have also tried to introduce the debt ratio as a regressor although this raises problems as we will see further. A rough test on the relation between the risk indicator and the debt ratio was done by regressing the interest rate on the debt ratio. The test confirms a significant but low correlation R^2=0,28 This is essentially due to the absence perceived risks for a number of countries x years. The same test applied to the sub sample of countries that faced critical episodes (the GIPS) yield a much stronger correlation (R^2=0,56) (see appendix 5).

The econometric analysis based on equation (10) was conducted on a panel of 19 advanced economies, over 56 years, using 4 sub samples, according to the availability of data

Sample 1: Largest group of countries (19) and the shorter period (1984-2016)
Sample 2: Small group (G7+Belgium and Sweden) and the longest period (1970-2016)
Sample 3: GIPS (Greece, Italy, Portugal and Spain) Most risky countries

Sample 4: The less risky countries (15) non GIIPS

Each estimation was performed on unweighted and GDP weighted data with individual (country). A large number of specific results can be found in appendix 7,

Table 3.1 below reports the essential results obtained on weighted data using panel econometric analysis with individual (country) fixed effects. We now discuss our main results based from our selected best equations.

The Fisher effect, as measured by the coefficient β_1 of the expected rate of inflation, is clearly confirmed. The estimated coefficient is close to one and significantly different from zero when estimated on the full sample. It is closer to 0.5 and significantly different from 1 when estimated on the G7+ sample and significantly different from 1. This result may come from an oversimplified specification of the anticipation, especially in the time structure.[27] However, the coefficient has the expected sign and the positive empirical relation between nominal interest rate and expected inflation rate is established. The coefficients are quite similar between weighted and non-weighted

[27] Additional tests tend to support this guess (see Appendix 7). This point deserves further investigation.

model, which means that the power of explanation of expected inflation rate is identical for all countries, regardless of their size.

Table 3.1 Econometric estimation of model (10) Bests selected results

Dependent variable Ten-year interest rate	All countries	G7+Belgium and Sweden	GIPS	Non GIPS
Number of countries	19	9	4	15
Time period	1984-2016	1970-2016		
Expected inflation	0.965***	0.513***	0.920***	1.074***
	(0.0333)	(0.0310)	(0.0527)	(0.0514)
Potential growth	1.682***	1.213***	1.694***	1.782***
	(0.0995)	(0.140)	(0.292)	(0.0992)
Risk indicator	0.155***	0.00314	0.200***	0.0408**
	(0.0109)	(0.0232)	(0.0230)	(0.0187)
Structural balance	-0.339***	-0.335***	-0.517***	-0.321***
	(0.0360)	(0.0423)	(0.0844)	(0.0396)
Constant	-0.0236***	0.00788*	-0.0589***	-0.0192***
	(0.00312)	(0.00406)	(0.0116)	(0.00280)
Nb of observations	633	426	133	500
R-squared	0.718	0.644	0.792	0.691
Adjusted R-squared	0.708	0.634	0.780	0.680

Standard errors between brackets.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

The relation between potential growth and the natural rate of interest turns out to be particularly significant in our econometric investigation and comforts the results obtains on time-series empirical works by Laubach-Williams (2016), Hamilton et al (2016) and others. Coefficient β_2 is highly significant in all regressions and tends to be larger than one, except in the case of the GIPS for which econometric results should be interpreted with caution given the peculiarity of this small group. Based on the theoretical interpretation a figure of 2 or 2.5 sounds quite plausible as it would correspond to an intertemporal elasticity of 0.5 or 0.4 a range often retained in calibrations. This effect highly contributes to explain the declining trend in interest rate in OECD countries.

The cyclically adjusted fiscal balance has been retained among the plausible determinants of the rate of interest to make allowance for some Keynesian and/or non-Ricardian features. There is, actually, a clear statistical evidence of an effect of this variable on the real interest rate consistent with a number of empirical findings that has been published for more than four decades (see: Baldacci and Kumar (2010), Faini (2006), Haugh, et al (2009), Tanzi and Fanizza (1995) The

estimated coefficient β_3 is significantly negative, consistently with the theory, and equal to -0.34 when estimated on the full on the G7+ samples and larger and equal to -0,52 when estimated on the GIPS suggesting some sort of non-linearity. This means that a deterioration of the (structural) fiscal deficit by 1% of GDP would lead to an increase of the rate of interest by 0.3 percentage points for the countries that do not suffer from fiscal difficulties. However, the theoretical interpretation is not easy. One important point to note is that during the last recession soaring fiscal deficit did not raise the interest rate that much, although a negative effect is identified econometrically. It is noteworthy that the weighted estimation lead to smaller values of β_3 coefficients except for the GIPS. It may be the case that other factors such as a potential slowdown have offset the positive effect of fiscal policies, but the results are still puzzling.

The risk factor has been tested throughout the introduction a measure based on the ratings but there the evidences are mixed. The estimated coefficients β_4 are of the correct positive sign (an increasing risk lead to a rise of the interest rate) not significant in the G7+ sample which in not surprising because ratings are high for these countries and there is no variance (no risk). On the contrary the coefficient is larger and significant for the full sample through which the risk indicator varies. Furthermore, the risk indicator is poor and factors explaining the risk are correlated with other variables, in particular fiscal variables. We believe that the fiscal balance captures in part a risk effect and the debt ratio is likely to be an even better indicator (see Corsetti et al. 2012).

The introduction of the debt ratio brings counterintuitive outcome with an estimated coefficient β_5 stubbornly of the wrong signs and significantly. This result is of course unacceptable, and we have tried to understand why this was so. The first reason we found is that there is an important collinearity between the debt ratio and other variables noticeable the fiscal balance. This is apparent because when the debt ratio is introduced the other coefficients change but the R2 does not change that much. But there is another deeper reason. We think that the debt ratio cannot be treated as an exogenous variable because decision concerning debt level is largely (a decreasing) function of the rate of interest and the negative sign of β_5 reflect the reversed causality : a low interest rate makes the ease the increase of the government debt. In fact, the interest rate and the debt ratio are jointly determined, and a single equation method of estimation may lead to simultaneity biases. [28]

To assess the robustness and the adequacy of the specifications derived from the theory we have tested unconstrained (less constrained). One important point to check to that respect is the choice we have made to use the rate of expected inflation derived from the Lucas supply curve. For this purpose, we have tested a specification of our model (10) but replacing the expected inflation rate we have calculated by its determinants: the output gap and the real exchange rate. The coefficients have the expected signs but the gain in terms of R2 is negligible. We have also added the inflation surprise as a function with the expected inflation of our model and we have found that the inflation

[28] In a recent paper, Blanchard (2019) has convincingly argued that governments should take advantage of historically low interest rates to expand public expenditures in order to sustain flattering activity. Our results suggest that governments could have anticipated this explicit advice well before. This deserve attention and will be investigated in further research.

surprise according to the Lucas supply curve and we found this variable sometimes significant, which suggests that the movements of the output gap are not totally unanticipated. However, the major findings are not put into question and we conclude that our estimated model is fairly robust.

The weighted estimations are close to the unweighted ones indicating that OECD countries are structurally similar (in Appendix 7). We note that the estimation coefficient of the potential growth is much larger in weighed than in unweighted estimations and we have not found any reason for explaining such a difference. The largest figures are not implausible, and we may simply say the role of potential growth in explaining the decline of the interest rates in the OECD as a region is confirmed.

5. Concluding remarks.

In this paper, we have tried to clarify some aspects of the debate concerning the medium-term evolution of the interest rates. Conventional macroeconomic models, although useful, fall short of explaining some important observed facts in particular the downward trends in interest rates together with the slowdown of real activity across the developed countries. Macro-models based on intertemporal microeconomic behavior perform somewhat better. The plausible explanation that comes out of these models is that household have reacted to a permanent slowdown of potential by increasing their savings thereby pushing interest down. However, this story, in line with the recent literature on the secular stagnation remain to be confirmed and refined. For that purpose, we have developed some empirical work based on an eclectic approach, leaving allowance to alternative pieces of explanation. We used panel data econometrics for testing a number to ideas. The result obtained at this stage are encouraging but a lot of work remain to do that we plane to develop in further researches on the four following points.

- One useful complement would be to extend our database to include emerging and less developed countries.
- Based on some preliminary test it would be important to refine the dynamics of the tested equations, even though the panel econometrics applied on annual data does not offer favorable conditions for that.
- The fiscal determinants need some caveats. As indicated above, we suspect a serious simultaneity problem between the interest rate and the level of public debt. Needless to insist on the relevance of this interaction for the fiscal policy in the coming years.
- The empirical relation between the risk premia and level of debt and possibly other determinants requires some additional research. We have identified non-linearity problems that could be treated properly.

The above list is of course not complete, and we will keep on contributing in further research.

6. References

Aisen, A. and Hauner, D. 2008. "Budget Deficits and Interest Rates: A Fresh Perspective." *IMF Working Paper* WP/08/42.

Ardagna, S., Caselli, F. and Lane, T. 2007. "Fiscal Discipline and the Cost of Public Debt: Some Estimates for OECD Countries". *The B.E. Journal of Macroeconomics*. Vol.7, 1.

Arteta, C. and Hale, G. 2008. "Sovereign debt crises and credit to the private sector". *Journal of International Economics.* Vol. 74: pp. 53-69

Atkinson, P. and Chouraqui, J-C. 1985. "The origins of the high level of the interest rates", *OECD Economic Review,* nº 5 October

Baghli, M., Bouthevillain, C., De Bandt, O., Fraisse, H., Le Bihan, H. and Rousseaux, P. 2002. "PIB potential et écart de production: quelques évaluations pour la France". *Notes d'études et de recherche, Banque de France*. NER 89.

Baldacci, E. and Kumar, M. 2010. "Fiscal Deficits, Public Debt and Sovereign Bonds Yields". *IMF Working Paper* 10-184.

Baldwin, R. and Teulings, C. 2014. "Secular Stagnation: Facts, Causes and Cures". A VoxEU eBook, London: *CEPR Press*

Barell, R., Holland, D. and Hurst, I. 2012. "Fiscal Consolidation. Part II. Fiscal Multipliers and Fiscal Consolidations". *OECD Economics Department.* Working Papers, n°935.

Barro, R.J. 1974. "Are government bonds net wealth?". *Journal of Political Economy*. Vol. 82(6): pp. 1095-1117.

Bean, C., Broda, C., Ito, T. and Kroszner, R. 2015. "Low for Long? Causes and Consequences of Persistently Low Interest Rates". Geneva Reports on the World Economy 2015. ICMB, *CEPR Press*.

Bernanke, B. 2005. *"The global saving glut and the US current account deficit"* Speech 77, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

Bernanke, B.S. 2015. "Why are interest rates so low?" *Ben Bernanke's blog*.

Bi, H. and Leeper, E.M. 2010. "Sovereign Debt Risk Premia and Fiscal Policy in Sweden." *NBER Working Paper* 15810.

Bismut, C. 1993. "Les taux d'intérêts réels et l'équilibre entre l'épargne et l'investissement", dans Artus, P., Bismut, C. et Plihon, D. (eds.). *L'épargne.* Collection Economie, PUF.

Bismut, C and Ramajo, I. 2018. “On the empirical relevance of the Lucas supply curve. (A note)”. *CEE-M Working Paper 2018-26.*

Bismut, C. and Ramajo, I. 2019. “A world of low interest rates”. CEE-M Working Paper 2019-06.

Blanchard, O. 2019. “Public Debt and Low Interest Rates”. *American Economic Review, Papers and Proceedings.*

Blanchard, O., Lorenzoni, G and L’Huiller, J-P. 2017. “Short-run effects of lower productivity growth. A twist on the secular stagnation hypothesis”. *Journal of Policy Modeling.* Vol.39, pp. 639-649.

Blanchard, O., Dell’Ariccia, G. and Mauro, P. 2010. “Rethinking Macroeconomic Policy” *IMF Staff Position Note* SPN 10/03, February 12.

Blanchard, O., Furceri, D. and Pescatori, A. 2014. “A prolonged period of low real interest rates?” *Secular stagnation: facts, causes and cures,* p.101.

Blanchard, O. and Summers, L. 1984. “Perspectives on High World real Interest Rates”. *Brookings Papers on Economic Activity.* No.2, pp. 273-334.

Blundell-Wignall, A. and Slovik P. 2010. “The EU Stress Test and Sovereign Debt Exposures.” *OECD Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions*. No.4, OECD Financial Affairs Division.

Bodie, Z., Kane, A. and McDonald, R. 1983. “Why are the interest rates so low?” *NBER Working Paper* n^{o} 1141, June.

Borgy, V., Laubach, T., Mesonnier, J-S. and Renne, J-P. 2011. “Fiscal policy, default risk and Euro area sovereign bond spreads”. *Mimeo. Banque de France.*

Browne, F. and Tease, W. 1992. “The information content of interest rate spreads across financial systems”. OECD *Economic Department WP* No.109.

Cass, D. 1965. "Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation". *Review of Economic Studies*. **32** (3): 233–240.

Cole, HL. and Kehoe, TJ. 2000. “Self-Fulfilling Debt Crises”. *Review of Economic Studies* 67.

Corsetti, G., Kuester, K., Meier, A. and Mueller, G. 2012. *“*Sovereign Risk, Fiscal Policy and Macroeconomic Stability”. *IMF Working Paper* 12-33.

Corsetti, G. and Roubini, N. 1991. “Fiscal Deficits, Public Debt and Government Solvency: Evidence from OECD Countries”. *NBER Working Paper* No. 3658.

Danthine, J-P. 2016. “The interest rate unbound?”. *Hutchins Center Working Paper.* June No. 19.

Davis, E. P. and Henry, S.G.B. 1994. “The use of financial spreads as indicator variables: evidence for the U.K. and Germany”. *IMF Working Paper* 94/31.

Del Negro, M., Giannone, D., Giannoni, M. P., and Tambalotti, A. 2017. “Safety, Liquidity, and the Natural Rate of Interest”. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, 2018(866).*

Eggertsson, G.B., Mehrotra, N.R., Singh, S.R. and Summers, L.H. 2016. “A contagious Malady? Open Economy Dimensions of Secular Stagnation.” *IMF Economic Review* Vol. 64, No. 4.

Eichengreen, B. 2017. “A two-handed approach to secular stagnation: Some thoughts based on 1930s experience”. *Journal of Policy Modeling.* Vol.39, pp. 650-654.

Faini, R. 2006. “Fiscal policy and interest rates in Europe”. *Economic Policy*. Vol.21 (47). pp. 443-489.

Gordon, R. 2012 “Is US economic growth over? Faltering innovation confronts the six headwinds”, *CEPR Policy insight no 63*

Gourinchas, P-O. and Rey, H. 2017. “Real Interest Rates, Imbalances and the Curse of Regional Safe Asset Providers at the Zero Lower Bound.” *NBER Working Paper 22618,* National Bureau of Economic Research.

Hagemann, R. 2012. “Fiscal Consolidation. Part VI. What Are the Best Policy Instruments for Fiscal Consolidation?”. *OECD Economics Department* Working Papers, n°937.

Hamilton, J.D., Harris, E.S., Hatzius, J. and West K.D. 2016. “The Equilibrium Real Funds Rate: Past, Present and Future”. IMF Economic Review, Palgrave Macmillan; IMF, vol 64(4), pp. 660-707, November.

Hansen, A. 1939. “Economic progress and Declining Population Growth”. *American Economic Review*, 29(1): 1-15.

Harjes, T. 2011. “Financial integration and corporate funding costs in Europe after the financial and sovereign debt crisis”. *IMF country report* No. 11/186.

Haugh, D., Ollivaud, P. and Turner, D. 2009. “What drives sovereign risk premiums? An analysis of recent evidence from the euro area”. *OECD Economics Department*. Working paper no. 718, July.

Holston, K. Laubach, T and Williams, J-C. 2017. “Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants”. *Journal of International Economics, 108:S59-S75.*

I.M.F. 2012. “Coping with High Debt and Sluggish Growth.” in *World Economic Outlook,* October 2012, 250 pages.

King, M. and Low, D. 2014. “Measuring the “world” real interest rate”. *NBER Working Paper* Series 19887.

Laubach, T. and Williams, J-C. 2003. “Measuring the Natural Rate of Interest,” *Review of Economics and Statistics*, 85(4), November, 1063–1070.

Lucas, R. 1990. “Why doesn’t Capital Flow from Rich to Poor Countries?” *American Economic Review* 80, 92–96.

Mehl, A-J. 2000. “Réexamen de la distinction entre récession et rupture de tendance : une application au Japon des années 1990.” Thèse en Economie. Paris : Université Paris IX-Dauphine, 170p.

Merola, R. and Sutherland, D. 2012. “Fiscal Consolidation. Part III. Long-Run Projections and Fiscal Gap Calculations”. *OECD Economics Department* Working Papers, n°934.

Molnar, M. 2012. “Fiscal Consolidation. Part VI. What Factors Determine the Success of Consolidation Efforts?”. *OECD Economics Department* Working Papers, n°936.

Pebereau, M. 2006. “Rompre avec la facilité de la dette publique”. Rapport officiel. *La Documentation Française*.

Perotti, R. 2011. “The Austerity Myth: Gain Without Pain?” *NBER Working Paper* No. 17571.

Rachel, L. and Summers, L. 2019. “On Falling Neutral Real Rates, Fiscal Policy, and the Risk of Secular Stagnation”. *Brookings Papers on economic activity,* BPEA Conference Drafts, March 7-8, 2019.

Rachel, L. and Smith, T. D. 2017. “Are low real interest rates here to stay?” *International Journal of Central Banking*, 13(3):1-42.

Ramajo, I. 2013. “Les facteurs explicatifs de la prime de risque sur les obligations d’Etat: analyse théorique et application empirique sur la zone euro.” Mémoire de recherche M2 Economie, Université de Montpellier, 98p.

Ramey, V.A. 2011. “Identifying government spending shocks: It’s all in the timing”. *Quaterly Journal of Economics*. Vol. 126(1): pp 1-50.

Reinhart, C. and Rogoff, K. 2008. “This Time is Different: A panoramic view of eight centuries of financial crises”. *NBER Working Paper* 13882.

Reinhart, C. and Rogoff, K. 2010. “Growth in a Time of Debt”. *American Economic Review*, Vol. 100, May.

Reinhart, V. and Sack, B. 2000. “The Economic Consequences of Disappearing Government Debt”. *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 2. pp 163-220.

Remolona, E.M., Scatigna, M. and Wu, E. 2007. "Interpreting sovereign spreads". *Bis Quaterly Review*. March, pp27-39.

Rogoff, K. 2017. "Monetary policy in a low interest rate world". *Journal of Policy Modeling.* Vol.39, pp.673-679

Schmelzing, P. 2017. "Global real interest rates since 1311: Renaissance roots and rapid reversals". https://bankunderground.co.uk/2017/11/06/guest-post-global-real-interest-rates-since-1311-renaissance-roots-and-rapid-reversals/

Schuknecht, L., Von Hagen, J. and Wolswijk, G. 2010. "Government Bond Risk Premiums in the EU Revisited: The Impact of the Financial Crisis". *European Central Bank, working paper.* No. 1152, February.

Seater, J.T. 1993. "Ricardian Equivalence". *Journal of Economic Literature.* Vol. 31(1), pp. 142-190.

Sgherri, S. and Edda, Z. 2009. "Euro area sovereign risk during the crisis". *IMF Working Paper* 09-222.

Shea, G.S. 1985. "Long memory model of interest rates, the term structure, and variance bounds tests". *International Finance Discussion Papers* No. 258.

Spaventa, L. 1986. "The Growth of Public Debt: Sustainability, Fiscal Rules and Monetary Rules". *IMF Working Paper* 86/08.

Summers, L. 2013. "Why Stagnation Might Prove to be the New Normal." *The Financial Times.*

Summers, L. 2014. "U.S. Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound." NABE *Business Economics* Vol.49, No.2, pp. 65-73.

Summers, L. 2015a. "Demand Side Secular Stagnation." *American Economic Review: Papers and Proceedings* Vol. 105(5), pp.60-65.

Summers, L. 2015b. "On Secular Stagnation: Larry Summers responds to Ben Bernanke". Ben Bernanke's Blog, April 1, 2015. https://www.brookings.edu/blog/ben-bernanke/2015/04/01/on-secular-stagnation-larry-summers-responds-to-ben-bernanke/

Sutherland, D., Hoeller. P. and Merola, R. 2012. "Fiscal Consolidation. Part I. How Much is Needed and How to Reduce Debt to a Prudent Level?". *OECD Economics Department* Working Paper, n°932.

Svensson, L.E.O. 1994. "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994". *IMF Working Paper* 94/114.

Tanzi, V. and Fanizza D. 1995. “Fiscal Deficit and Public Debt in Industrial Countries, 1970-1994”. *IMF Working Paper* WP/95/130.

Turner, D. and Spinelli, F. 2011. “Explaining the Interest-Rate-Growth Differential Underlying Government Debt Dynamics.” *OECD Economics Department Working Papers.* No. 919, OECD Publishing.

Warnock, F.E. and Warnock, V.C. 2005. “International Capital Flows and U.S. Interest Rates”. *Board of Governors of the Federal Reserve System.* International Finance Discussion Papers No.840.

7. Appendix

7.1 Appendix 1: Basic model (AS-AD)

7.1.1 Resolution of the AS AD model

We differentiate the equilibrium relations on the goods and on the money market (1) and (2):

(1) $(1-H_Y)dY + H_Y dT - H_r dr - dG = 0$

(2) $dM - PL_Y dY - PL_r dr - LdP = 0$ or alternatively $L\left[\frac{dM}{M} - \frac{dP}{P}\right] - L_Y dY - L_r dr = 0$

- The classical regime (flexible prices) is obtained by setting $Y = \bar{Y}$ exogenous in (1) and (2).

The endogenous variable are r et P . We find the typical causal structure of the classical model: 1/ *dr* detemined by the goods market, 2/ *dp* determined by the money market. The multipliers are:

$$\frac{\partial r}{\partial G} = -\frac{1}{H_r} > 0 \qquad \frac{\partial r}{\partial T} = \frac{H_Y}{H_r} < 0 \qquad \frac{\partial r}{\partial M} = 0 \qquad \frac{\partial r}{\partial \bar{Y}} = \frac{1-H_Y}{H_r} < 0$$

$$\frac{\partial P}{\partial G}\frac{1}{P} = \frac{\frac{L_r}{L}}{H_r} > 0 \qquad \frac{\partial P}{\partial T}\frac{1}{P} = -\frac{\frac{H_Y L_r}{L}}{H_r} < 0 \qquad \frac{\partial P}{\partial M}\frac{M}{P} = 1 \qquad \frac{\partial P}{\partial \bar{Y}}\frac{1}{P} = -\frac{L_y}{L}\left[1 + \frac{(1-H_Y)L_r}{H_r L_y}\right] < 0$$

- Keynesian regime (fix prices). Here, *P* is assumed to be exogenous.

Denoting the slopes of the IS and LM curve: $\eta_{LM} = -\frac{L_Y}{L_r}$, $\eta_{IS} = \frac{(1-H_Y)}{H_r}$, it is convenient to set:

$$D = (1-H_Y) + \frac{H_r L_Y}{L_r} = (1-H_Y)\left[1 - \frac{\eta_{LM}}{\eta_{IS}}\right]$$

Solving (1) and (2) for *dY* and *dr* We get the following multipliers:

$$\frac{\partial Y}{\partial G} = \frac{1}{D} > 0 \qquad \frac{\partial Y}{\partial T} = -\frac{H_Y}{D} < 0 \qquad \frac{\partial Y}{\partial M} = \frac{H_r}{DPL_r} > 0 \qquad \frac{\partial Y}{\partial P} = -\frac{H_r}{DPL_r}\frac{M}{P} < 0$$

$$\frac{\partial r}{\partial G} = -\frac{\frac{L_Y}{L_r}}{D} > 0 \qquad \frac{\partial r}{\partial T} = \frac{\frac{H_Y L_Y}{L_r}}{D} < 0 \qquad \frac{\partial r}{\partial M} = \frac{1-H_Y}{DPL_r} < 0 \qquad \frac{\partial r}{\partial P} = -\frac{1-H_Y}{DPL_r}\frac{M}{P} > 0$$

- Intermediate regimes (AS-AD),

By eliminating *dr* in (1) and (2) we get the aggregate demand AD, a relation between *dY* and *dP* .

$$(AD) \quad DdY = \frac{LH_r}{L_r}\left[\frac{dM}{M} - \frac{dP}{P}\right] + dG - H_Y dT = 0$$

We add the linearized aggregate supply (3) curve AS. Denoting the elasticity of f: $\varepsilon_{AS} = \frac{f'}{f}Y$:

$$(AS) \quad \frac{dP}{P} = \left(\frac{f'}{f}\right)dY \quad or \quad \frac{dP}{P} = \varepsilon_{AS}\frac{dY}{Y}$$

Denoting the elasticity of the demand for money with respect to Y: $\varepsilon_{Ly} = \frac{L_Y Y}{L}$ and setting:

$$\Delta = D + \left(\frac{f'}{f}\right)\frac{H_r M}{PL_r} = (1 - H_Y)\left[1 - \frac{\eta_{LM}}{\eta_{IS}}\left(1 + \frac{\varepsilon_{AS}}{\varepsilon_{Ly}}\right)\right]$$

Solving for *dY* is then trivial.

$$\Delta dY = dG - H_Y dT + \frac{H_r}{PL_r} dM$$

We then take equation (2) we replace *dY* and *dP* and we solve for *dr* and we get finally:

$$\Delta dr = -\frac{L_Y}{L_r}\left[\left(1 + \frac{\varepsilon_{AS}}{\varepsilon_{Ly}}\right)\right]\{dG - H_Y dT\} + \frac{(1 - H_Y)}{PL_r}\, dM$$

It is easy to establish the table 3x3 multipliers of which none have an ambiguous sign.

$$\frac{\partial Y}{\partial G} = \frac{1}{\Delta} > 0 \qquad \frac{\partial Y}{\partial T} = -\frac{H_Y}{\Delta} < 0 \qquad \frac{\partial Y}{\partial M} = \frac{H_r}{\Delta PL_r} > 0$$

$$\frac{\partial P}{\partial G}\frac{1}{P} = \frac{(f/f')}{\Delta} > 0 \qquad \frac{\partial P}{\partial T}\frac{1}{P} = -\frac{\varepsilon_{AS} H_Y}{\Delta} < 0 \qquad \frac{\partial P}{\partial M}\frac{1}{P} = \frac{(f/f')H_r}{\Delta PL_r} > 0$$

$$\frac{\partial r}{\partial G} = \frac{-\frac{L_Y}{L_r}\left[\left(1+\frac{\varepsilon_{AS}}{\varepsilon_{Ly}}\right)\right]}{\Delta} > 0 \qquad \frac{\partial r}{\partial T} = \frac{H_Y\frac{L_Y}{L_r}\left[\left(1+\frac{\varepsilon_{AS}}{\varepsilon_{Ly}}\right)\right]}{\Delta} < 0 \qquad \frac{\partial r}{\partial M} = \frac{(1-H_Y)}{\Delta PL_r} < 0$$

Note: $\varepsilon_{AS} = 0$ correspond to the Keynesian regime and $\varepsilon_{AS} \to \infty$ to the Classical regime.

7.2.2 The good use of the I=S diagram

The AS-AD diagram (figure 3.2) helps understand the consequences of various shocks on output and the general price level, but the response of the interest rate is not visible. The I=S diagram is often used to discuss the reaction of the rate of interest to shocks, but it turns out to be uneasy to use under non classical regimes. In Keynesian or intermediate regimes output reacts and will cause endogenous shifts to the saving and investment schedule. For example, a monetary expansion will raise output and will push the saving schedule upward thus causing a fall in the rate of interest but at the same time demand expansion will move the investment schedule upward thus pushing up the interest rate. In this case, a pure diagrammatic reasoning is inconclusive while an analytic examination concludes that the interest rate will fall unambiguously (see calculated multipliers). In addition, whatever the regime, reactions of the interest rate to supply shocks are uneasy to characterize. An adverse supply shock (a reduction of production capacity) will reduce *Y* and thus will push down savings and raise the interest rate but it will also reduce investment and thus will push interest rates downward (figure 3.3). Again, the diagrammatic approach is inconclusive while the analytical conclude to an increase of the interest rate.

Figure 3.2 The Three regimes of the AS-AD model

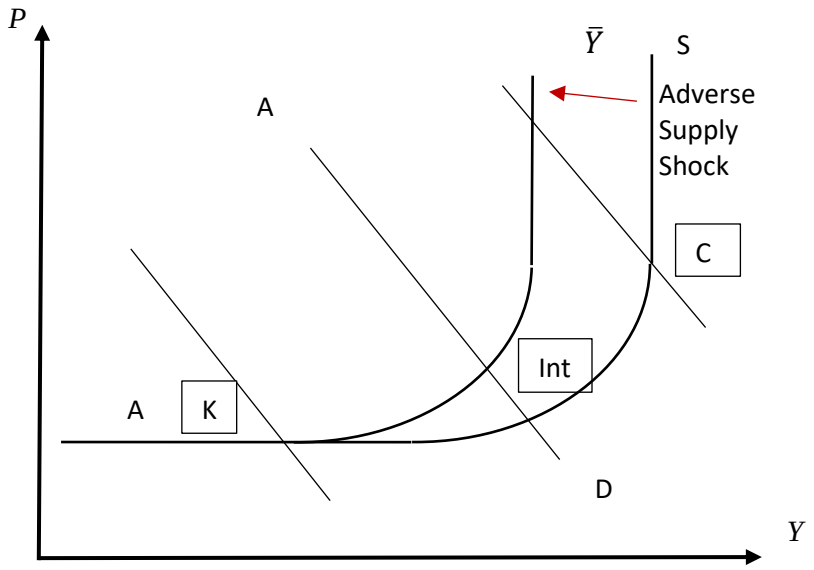
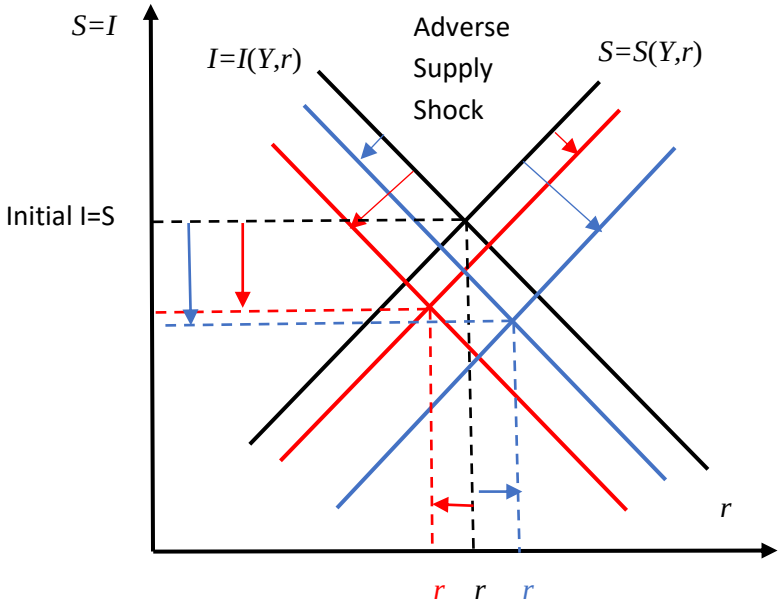


Figure 3.3 The I=S diagram: Two cases of adverse supply shocks (dY<0)



7.2 Appendix 2: Extension of the model.

What difference it makes when a risky asset is introduced along supposedly non-risky government bonds? Clearly, the model should be modified but not to the extent that the general logic of the model would be put into question. At minimum we will have to consider that in addition to money and bonds, households have the option to put a part of their savings, for instance in equities which returns are not guaranteed. We denote with *A* the amount of risky assets and by r^e the expected rate of return. Private agents are risk-averse and thus, will ask for a risk premium: ε, when putting their savings on the risky asset, which means that: $r^e - \varepsilon$ would be a certainty equivalent rate or return, comparable to r . Money, bonds and equities are gross substitutes and the two rates are would affects the three assets demands. Households' consumption is likely to be affected by the two rates in real terms. As for firms it is reasonable assume that investment would depend on the real risky rate $\hat{r}^e$ as the cost of financing capital goods. Thus, the model should be re-specified as follow:

(1) $Y = C(Y, \hat{r}, \hat{r}^e - \varepsilon) + I(Y, \hat{r}^e) + G$, or equivalently (1') $S(Y, \hat{r}, G) = I(Y, \hat{r})$.
(2.1) $M/P = L(Y, r, r^e - \varepsilon)$; (2.2) $B/P = B(Y, r, r^e - \varepsilon)$; (2.3) $A/P = B(Y, r, r^e - \varepsilon)$
(3) $P = f^s(Y)$
(4.1) $\hat{r}_t = r - \tilde{p}_t$. (4.2) $\hat{r}^e = r^e - \tilde{p}_t$.

Although the rates of returns are not equal, they are related. From equations (2.2) and (2.3) we can describe private agents' bond/equity arbitrage by considering the ratio *B*/*A* :

$$\frac{B}{A} = \xi(Y, r, r^e - \varepsilon)$$

This equation contains an implicit relation between r^e and *r*.

$$r^e = \varphi(\frac{B}{A}, Y, r, \varepsilon)$$

If the ratio of debt to equity remains unchanged an increase in the rate of interest implies a rise in the rate of return of the risky asset. The increase in the share of government debt relative to firms' equities requires a raise in the interest rate on bonds or a reduction of the rate of return on equities. An increase in the risk premium requires an offsetting increase in the rate of return of the risky assets.

It is easy to check rapidly that the macroeconomic properties of the model remain mostly unchanged. If we eliminate r^e using φ we get a model very similar to model (1-4). If *A/B* is unchanged the multipliers have the same forms and the same signs. If the risk increases in the private sector, so that the risk premium widens, the model predicts a fall in the interest rate on government bonds.

7.3 Appendix 3: The Lucas supply curve and the natural rate of unemployment.

The Lucas supply curve can be derived from two assumptions

The natural rate of unemployment hypothesis. This means that although some inflation unemployment trade-off may exist in the short run, there is only one rate of unemployment $\overline{U}$, the natural rate of unemployment, consistent with the absence of inflation surprise in the long run. One general expression for his assumption is a relation between Inflation surprise and the unemployment gap:

(1) $\dot{p}_t - \tilde{\dot{p}}_t = -\beta(U_t - \overline{U})$

Were $\dot{p}_t$ is the rate of inflation and its expected value $\tilde{\dot{p}}_t$. Note that NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) is the case for which $\tilde{\dot{p}}_t = \dot{p}_{t-1}$

The Okun's law. It is the short run relation between the unemployment and the level of production. This can be written as a relation between the unemployment gap and the output gap.

(2) $U_t - \bar{U} = -\zeta(y_t - \bar{y})$

The coefficient ζ, called Okun's coefficient, measures the reduction of the unemployment resulting from a one percent increase in production.

The Lucas supply curve is obtained by replacing the unemployment gap $U_t - \bar{U}$ in (1) by its expression taken from (2).

(3) $\dot{p}_t - \tilde{\dot{p}}_t = \mu(y_t - \bar{y})$ with $\mu = \beta\zeta$

Therefore, assuming a Lucas supply curve implies the natural rate hypothesis.

7.4 Appendix 4: Intertemporal approach / decentralized models

Equation (8) in the text: $\hat{r} = \delta + \frac{1}{\sigma}\dot{y} - \dot{n}$, where δ is the time preference, and σ is the intertemporal elasticity of substitution, and $\dot{n}$ the rate of growth of the population. is said to be well known. It is nothing but the Ramsey rule transposed in decentralized competitive economy (Cass, 1965), and assuming an isoelastic utility function:

$$U(t) = \int_{s=t}^{\infty} e^{-(\delta-\dot{n})s} \frac{c(s)^{1-\frac{1}{\sigma}}}{1-\frac{1}{\sigma}}$$

where σ is the intertemporal elasticity of substitution.

These elements are usual in neoclassical growth theory. It is important to keep in mind that equation (8) is a property of the optimal path (not only the stationary state) generated by a flexible price model (full employment along the adjustment path).

The intertemporal approach is based on this type of model, but it focusses particularly on the response of the economy to different kinds of chocs, typically: permanent as opposed to transitory. This point of view is relevant for most of the question raised in this paper.

7.5 Appendix 5: Relation between debt ratio and risk measure

Table 3.2 Relation between debt ratio and risk measure

	All countries	G7+Belgium and Sweden	GIPS	Non-GIPS
	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Risk indicator	Risk indicator	Risk indicator	Risk indicator
Debt ratio	0.203***	0.0916***	0.442***	0.0749***
	(0.0131)	(0.00724)	(0.0346)	(0.00839)
Constant	-0.0678***	-0.0413***	-0.187***	-0.0117**
	(0.00997)	(0.00596)	(0.0345)	(0.00582)
Observations	646	432	136	510
R-squared	0.277	0.275	0.556	0.139
Number of country1	19	9	4	15

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

The level of correlation ranges between 0.14 and 0.56 according to the samples. We observe a positive and highly significant relation between debt ratio and our risk measure.

7.6 Appendix 6: Data description

In this paper, we have conducted a statistical and econometrical analysis on nineteen OECD countries for which most macroeconomic annual data are available from 1970 to 2017. The list includes Australia, Belgium, Canada, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Italy, Japan, Korea, Netherlands, New Zealand, Portugal, Spain, Sweden, Switzerland, United Kingdom and United States. The objective was to select the largest and the longest balanced panel. We construct four different samples (balance panel) for the analysis.

The data come from (mostly) OECD Economic Outlook No 104-November 2018 (GDP in volume, CPI index, long-term interest rates on government bonds, general government gross financial liabilities in percent of GDP, general government net lending in percent of GDP). To complete the series, we have also used OECD Economic Outlook (No 73-June 2003) for a limited number of countries in order to have the largest samples as possible (data calibration between of two data sources, especially for real growth, where we have two different base years). In some cases, like for France for the output gap, we found substantial revisions of the output gap since OECD-2003 (up to 2 percentage points of GDP for the year 1985). Thus, we found preferable to complete the output series using the HP filter for the years before 1985, taking the high frequencies component proxy for the output gap like in Baghli, (2002) et al. use in a similar study.

The OECD data for Unified Germany start in 1991 and in order to retain Germany in our panel we used the data available FRG (West Germany) before the unification. We connected the two sub periods and we estimated 91/90 rate of growth by the average rate of growth of GDPs 3 years before and 3 years after the reunification in order to avoid a jump in 1991 and smooth the series, as there is some overlap between the old national accounts for the FRG and new national account of the Unified Germany. This ad-hoc rule can be criticized but have a negligible impact on the econometric results.

In some cases, like for Australia and New Zealand, we have missing data in the 80's for the debt ratio variable. We approximate the missing value from growth rate of general government net lending as a percentage of GDP to obtain the oldest values old debt ratio. It's a critical approximation but it allows us to have balanced panel for econometric analysis.

The double dimension our database panel (years x countries) means that we have many observations for testing a theoretical assumption but if we want to draw conclusions for the OECD as an area, we need to proceed using weighted calculation. For some variables we computed a weighted average which tells something on the OECD as a whole and, a weighted standard deviation which gives a fair approximation on the cross-country dispersion within the area, as opposed to the unweighted dispersion which corresponds to the notion of variety of country cases. The formulas for weighted average (1) and weighted standard deviation (2) are:

$$\bar{x}^* = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} w_i} \sum_{i=1}^{n} w_i . x_i \qquad (1)$$

$$S^* = \sqrt{\frac{1}{\sum_{i=1}^{n} w_i} \sum_{i=1}^{n} w_i (x_i - \bar{x})^2} \qquad (2)$$

The weight w_i for each country is as calculated as the share of the GDP of country i in OECD GDP, in volume, as constant purchasing power parities in US dollar (2010, same base year for all countries, except for France, 2014) for the year 2010. The weight for the country is the level of national GDP divided by the sum of GDPs of our sample, detailed calculations in table 3.3 below.

Table 3.3 Countries weights (detailed calculations)

Countries	GDP in volume at constant PPP 2010 (US dollar, 2010)	w_i
Australia	906 199 520 623,16	0,02405842
Belgium	436 790 169 722,09	0,01159621
Canada	1 361 085 791 459,75	0,03613506
Denmark	238 772 396 980,27	0,0063391
Finland	207 942 600 830,63	0,00552061
France	2 334 823 941 037,22	0,06198655
Germany	3 200 656 838 994,76	0,08497329
Greece	197 601 206 559,89	0,00524606
Italy	2 074 917 032 961,91	0,05508636
Japan	4 482 754 896 976,16	0,11901134
Korea	1 505 136 498 023,30	0,03995942
Netherlands	748 640 465 771,13	0,01987543
New Zealand	134 744 891 697,94	0,0035773
Portugal	289 013 472 066,47	0,00767293
Spain	1 488 327 970 362,84	0,03951318
Sweden	390 048 336 804,86	0,01035528
Switzerland	415 127 912 809,37	0,01102111
United Kingdom	2 262 551 679 151,65	0,06006782
United States	14 991 485 697 625,10	0,39800452
Total	37 666 621 320 458,50	1

The definitions of the variables used in our paper to describe the economies are the following:

- Real growth is the annual growth rate of Gross Domestic Product in volume at 2010 market.
- Inflation is the annual growth rate of consumer price index (CPI).
- The nominal interest rate is the long-term interest rate on 10 years fixed government bonds.
- Debt ratio is the general gross financial liabilities as a percentage of GDP.
- Fiscal balance corresponds to the general government net lending as a percentage of GDP.
- Risk measure: We build a variable from sovereign ratings of Moody's agency, one of the most renowned in international financial markets. We construct a numeric linear scale variable between 0 and 1 to transform alphanumeric ratings. We have 0 in the case of absence of risk (rating AAA) and 1 for occurrence of default (rating C), at the end of the year. Here below, a table 3.4 with corresponding ratings and value of the variable.
- Potential growth is the growth rate of potential output in volume.
- Output gap is the difference between GDP in volume and potential GDP, as a percentage of potential GDP.
- Real exchange rate is a measure of the effect of variation of real exchange rate. This variable is the growth rate of the ratio between the Consumer Price Index (CPI) and the deflator of GDP. The deflator of GDP used as a proxy for the producer price is the ratio of GDP in value to GDP in volume.
- Cycle balance is the cyclically adjusted general net lending, as a percentage of potential GDP.
- Anticipated inflation corresponds to the difference between real inflation and the inflationary surprise, approximated by the estimation of Lucas supply curve (calculated data).

Table 3.4 Numeric scale of Moody's rating variable

Moody's	Numeric
Aaa	0
Aa1	0.05
Aa2	0.1
Aa3	0.15
A1	0.2
A2	0.25
A3	0.3
Baa1	0.35
Baa2	0.4
Baa3	0.45
Ba1	0.5
Ba2	0.55
Ba3	0.6
B1	0.65
B2	0.7
B3	0.75
Caa1	0.8
Caa2	0.85
Caa3	0.9
Ca	0.95
C	1

7.7 Appendix 7: Econometric results

Table 3.5 Econometric results for constrained unweighted and weighted models (main equation):

	All countries		G7+Belgium and Sweden		GIPS		Non GIPS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARIABLES	r	w.r	r	w.r	r	w.r	r	w.r
Expected inflation	0.965***		0.513***		0.920***		1.074***	
	(0.0333)		(0.0310)		(0.0527)		(0.0514)	
Potential growth	1.682***		1.213***		1.694***		1.782***	
	(0.0995)		(0.140)		(0.292)		(0.0992)	
Risk indicator	0.155***		0.00314		0.200***		0.0408**	
	(0.0109)		(0.0232)		(0.0230)		(0.0187)	
Structural balance	-0.339***		-0.335***		-0.517***		-0.321***	
	(0.0360)		(0.0423)		(0.0844)		(0.0396)	
w.Expected inflation		1.076***		0.516***		0.859***		1.107***
		(0.0598)		(0.0356)		(0.0672)		(0.0703)
w.Potential growth		2.665***		2.101***		0.778***		2.694***
		(0.0997)		(0.167)		(0.250)		(0.112)
w.Risk indicator		0.0599***		0.0632		0.0428**		0.0372
		(0.0188)		(0.0413)		(0.0166)		(0.0278)
w.Structural balance		-0.0737**		-0.116**		-0.514***		-0.0771**
		(0.0293)		(0.0469)		(0.0633)		(0.0334)
Constant	-0.0236***	-0.00212***	0.00788*	-0.00155**	-0.0589***	-0.000763	-0.0192***	-0.00286***
	(0.00312)	(0.000173)	(0.00406)	(0.000627)	(0.0116)	(0.00157)	(0.00280)	(0.000242)
Observations	633	633	426	426	133	133	500	500
Number of countries	19	19	9	9	4	4	15	15
Time period	1984-2016	1984-2016	1970-2016	1970-2016	1984-2016	1984-2016	1984-2016	1984-2016
R-squared	0.718	0.738	0.644	0.624	0.792	0.859	0.691	0.738
Adjusted R-squared	0.708	0.729	0.634	0.613	0.780	0.851	0.680	0.728

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Comments for the constrained model: The equation can explain more or less 75% of the variability of nominal interest rates across countries, according to the sample (see adjusted R-squared). In all regressions, anticipated inflation rate (obtained by Lucas curve estimation) and potential growth are significant, and the estimated coefficients have always the right sign (positive). The anticipated inflation coefficient ranges between 0.51 and 1.07. We obtain similar results when we use real inflation rate. The potential growth coefficient ranges between 1.21 and 1.78 according to the samples, proving the positive long-term relation between growth and interest rate (Ramsey's model). The variable for risk measure is significant in three of the four samples (not significant in the model with 9 countries). Significant estimated coefficients range between 0.04 and 0.20 and they have the expected sign (positive). We observe a positive relation between our risk measure and the level of nominal interest rate. Coefficients are higher in the model with GIPS sample because default risk concentrates on these countries (especially in Greece with a default of payment

in 2012) and are lesser in the model of G7 countries because there is almost absence of variance in the variable of risk measure. Cyclically adjusted budgetary balance is always significant and with the expected sign (negative). A budgetary deterioration (expansionary policy) conduces to an increase of nominal interest rates. Significant estimated coefficients range between -0.52 and -0.32, quite similar across samples. The unconstrained model does not bring us more information than the constrained model, so we prefer use directly the constrained model.

For the weighted models, we observe similar results for adjusted R-squared, weighted anticipated inflation (right positive sign and significant coefficients range between 0.52 and 1.08). We observe weighted potential growth have same right sign (positive) and same significance but coefficients are bigger (between 0.78 and 2.69). We have no suitable explanation to the fact coefficients for weighted potential growth are bigger, so potential growth can explain more aggregate nominal interest rate for OECD countries. Risk measure is significant too when countries with more risk are present (sample with all countries and GIPS sample), with the right sign (positive) and coefficients range between 0.04 and 0.06. Coefficients are lesser for weighted models because risk concentrates on little countries mainly, with a weaker weight. Same conclusion for weighted cycle balance. Variable is significant and with right sign (negative) for all samples, but coefficients are lesser than unweighted models (range between -0.51 and 0.07) because budgetary tension appear mainly on little countries. Coefficients are higher with GIPS sample, where we have only budgetary risky countries.

Table 3.6 Econometric results for constrained unweighted and weighted models, with debt ratio variable added

	All countries		G7+Belgium and Sweden		GIPS		Non GIPS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VARIABLES	r	w.r	r	w.r	r	w.r	r	w.r
Expected inflation	0.857***		0.455***		0.819***		0.980***	
	(0.0348)		(0.0317)		(0.0744)		(0.0513)	
Potential growth	1.439***		0.667***		1.622***		1.531***	
	(0.100)		(0.167)		(0.292)		(0.103)	
Risk indicator	0.195***		0.0512**		0.228***		0.0958***	
	(0.0117)		(0.0240)		(0.0273)		(0.0198)	
Structural balance	-0.403***		-0.399***		-0.483***		-0.397***	
	(0.0354)		(0.0424)		(0.0854)		(0.0398)	
Debt ratio	-0.0367***		-0.0325***		-0.0348*		-0.0308***	
	(0.00481)		(0.00582)		(0.0182)		(0.00472)	
w.Expected inflation		1.109***		0.428***		0.750***		1.162***
		(0.0543)		(0.0372)		(0.0786)		(0.0633)
w.Potential growth		1.568***		1.152***		0.701***		1.353***
		(0.131)		(0.225)		(0.247)		(0.160)
w.Risk indicator		0.137***		0.154***		0.0893***		0.214***
		(0.0183)		(0.0424)		(0.0246)		(0.0298)
w.Structural balance		-0.0465*		-0.142***		-0.473***		-0.00763
		(0.0266)		(0.0452)		(0.0640)		(0.0307)
w.Debt ratio		-0.0436***		-0.0419***		-0.0472**		-0.0503***
		(0.00378)		(0.00697)		(0.0187)		(0.00464)
Constant	0.00720	0.000925***	0.0441***	0.00458***	-0.0241	0.0109**	0.00633	0.00171***
	(0.00502)	(0.000307)	(0.00758)	(0.00118)	(0.0215)	(0.00488)	(0.00475)	(0.000475)
Observations	633	633	426	426	133	133	500	500
Number of countries	19	19	9	9	4	4	15	15
Time period	1984-2016	1984-2016	1970-2016	1970-2016	1984-2016	1984-2016	1984-2016	1984-2016
R-squared	0.743	0.785	0.669	0.655	0.798	0.865	0.716	0.789
Adjusted R-squared	0.733	0.777	0.659	0.644	0.785	0.857	0.705	0.781

Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

When we add debt-to-GDP ratio, adjusted R-squared rise but not significantly. The comments for other variables are quasi identical than table 3.7 (same level of significance and marginal effects on coefficient values). For debt-to-GDP ratio, we conclude to mixed results. The variable is significant for three of four models, but estimated coefficients are very low, and we don't have the expected sign (positive). Significant coefficients range around -0.03. The impacts are very low, but the negative relation is inconsistent with Keynesian theory. One explanation can be the presence of collinearity between debt ratio and our risk measure (see appendix 5). So, for this reason, we prefer stay focus on results of the estimation without debt ratio. Same comments for weighted models. The introduction of debt ratio has marginal effect on significance of the models or coefficients of variables. For debt-to-GDP ratio, we conclude to mixed results. The variable is significant for all models, but estimated coefficients are very low, and we don't have the expected sign (positive). Significant coefficients range around -0.04. We decide to eliminate the debt ratio variable and comment only equations without this variable.

Table 3.7 Econometric results for unconstrained unweighted models (main equation)

	All countries	G7+Belgium and Sweden	GIPS	Non GIPS
	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	r	r	r	r
Inflation	0.994***	0.506***	0.945***	1.063***
	(0.0318)	(0.0320)	(0.0538)	(0.0497)
Potential growth	1.616***	1.202***	1.696***	1.706***
	(0.0996)	(0.148)	(0.274)	(0.103)
Output gap	-0.214***	-0.174***	-0.216**	-0.220***
	(0.0367)	(0.0502)	(0.0832)	(0.0444)
Exchange rate	-0.225***	-0.0165	-0.369**	-0.148**
	(0.0670)	(0.0952)	(0.152)	(0.0738)
Risk indicator	0.137***	0.00692	0.176***	0.0443**
	(0.0121)	(0.0236)	(0.0262)	(0.0190)
Structural balance	-0.338***	-0.337***	-0.477***	-0.335***
	(0.0342)	(0.0421)	(0.0815)	(0.0396)
Constant	-0.0206***	0.00776*	-0.0511***	-0.0168***
	(0.00297)	(0.00410)	(0.0109)	(0.00281)
Observations	633	426	133	500
Number of countries	19	9	4	15
Time period	1984-2016	1970-2016	1984-2016	1984-2016
R-squared	0.746	0.648	0.822	0.704
Adjusted R-squared	0.736	0.636	0.809	0.691

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Results for the unconstrained and unweighted model: The equation is able to explain more or less 75% of the variability of nominal interest rates across countries, according to the sample (see adjusted R-squared). In all regressions, inflation rate and potential growth are significant, and the estimated coefficients have always the right sign (positive). The inflation coefficient ranges between 0.51 and 1.06. It's lesser than 1 because we consider here there is no inflationary surprise, according to our theoretical model. We prefer use expected inflation than real inflation. The potential growth coefficient ranges between 1.2 and 1.71 according to the samples, proving the positive long-term relation between growth and interest rate (Ramsey's model). The variable for risk measure is significant in three of the four samples (not significant in the model with 9 countries). Significant estimated coefficients range between 0.04 and 0.18 and they have the expected sign (positive). We observe a positive relation between our risk measure and the level of nominal interest rate. Coefficients are higher in the model with GIPS sample because default risk concentrates on these countries (especially in Greece with a default of payment in 2012) and are lesser in the model of G7 countries because there is almost absence of variance in the variable of risk measure. Cyclically adjusted budgetary balance is always significant and with the expected sign (negative). A budgetary deterioration (expansionary policy) conduces to an increase of nominal interest rates. Significant estimated coefficients range between -0.48 and -0.34, quite similar across samples. We test output gap variable directly instead with the help

of the estimation of Lucas supply curve. Significant estimated coefficients range between -0.22 and -0.17. We can interpret the negative relation as a proof of empirical existence of Lucas supply curve (positive relation between real inflation rate and nominal interest rate, so negative relation between output gap and interest rate). Real exchange rate is significant in three of four samples and always negative. Significant estimated coefficients range between -0.37 and -0.15. We explain the relative relation through the estimated Lucas supply curve, as a positive relation between exchange rate and inflationary surprise. Difference on significance model between constrained and unconstrained model tell us Lucas curve estimation are good enough to be used. We prefer then to use the constrained model because it's the most parsimonious and concentrate more information with fewer variables.

Table 3.8 Econometric results for unconstrained weighted models

	All countries	G7+Belgium and Sweden	GIPS	Non GIPS
	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	w.r	w.r	w.r	w.r
w.Inflation	1.005***	0.426***	1.042***	1.004***
	(0.0610)	(0.0397)	(0.0716)	(0.0719)
w.Potential growth	2.395***	2.136***	0.938***	2.430***
	(0.110)	(0.173)	(0.237)	(0.125)
w.Output gap	-0.225***	-0.276***	-0.146**	-0.216***
	(0.0324)	(0.0432)	(0.0574)	(0.0371)
w.Exchange rate	-0.267***	-0.0714	-0.223	-0.291***
	(0.0866)	(0.112)	(0.144)	(0.0994)
w.Risk indicator	0.0471**	0.0475	0.0636***	0.0124
	(0.0192)	(0.0413)	(0.0177)	(0.0284)
w.Structural balance	-0.120***	-0.100**	-0.378***	-0.134***
	(0.0294)	(0.0477)	(0.0618)	(0.0339)
Constant	-0.00174***	-0.00138**	-0.00222	-0.00235***
	(0.000176)	(0.000627)	(0.00146)	(0.000249)
Observations	633	426	133	500
Number of countries	19	9	4	15
Time period	1984-2016	1970-2016	1984-2016	1984-2016
R-squared	0.740	0.628	0.886	0.729
Adjusted R-squared	0.732	0.615	0.877	0.718

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Results for the unconstrained weighted model: Similar results as the unweighted model for adjusted R-squared, weighted inflation (right positive sign and significant coefficients range between 0.43 and 1.04). We observe weighted potential growth have same right sign (positive) and same significance but coefficients are bigger (between 0.94 and 2.43). We have no suitable explanation to the fact coefficients for weighted potential growth are bigger, so potential growth can explain more aggregate nominal interest rate for OECD countries. Risk measure is

significant too when countries with more risk are present (sample with all countries and GIPS sample), with the right sign (positive) and coefficients range between 0.05 and 0.06. Coefficients are lesser for weighted models because risk concentrates on little countries mainly, with a weaker weight. Same conclusion for weighted cycle balance. Variable is significant and with right sign (negative) for all samples, but coefficients are lesser than unweighted models (range between -0.38 and 0.1) because budgetary tension appear mainly on little countries. Coefficients are higher with GIIPS sample, where we have only budgetary risky countries. Differences for real exchange rate and output gap are insignificant.

Table 3.9 Econometric results for unconstrained unweighted model with debt ratio variable added

	All countries	G7+Belgium and Sweden	GIPS	Non GIPS
	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	r	r	r	r
Inflation	0.892***	0.451***	0.846***	0.975***
	(0.0342)	(0.0325)	(0.0792)	(0.0501)
Potential growth	1.434***	0.659***	1.652***	1.487***
	(0.0997)	(0.174)	(0.274)	(0.106)
Output gap	-0.223***	-0.158***	-0.238***	-0.214***
	(0.0355)	(0.0486)	(0.0836)	(0.0428)
Exchange rate	-0.209***	-0.0465	-0.357**	-0.142**
	(0.0646)	(0.0921)	(0.151)	(0.0712)
Risk indicator	0.169***	0.0537**	0.196***	0.0937***
	(0.0126)	(0.0243)	(0.0286)	(0.0201)
Structural balance	-0.394***	-0.400***	-0.461***	-0.403***
	(0.0340)	(0.0423)	(0.0814)	(0.0398)
Debt ratio	-0.0320***	-0.0319***	-0.0299*	-0.0285***
	(0.00470)	(0.00583)	(0.0178)	(0.00469)
Constant	0.00573	0.0435***	-0.0213	0.00656
	(0.00482)	(0.00763)	(0.0207)	(0.00470)
Observations	633	426	133	500
Number of countries	19	9	4	15
Time period	1984-2016	1970-2016	1984-2016	1984-2016
R-squared	0.764	0.672	0.827	0.725
Adjusted R-squared	0.755	0.660	0.812	0.713

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Here, we just add debt ratio on unconstrained and unweighted models (table 3.9). Debt ratio have no significant impact on model significance or value of coefficients for others variables. The impact on adjusted R-squared is very small. The comments for other variables are quasi identical than table 3.5. For debt-to-GDP ratio, we conclude to mixed results. The variable is significant for three of four models but estimated coefficients are very low and we don't have the expected sign (positive). Significant coefficients range around -0.03. The impacts are very

low, but the negative relation is inconsistent with Keynesian theory. High levels of public debt should correspond to high interest rates and not the opposite. This counter intuitive relation can be explained by non-linear effect or reversal of the causality effect. For example, high level of debt can be explained by the weakness of interest rates. Another explanation can be the presence of collinearity between debt ratio and our risk measure (see table 3.2). High level of debt is associated to high level of risk because higher the debt is, more difficult to repay, so the risk of default increase. So, for these reasons, we prefer stay focus on results of the estimation without debt ratio.

Table 3.10 Econometric results for unconstrained weighted model with debt ratio variable added

	All countries	G7+Belgium and Sweden	GIPS	Non GIPS
	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	wr	wr	wr	wr
w.Inflation	0.990***	0.310***	0.949***	0.975***
	(0.0565)	(0.0409)	(0.100)	(0.0663)
w.Potential growth	1.456***	1.089***	0.898***	1.249***
	(0.139)	(0.221)	(0.238)	(0.172)
w.Output gap	-0.318***	-0.288***	-0.177***	-0.359***
	(0.0314)	(0.0409)	(0.0618)	(0.0375)
w.Exchange rate	-0.354***	0.0446	-0.253*	-0.353***
	(0.0807)	(0.107)	(0.145)	(0.0919)
w.Risk indicator	0.116***	0.151***	0.0828***	0.192***
	(0.0190)	(0.0417)	(0.0228)	(0.0326)
w.Structural balance	-0.0812***	-0.120***	-0.360***	-0.0429
	(0.0275)	(0.0452)	(0.0632)	(0.0328)
w.Debt ratio	-0.0417***	-0.0485***	-0.0282	-0.0504***
	(0.00415)	(0.00689)	(0.0213)	(0.00545)
Constant	0.00110***	0.00562***	0.00513	0.00209***
	(0.000326)	(0.00116)	(0.00575)	(0.000532)
Observations	633	426	133	500
Number of countries	19	9	4	15
Time period	1984-2016	1970-2016	1984-2016	1984-2016
R-squared	0.772	0.668	0.887	0.770
Adjusted R-squared	0.763	0.656	0.878	0.760

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Same comments as for unweighted models. The introduction of debt ratio has no effect on significance of the models or coefficients of variables. For debt-to-GDP ratio, we conclude to mixed results. The variable is significant for three of four models, but estimated coefficients are very low and we don't have the expected sign (positive). Significant coefficients range around -0.05. We decide to eliminate the debt ratio variable and conserve only equations without this variable.

7.8 Appendix 8: Update of the estimation of the two factors Lucas curve

Table 3.11 Econometric results for the update of the estimation of the two factors Lucas curve

Country	Sample	Output Gap	Real Exchange rate	R^2 F-statistic	DW
Australia	1975-2017	**0.37*** **(0.21)**	0.16 (0.23)	0.07 1.58	**2.30**°°
Belgium	1971-2017	**0.36***** **(0.11)**	0.29 (0.24)	**0.23***** 6.54	**1.84**°°
Canada	1966-2017	**0.32***** **(0.10)**	-0.01 (0.17)	**0.22***** 6.74	**1.97**°°
Denmark	1971-2017	**0.23**** **(0.11)**	**0.54***** **(0.19)**	**0.21***** 6.00	**1.87**°°
Finland	1975-2017	**0.18***** **(0.06)**	0.08 (0.16)	**0.17**** 4.23	1.43°
France	1961-2017	**0.35***** **(0.11)**	**0.85***** **(0.21)**	**0.35***** 14.48	1.43
Germany	1966-2017	**0.37***** **(0.05)**	**0.11*** **(0.06)**	**0.48***** 22.95	1.75°°
Greece	1975-2017	0.13 (0.08)	**0.41*** **(0.23)**	**0.12*** 2.62	1.42°
Ireland	1977-2017	0.14 (0.12)	0.22 (0.19)	0.07 1.38	1.57°
Italy	1963-2017	**0.54***** **(0.12)**	0.50 (0.32)	**0.29***** 10.58	1.61°
Japan	1970-2017	**0.44***** **(0.20)**	-0.11 (0.43)	0.11* 2.75	**2.29**°°
Korea	1975-2017	**0.45**** **(0.19)**	0.48 (0.29)	0.14* 3.22	**1.97**°°
Netherlands	1972-2017	**0.27***** **(0.08)**	**0.46***** **(0.16)**	**0.29***** 8.96	**1.58**°
New Zealand	1980-2017	**0.49*** **(0.26)**	0.41 (0.32)	0.12 2.43	**2.17**°°
Portugal	1971-2017	0.02 (0.09)	**1.23***** **(0.20)**	**0.51***** 22.85	**2.36**°°
Spain	1979-2017	**0.17***** **(0.05)**	**0.70***** **(0.22)**	**0.27***** 6.80	**1.99**°°
Sweden	1967-2017	**0.39***** **(0.11)**	**0.53**** **(0.21)**	**0.26***** 8.52	**2.31**°°
Switzerland	1978-2017	**0.24***** **(0.09)**	**0.47***** **(0.18)**	**0.29***** 7.44	**2.05**°°
United Kingdom	1970-2017	**0.39**** **(0.18)**	0.21 (0.36)	0.10* 2.49	**2.11**°°
United States	1964-2017	**0.32***** **(0.07)**	**1.05***** **(0.19)**	**0.53***** 28.73	1.35

Notes: All regressions have been run including an intercept which have never been found significantly different from 0, consistently theoretical value. Standard errors, between brackets, below estimated coefficients. Stars indicate that a coefficient is significant at 10% (*), at 5%, (*) or at 1% (***) . Based on the Durbin-Watson statistic, error autocorrelation is rejected at 5% (°°) , or test inconclusive (°) , or not rejected (no indication).

Chapitre IV : Défaut de paiement souverain et mutualisation des dettes : le cas de l'eurobond

Défaut de paiement souverain et mutualisation des dettes : le cas de l'eurobond

Résumé

Le risque de défaut de paiement a ressurgi dans les pays développés depuis la dernière crise financière. La restructuration de dette sous la forme de prêt conditionnel est devenue une solution multilatérale pour combattre l'apparition de défauts totaux de paiement. Alors, cet article tente d'apporter la preuve empirique que la solution optimale reste une mutualisation des engagements financiers des gouvernements au sein d'une même zone économique. L'objectif de cet article est de construire un modèle analytique capable de capter ces trois notions (défaut de paiement, restructuration de dette et mutualisation de dette) grâce à un cadre macroéconomique basique et des éléments propres à la théorie des jeux. Cet article décrit la situation dans laquelle deux gouvernements (un risqué et l'autre supposé sans risque) doivent décider de faire défaut de paiement ou de rembourser sa dette selon l'effet qu'aura sa décision sur son niveau de PIB. Une application numérique basé sur le défaut de la Grèce en 2012 permet de catégoriser son défaut de paiement comme stratégique et de constater que la restructuration fait basculer sa décision en rendant le remboursement bénéfique pour elle. Néanmoins, l'existence d'un eurobond avec un taux d'intérêt commun inférieur à 3.5% empêche l'occurrence du défaut grec sans que soit mise en place une couteuse restructuration de dette, réduisant le coût global pour la zone.

Mots-clés : défaut de paiement, mutualisation de dette, restructuration de dette, calibrage, eurobond, crise budgétaire grecque.

Abstract

Risk of default payment reappears in developed countries since last financial crisis. Debt restructuring, in the form of conditional lending becomes a multilateral resolution in order to avoid the emergence of total defaults payment. So, this paper wants to prove empirically that debt sharing is first best solution within economic area. The purpose of this paper is to build an analytic model in order to capture these three concepts (sovereign default, debt restructuring and risk sharing) with a macroeconomic frame and some elements from game theory. This paper describes the situation where two governments (one risky and the other without risk) decide to make default or refund his financial liabilities according to effects on his GDP. A numeric calibration based on Greek sovereign default in 2012 allow us to classify his default as strategic and note debt restructuring switch the decision making refund as strategic. However, the presence of a Eurobond with an interest rate below 3.5% prevents the occurrence of sovereign default without the implementation of debt restructuring, decreasing global cost.

Keywords: sovereign default, debt sharing, debt restructuring, calibration, Eurobond, Greek budgetary crisis.

1. Introduction

Depuis la crise financière de 2008, le risque de défaut de paiement est devenu une possibilité avec une probabilité positive, même chez les pays les plus développés. C'est un revirement car le début du siècle caractérisait le défaut de paiement comme un problème de pays en développement. Actuellement, il est devenu envisageable et un risque réel, notamment au sein de la zone euro, lieu subissant une récente crise budgétaire. Ainsi, la quasi-totalité des pays du monde ont un risque de défaut, et cette situation est inédite dans l'histoire récente.

Les défauts conduisant à de graves tensions politiques et militaires entre pays avant 1945, l'arrivée d'un multilatéralisme afin de résoudre les crises et conflits a engendré la création de restructurations de dette. Ces accords signés entre gouvernements défaillants et leurs créanciers évitent le défaut total et permet, grâce à des prêts conditionnels (octroyé par le Fond Monétaire International) de limiter le risque de répétition du défaut. L'augmentation du nombre de pays faisant face à un risque réel de défaut, la corrélation positive entre coût de la restructuration et richesse du pays et certains échecs passés ont conduit à une remise en cause progressive de ce système.

Un autre moyen d'éviter le défaut de paiement est une mutualisation de dette entre différents pays d'une même zone économique. L'objectif est de créer un titre obligataire commun à plusieurs pays afin de diminuer le risque global grâce à la diversification du risque. Des inconvénients tels qu'un problème d'aléa moral retarde l'implémentation d'un tel système malgré les bénéfices économiques supposés (diminution du coût de financement du secteur public et privé), présenté dans une large revue de la littérature.

L'objectif de cet article est de construire un modèle analytique capable de capter ces trois notions (défaut de paiement, restructuration de dette et mutualisation de dette) grâce à un cadre macroéconomique basique et des éléments propres à la théorie des jeux. Cet article décrit la situation dans laquelle deux gouvernements (un risqué et l'autre supposé sans risque) doivent décider de faire défaut de paiement ou de rembourser sa dette selon l'effet qu'aura sa décision sur son niveau de PIB. Les scénarios de restructuration de dette et de mutualisation seront envisagés afin d'analyser les conséquences sur nos deux joueurs.

A partir de ce cadre analytique, une application numérique sur le défaut de paiement de la Grèce en 2012 et une mise en place au préalable de l'eurobond sera envisagée afin de tester le modèle aux faits empiriques.

La Grèce avait-elle intérêt à faire défaut de paiement en 2012 ? Même si la restructuration de dette a permis d'éviter le défaut, était-ce la situation optimale ? Une mutualisation de la dette ex-ante au sein de la zone euro aurait-elle diminué le coût global de la crise ?

Avant de tenter d'apporter des réponses à ces questions, nous présenterons dans une première partie les trois notions ainsi que des éléments sur la littérature et faits stylisés. La deuxième partie consistera à la construction du modèle analytique et la troisième partie à une application numérique et présentation des résultats.

2. Revue de la littérature et faits stylisés

De nombreux articles traitent le problème de défauts de paiements souverains, peu le font à partir d'une analyse théorique. Nous présentons ici trois notions que nous tenterons de modéliser par la suite : le défaut de paiement, la restructuration de dette et le système de mutualisation de dette.

2.1 Défaut de paiement

Il n'est pas aisé de définir simplement le défaut de paiement souverain, nous allons pour cela utiliser les définitions des agences de notation telles que Moody's ou Standard and Poor's, qui estiment la probabilité de défaut des pays. Ils enregistrent ainsi tous les cas de défaillance (« events of default ») souverains. Au sens large, il s'agit de la violation ou modification unilatérale des termes du contrat, que ce soit un retard dans le remboursement des intérêts (au-delà de 30 jours de retard) ou tout simplement le non-respect d'une des clauses du contrat. Selon la juridiction du pays émetteur d'obligations souveraines, les droits du créancier seront différents ; la nécessité d'une définition stricte internationale est alors indispensable afin d'enregistrer la totalité des cas du défaut. Les considérations terminologiques ne sont que des problèmes légaux afin de spécifier le défaut comme un défaut technique, défaut contractuel, … Cependant, dans cet article et dans un but de modélisation, il est nécessaire d'utiliser la définition au sens strict de Moody's qui s'apparente à une restructuration volontaire et unilatérale de la dette, réduisant la valeur de ce que le gouvernement doit aux créanciers, s'il rembourse moins que ce qu'il aurait dû. Ainsi, une restructuration de dette sera considérée comme un défaut de paiement même si elle permet explicitement d'éviter un défaut. De façon précise, on parlera de non-remboursement. Moody's liste les défauts de paiement en plusieurs catégories (Ams. et al. 2019) mais nous ne les distinguerons pas ici. En effet, peu importe que le défaut soit technique (erreurs administratives, problèmes politiques, …) ou contractuel (action volontaire ou subi de ne pas respecter le contrat), ce qui importe c'est qu'il provienne de la décision d'un gouvernement ou de son incapacité à honorer ses créances. Le Fonds Monétaire International présente une nomenclature de défauts, un travail similaire à ceux réalisés par les agences de notations.

On ne rentre pas non plus sur la distinction entre un défaut partiel ou un défaut total, ou même sur la distinction faite entre la nationalité des détenteurs d'obligations. Un défaut peut se concentrer uniquement sur les détenteurs nationaux (une sorte d'impôt national forcé et surprise) afin d'éviter des conflits avec les pays étrangers ou se concentrer sur les détenteurs étrangers afin de minimiser l'impact sur la demande nationale. Par exemple, le défaut chypriote de 2013, se concentrant principalement sur les détenteurs russes d'obligations chypriotes. On parle alors de défaut sélectif. Dans ce papier, nous analysons le défaut comme une variable dichotomique : soit le gouvernement rembourse la totalité de ses engagements, soit il se trouve en situation de défaut de paiement. C'est la manière la plus simple pour modéliser le défaut.

2.1.1 Les principales causes du défaut de paiement.

On parle soit d'un défaut technique s'expliquant par une crise politique intérieure par exemple, qui ne permet plus d'honorer ses créances soit d'un défaut s'expliquant par une crise macroéconomique conduisant à l'envolée des taux, rendant la dette insoutenable et le défaut inévitable. On ne s'intéresse pas ici aux défauts techniques car ils concernent davantage les pays en développement ou des périodes anciennes avec des risques de révolution ou de change. Les défauts récents se concentrant notamment sur des pays développés, le défaut s'explique alors d'avantage par une crise financière et/ou budgétaire, telle que celle subie par la zone euro au début de la décennie.

A ce niveau, on peut distinguer deux périodes propices aux défauts de paiement, mais qui ont des similitudes : un pays fortement endetté, avec une croissance faible (ou en période de récession) et ayant subi un choc exogène conduisant à une crise économique et financière. Ce sont les symptômes du défaut de paiement. Les épisodes passés corroborent cela, les pays subissant un défaut de paiement ont bien ces caractéristiques. Le montant total de dette est le bénéfice du défaut car c'est ce que l'on ne doit plus rembourser tandis que la croissance est le coût d'opportunité du défaut car faire défaut de paiement, c'est refuser la croissance actuelle. Il est donc logique de penser qu'un défaut aura lieu lorsque le niveau de dette est élevé et lorsque la croissance est faible, tout ceci en supposant que le défaut tient d'une décision stratégique du gouvernement et n'est pas totalement subi (défaut technique par exemple). On peut prendre deux exemples pour illustrer nos propos : l'Argentine en 2002 et la Grèce en 2012, parmi ceux déjà identifié par Tomz et Wright (2013). Les symptômes d'un défaut de paiement sont visibles dans le tableau ci-dessous. Les prémisses annonçant un possible futur défaut de paiement sont une large et longue récession, une forte augmentation de la dette publique, de lourds déficits budgétaires, une forte augmentation du taux d'intérêt et une diminution significative de la notation sur le risque souverain du pays. De plus, un facteur aggravant de la crise économique et budgétaire est l'état initial. Le risque de défaut augmente lorsque le niveau d'endettement initial est fort, lorsque le taux d'intérêt est déjà important et lorsque le risque pays évalué par les agences de notations est assez moyen. Toutes ces caractéristiques sont présentes en Argentine eu début du siècle ou en Grèce au début de la décennie, conduisant à un défaut de paiement quelques mois plus tard. Ce sont des signes annonciateurs mais chaque défaut de paiement a ses propres caractéristiques.

Tableau 4.1 Variables macroéconomiques avant le défaut de paiement (Argentine en 2002 et Grèce en 2012)

	Argentine 1999	Argentine 2001	Grèce 2009	Grèce 2011
Dette publique en % du PIB	40.10%	57.58%	125.68%	177.74%
Solde budgétaire en % du PIB	-3.82%	-5.42%	-15.14%	-10.28%
Taux de croissance du PIB	-5.25%	-5.58%	-1.86%	-8.78%
Taux d'intérêt souverain	11.04%	27.71%	5.17%	15.75%
Notation de Moody's	B1	Ca	A2	Ca

Source : International Financial Statistics (IMF)

Une des autres causes invoquées dans l'apparition du défaut de paiement est l'aspect « prophétie autoréalisatrice » de ce type de crise. Un mouvement de panique, même irrationnel, peut conduire à un défaut de paiement en rendant la dette insoutenable. Cela part d'un principe comptable de stock/flux entre dette et déficit budgétaire et d'impact sur le taux d'intérêt. Si, on admet une augmentation exogène du taux d'intérêt, cela aura tendance à augmenter le paiement des intérêts de la dette arrivant à terme, conduisant à une hausse du déficit budgétaire. Ceci entrainant une augmentation du niveau d'endettement, information pouvant amener les investisseurs à demander un taux d'intérêt plus important car le risque est plus fort et ainsi de suite. Une faible augmentation initiale exogène du taux d'intérêt peut conduire, par le jeu du déficit, de la dette et des perceptions des investisseurs, à de fortes augmentations du taux d'intérêt. Un mouvement de panique pouvant rendre la dette insoutenable, et donc le défaut de paiement inévitable. Si les investisseurs ont un doute sur la capacité du gouvernement à rembourser ou s'ils anticipent une hausse du déficit budgétaire, leurs anticipations ayant des conséquences sur le taux d'intérêt, cela rend leur anticipation prophétique. Une autre façon de présenter cela est le jeu de Ponzi. Les investisseurs estiment la probabilité que la dette suive un jeu de Ponzi où l'émission de nouveaux titres de dette ne sert qu'à rembourser le paiement des intérêts de la dette qui arrive à maturité. Le fait qu'une majorité d'investisseurs pense que le gouvernement joue à un jeu de Ponzi rend la prophétie autoréalisatrice et par ce fait, la dette insoutenable. Il est nécessaire de noter que des mouvements de panique sur les marchés financiers peuvent être propices au développement de défauts de paiements, notamment via des effets de contagion. On considère malgré tout le défaut comme stratégique puisque la décision finale de ne pas rembourser convient au gouvernement, même si cela s'explique par un choc exogène, rendant le défaut inexorable, inévitable...

Le cercle vicieux de crises explique également l'apparition d'un défaut : une crise économique entrainant via le processus des stabilisateurs automatiques, une hausse du déficit budgétaire, pouvant conduire à une forte hausse du niveau d'endettement en pourcentage du PIB (concomitance d'un déficit budgétaire et d'une récession). Ainsi, à partir d'une crise économique, des doutes peuvent apparaitre sur le niveau de solvabilité du gouvernement, rendant probable l'apparition d'une crise budgétaire

Le défaut de paiement doit être analysé comme une décision stratégique du gouvernement (Alesina et al. 1992), condition nécessaire à la création d'un jeu théorique à partir du défaut de paiement. L'article de Eaton et Gersovitz (1981) a été l'un des premiers à formuler une analyse théorique du défaut de paiement sous la forme d'une stratégie du gouvernement. Avant cela, on analysait le défaut de paiement davantage comme une incapacité du gouvernement à se refinancer sur les marchés financiers. Il s'agissait alors d'un défaut de paiement forcé, équivalent à un choc exogène sur les conditions économiques du pays. Analyser le défaut comme une décision stratégique du gouvernement correspond alors à l'endogénéiser. L'objectif du modèle reste de coller aux nombreux faits empiriques qui ont émaillé les années 80. Tout comme les années 80 étaient marquées par des défauts de paiement de pays en voie de développement dans le continent américain (Mexique ou Brésil), la décennie actuelle est plutôt marquée par un risque de défaut dans des pays développés (Grèce).

2.1.2 Les coûts d'un défaut de paiement :

Les coûts du défaut sont surtout des dommages collatéraux sur les autres secteurs de notre économie tels que le secteur bancaire et des effets d'entrainement indirect. Les coûts d'un défaut de paiement s'analysent sur le long terme. Le secteur privé peut être affecté de plusieurs façons par le défaut de paiement. De façon directe avec la réduction du commerce mais aussi de façon indirecte avec la diminution de la croissance (de nombreuses récessions apparaissent la plupart du temps après la mise en place d'un défaut de paiement, comme en Argentine en 2001). Ces conséquences sur le secteur privé apparaissent sur le moyen terme et sont difficilement estimables avant. Le secteur financier de l'économie sera également touché car la perte de confiance des investisseurs étrangers affectera l'ensemble des acteurs domestiques, la corrélation entre taux d'intérêt public et privé, ou même les notations des agences de notation en sont la preuve. La capacité de financement d'un gouvernement est un indicateur de la bonne santé économique, politique et financière du pays. De nombreux exemples empiriques viennent étayer les coûts supposés du défaut.

Les principaux coûts d'un défaut de paiement sont l'impossibilité d'accéder à un emprunt dans un futur plus ou moins proche car le gouvernement perd la confiance de ses créanciers. Il s'agit de la perte de crédibilité se caractérisant par une impossibilité de réaccéder au marché financier après un défaut durant plusieurs années. Un autre possible coût est la diminution du commerce (vu comme une pénalité) avec les pays créanciers, cela correspond à une politique de représailles. Dans certains modèles, le défaut de paiement entraine comme conséquence

hypothétique l'autarcie économique. Les coûts équivalent aux conséquences supposées du défaut.

Pour le modéliser, nous utiliserons cette définition : le défaut de paiement est une solution optimale si le coût du défaut est inférieur au coût de remboursement ou ce qu'il doit rembourser est inférieur à ce qu'il peut rembourser.

2.1.3 Tentatives de modélisation :

Le défaut sera alors modélisé sous la forme d'un jeu où le gouvernement cherchera à maximiser sa fonction de paiement en choisissant la stratégie en conséquence : rembourser sa dette ou faire défaut de paiement. Eaton et Gersovitz (2012) ont, à partir de cette hypothèse sur le défaut de paiement, adapté des modèles développés au préalable pour les cas de faillites d'agents du secteur privé. Travaillant sur des données des années 1970 sur 45 pays sous-développés, ils concluent que le choc pétrolier a augmenté la probabilité de défaut global car davantage de pays se situent dans la situation où ils empruntent moins que ce qu'ils voudraient (rationnement de crédit).

Mendoza et Yue (2012) tentent un modèle d'équilibre général calculable sur la base de l'article de Eaton et Gersovitz (1981) en endogénéisant la crise économique. Ils associent risque souverain et cycles économiques : ici la crise économique engendre le défaut de paiement par l'intermédiaire d'une crise budgétaire. C'est la contagion des crises qui conduit au défaut et non plus une augmentation exogène du taux d'intérêt. Ce modèle est un modèle d'équilibre général calculable avec les acteurs privés domestiques, un gouvernement et des créanciers étrangers, calibré sur le défaut de paiement argentin de 2001. Le passage d'une crise à l'autre suit le processus suivant : une crise économique entraine une réduction de la production (corrélation négative entre PIB et taux d'intérêt dans le modèle) conduisant à une hausse du taux d'intérêt. Les pays ayant une dette initiale forte et un risque pays déjà important sont fragiles et des anticipations des investisseurs peuvent conduire à un mouvement de panique sur les marchés financiers, provoquant un défaut de paiement. L'exclusion du marché des crédits et la réduction du commerce pour ce pays ont tendance à aggraver sa récession initiale, c'est le cercle vicieux des crises. Le modèle retranscrit ce fait stylisé où les conséquences du défaut apparaissent directement sur les fonctions d'utilité espérée des agents du secteur privé domestique. Ils estiment la probabilité du défaut selon son coût, cette fonction de coût du défaut dépend de façon positive du taux de croissance et de façon négative du niveau d'endettement. Le coût sera fort lorsque la dette sera faible et la croissance forte, rendant le défaut moins probable. Le coût du défaut est une fonction croissante du PIB que le pays perdrait en cas de défaut, c'est-à-dire qu'il dépend du coût d'opportunité. Faire défaut équivaut à renoncer au niveau de croissance actuel. Le défaut a tendance à exacerber un choc négatif sur la productivité, et donc faire perdurer la période de récession. L'article a pour objectif normatif de montrer comment éviter un défaut de paiement, en augmentant son coût, ce qui le rend moins probable. L'intégration économique, rendant une économie nationale plus dépendante de son commerce, est l'une des façons d'augmenter le coût du défaut. Malgré ces efforts, un défaut de paiement peut bel et bien

se produire. Dans ce cas, des efforts institutionnels peuvent être faits pour éviter son application brutale, en réduisant ses conséquences négatives : on parle alors de restructuration de dette.

On ne s'intéresse pas ici à l'implémentation technique de l'Eurobond ou aux problèmes politiques de sa mise en place mais plutôt aux arguments économiques inhérents à l'application de la mutualisation de dette.

2.2 Restructuration de dette

Réduire le coût du défaut en restructurant sa dette pour éviter un défaut total. Les coûts d'un défaut étant difficilement estimables, une restructuration de dette est une option avec une information moins incertaine, cherchant un compromis entre les besoins du gouvernement et les demandes de ses créanciers. Une restructuration de dette s'établit via l'acquisition par le gouvernement d'un prêt conditionnel acquis grâce à une institution internationale (la plupart du temps le Fonds Monétaire International) après un avis positif de la majorité de ses créanciers. L'accord permet souvent d'éviter un défaut total et le remplace par un défaut partiel avec un engagement à rembourser une partie de la dette (un certain pourcentage), condition nécessaire à l'acquisition du prêt. On parle de conditionnalité du prêt car le gouvernement perd la souveraineté sur sa politique budgétaire. Le nouveau prêteur est capable d'imposer au gouvernement une politique d'austérité, afin de réduire la dette souveraine et diminuer le risque de répétition de défaut de paiement. De nombreux faits empiriques viennent appuyer cela : la probabilité de faire défaut de paiement augmente si par le passé, un défaut de paiement a déjà eu lieu. Le gouvernement est face à un dilemme : défaut total ou restructuration de dette mais perte de la souveraineté de politique budgétaire. L'accord est signé des deux parties, ainsi, au sens strict, on ne parle pas de défaut de paiement car il ne s'agit pas ici de décision unilatérale. Dans les faits, c'est bel et bien un défaut de paiement puisque le gouvernement rembourse moins que ce qu'il devrait. Au 20ème siècle, les défauts totaux ont laissé place aux restructurations de dette. Cela s'explique par l'apparition d'institutions internationales servant d'intermédiaires entre le gouvernement en défaut de paiement et ses créanciers. Ces institutions telles que le FMI sont en capacité de prêter au gouvernement tout en imposant ses volontés budgétaires et satisfaire les besoins des créanciers. On cherche une solution alternative au défaut de paiement qui soit bénéfique à tous. Cette volonté de multilatéralisme née après la deuxième guerre mondiale a aussi un impact sur le déroulement des défauts de paiement, avec comme objectif d'éviter que des politiques de représailles conduisent à des guerres commerciales ou même à de la violence entre pays. L'objectif est de parvenir à un compromis entre les différents acteurs avant que le défaut ait lieu, entrainant avec lui des conséquences imprévisibles sur le long terme via une sorte de jeux séquentiels entre gouvernement en défaut et gouvernements étrangers créanciers, cherchant à « se venger » de la perte en capital, vu comme un impôt forcé établi par un gouvernement étranger sur le secteur privé domestique. Cela peut engendrer des tensions entre les pays. Ainsi, une restructuration de dette permet de réduire les coûts du défaut de paiement à moyen terme en diminuant le risque de répétition du défaut et réduisant la

probabilité de conflits. Selon Zettelmeyer et al. (2013), la restructuration de la dette grecque en 2012 se caractérise par une perte assumée des créanciers de plus de 50% de la valeur de leurs actifs et un prêt conditionnel des institutions de la zone euro estimé à environ 87 milliards d'euros. Cette somme s'est encore alourdie en 2015 après que d'autres prêts soient alloués au gouvernement grec. La contrepartie est la nécessité de mettre en place un ajustement budgétaire forcé (forte réduction de dépenses et augmentation de certains impôts afin de réduire le déficit budgétaire) et un processus de privatisation de certaines entreprises publiques. C'est l'exemple le plus récent parmi les pays développés.

2.3 Mutualisation de dette

Une autre façon d'éviter les conséquences négatives d'un défaut de paiement, serait de faire émettre par les gouvernements des dettes non défaillantes, c'est-à-dire une dette sans risque, où le défaut n'est pas envisageable. De facto, cela permet d'éviter les conséquences d'un défaut de paiement puisque celui-ci n'a pas lieu. On peut citer l'article de Hatchondo, Martinez et Onder (2014) qui introduisent une option financière de dette non défaillante dans un modèle standard d'équilibre du risque souverain. L'objectif est de diminuer le risque global du pays, réduisant le taux d'intérêt, ce qui augmente le niveau de bien-être de la population à court terme. Les effets s'estompent lorsque le plafond de dette non défaillante est atteint, limite physique nécessaire afin d'éviter un problème d'aléa moral (dilemme de prisonniers présenté en Annexe 1). Sachant que le taux d'intérêt de la dette non défaillante serait un taux d'intérêt global, il serait de fait plus faiblement corrélé avec la politique budgétaire nationale. Un pays pourrait avoir tendance à emprunter plus que ce qu'il ne devrait car l'impact sur son taux d'intérêt (ou risque pays) serait moindre. La limite physique du montant de dette non défaillante qu'un gouvernement peut émettre réduit le risque d'aléa moral, puisque s'il veut emprunter plus, le gouvernement fera face à un taux d'intérêt exclusivement national. Rendre conditionnel l'accès au marché obligataire commun permet de diminuer le risque d'aléa moral.

Ce titre de dette non défaillante pourrait se faire à travers le principe de diversification du risque, sous la forme d'un portefeuille d'obligations où plusieurs pays émettraient au même taux. On parle de mutualisation de dette et le risque serait moindre pour l'investisseur car il n'est pas concentré sur un seul pays.

L'exemple le plus récent de tentative d'émission d'une dette non défaillante est l'Eurobond parmi les membres de la zone euro. De nombreuses raisons économiques et politiques expliquent le besoin d'un tel titre.

2.3.1 Les avantages d'une mutualisation de dette :

Elle permet de diminuer le risque global de la zone de pays qui mutualisent leurs émissions de dette. La probabilité d'apparition de crise budgétaire va donc diminuer après l'implémentation d'une mutualisation de dette. Un autre avantage, celui-ci particulièrement vrai concernant l'eurobond, est de pouvoir devenir le titre de référence mondial, surclassant vraisemblablement en termes de liquidité le bon du trésor américain. D'après la Commission Européenne, ce serait un élément clé en vue d'une union budgétaire qui serait en accord avec l'objectif de stabilisation du marché de la dette et d'intégration financière. La mutualisation de la dette serait la première pierre dans la construction d'une union budgétaire européenne (exclusivité de la zone euro, allant vers la notion d'Europe « à deux vitesses »).

2.3.2 Implémentation de l'eurobond :

On omet les coûts et difficultés politiques d'introduction de l'eurobond. Dans les modèles, on se place dans la situation où celui-ci a déjà été mis en place. C'est surtout par un manque de solidarité ou de confiance entre gouvernements que son implémentation est retardée ou temporairement annulée. Le débat revient toujours sur la table des discussions malgré tout. Il est important de noter que les arguments en défaveur de l'eurobond sont principalement politiques, les arguments économiques étant plutôt favorables à celui-ci. Il reste tout de même à apporter la preuve empirique et chiffrée de son bénéfice. Peu d'articles ont été publiés sur ce sujet, la majorité détaillant ses avantages théoriques supposés.

La mise en place pratique d'une mutualisation de dette se ferait soit par un rachat d'obligations anciennes, soit par un échange volontaire où les investisseurs se mettraient en concurrence et fixeraient eux-mêmes le prix de l'obligation (situation optimale pour le gouvernement dans le cas d'une forte demande des investisseurs). Dans tous les cas, le gouvernement aura intérêt à émettre immédiatement la totalité de dette non défaillante afin de diminuer son risque global (une autre stratégie intertemporelle engendrerait des coûts d'opportunités car le gouvernement pourrait emprunter immédiatement à des taux inférieurs). La méthode de rachat des anciennes obligations n'influe pas sur les résultats empiriques de l'implémentation. Les débats juridiques se concentrent sur la création d'un conseil indépendant de stabilité permettant d'allouer chaque année les emprunts et d'émettre les titres, servant d'intermédiaire entre les investisseurs et les gouvernements nationaux. Des débats similaires sont apparus lors de la création du Mécanisme Européen de Stabilité (MES) servant à résoudre les crises budgétaires et financières au sein de la zone euro. Le MES a ainsi servi d'intermédiaire entre la Grèce et les nouveaux prêteurs lors de la restructuration de la dette depuis 2012.

Au sein des instances européennes, de nombreux rapports ont soulevé des débats relatifs à la mutualisation de la dette souveraine au sein de la zone euro. Le rapport « Expert Group on Debt Redemtion Fund and Eurobills » du 31/03/2014 évalue les causes et conséquences de l'introduction d'un titre obligataire commun. Il conclut que l'objectif premier de l'eurobond

serait de rétablir la stabilité financière et budgétaire au sein de la zone euro (réduction du niveau général d'endettement et stabilisation des primes de risque obligataire). Cela augmenterait également le degré d'intégration politique de l'union monétaire européenne. Le système permettrait alors de réduire la probabilité d'apparition de défauts de paiement ou restructuration de dettes au sein de la zone, si l'accès à l'eurobond est conditionné à des politiques budgétaires soutenables, condition sine qua non à son implémentation. Une solution proposée pour que sa mise en place soit possible est dans un premier temps, de seulement mutualiser les obligations avec les maturités les plus courtes (moins d'un an) afin de convaincre ses bienfaits et rassurer les gouvernements sur le problème d'aléa moral. Des problèmes législatifs se posent également, que ce soit pour la mise en place de sanctions ou d'exclusions du marché obligataire commun en cas de non-respect des règles budgétaires (inexistence d'un organisme supranational actuellement) ou même sur sa mise en place factuelle puisque des constitutions nationales empêchent la mutualisation de dettes (en Allemagne par exemple). Une des premières étapes de l'eurobond serait de faire voter un traité européen institutionnalisant l'eurobond afin de restaurer la légitimité démocratique d'un tel système.

2.3.3 Inconvénients qui expliquent le retard voire l'annulation de son implémentation :

L'apparition d'un consensus sur ce sujet entre l'ensemble des membres de la zone euro semble être actuellement impossible. Outre l'aspect politique qui rend difficile l'application de l'eurobond, une autre critique est qu'il peut rendre le défaut de paiement plus probable si l'on permet aux pays de continuer à émettre de la dette commune tout en faisant défaut sur sa dette individuelle. Les investisseurs anticipant cela, demanderaient des taux d'intérêt supérieurs à la situation sans dette mutualisée, rendant le défaut encore plus attractif. Cependant, les conséquences du défaut seraient moindres car concentrées sur la partie la plus risquée de la dette globale. Il peut exister un dilemme entre rendre le défaut plus probable tout en diminuant ses conséquences négatives sur le gouvernement.

Dans un autre rapport (Bonnevay 2010), l'eurobond est vu comme l'aboutissement d'un projet européen, la solution aux différentes crises en zone euro et le meilleur moyen d'accéder à une véritable union budgétaire. Les crises financières et budgétaires successives ont montré les limites du Pacte de Stabilité et de Croissance, n'empêchant pas de faire sauter les principes de coordination budgétaire. Le couple franco-allemand l'a démontré : l'Allemagne préférant une maitrise de l'inflation en termes de politique monétaire et privilégiant une soutenabilité de la dette en termes de politique budgétaire (politique procyclique afin de conserver une certaine marge de manœuvre) tandis que la France misant sur un retour de la croissance par des politiques de relance (politique contracyclique). Ces chocs asymétriques, vont à l'encontre de l'objectif de coordination budgétaire, et peuvent mettre en péril l'union monétaire. Bonnevay propose que le couple franco-allemand montre l'exemple en ayant un outil de financement commun.

Des conclusions similaires apparaissent dans une note du Conseil d'Analyse Economique (Benassy-Quéré, Ragot, Wolff, 2016). Selon le rapport, l'eurobond pourrait être un outil en faveur d'une union budgétaire étant donné son effet stabilisateur et absorbeur de choc. L'union monétaire est un pas insuffisant pour la coordination budgétaire car une seule politique nationale insoutenable pourrait entrainer un effet de contagion global à la zone, fragilisant sa pérennité. Le Pacte de Stabilité et de Croissance a démontré son inefficacité lors des récentes crises en zone euro. Même si actuellement l'union budgétaire semble être un objectif irréalisable, la mise en place d'une mutualisation des dettes nationales pourrait être la première pierre apportée à l'édifice. Tout comme la guerre des devises au sein de l'Union Européenne dans les années 80 a conduit à l'apparition d'une union monétaire, la crise budgétaire actuelle dans la zone euro pourrait conduire à l'apparition d'une union budgétaire. Cela va dans le sens d'une Union Européenne « à plusieurs vitesses » où le degré d'intégration différerait entre les pays membres. Pour l'instant, la politique budgétaire commune est quasiment inexistante puisque seulement 2% des budgets nationaux sont alloués au budget européen. C'est davantage la politique monétaire qui joue le rôle de stabilisateur financier. Notamment via sa politique non-conventionnelle faite de rachats de titres obligataires nationaux. L'eurobond semble être à la fois un test et un passage obligé vers une union budgétaire pour la zone euro.

2.3.4Tentatives de modélisation.

Dans l'article de Hatchondo et al. (2014), le gouvernement a une information sur son PIB et sur sa capacité d'émission de dette non défaillante, puis décide de rembourser ou faire défaut sur sa dette défaillante en vue de maximiser l'utilité des agents privés. Le coût du défaut dépend positivement du revenu et les conséquences sont une exclusion du marché obligataire (défaillant) pour un nombre stochastique de périodes. L'objectif est d'estimer les effets d'une introduction d'une dette non défaillante et le modèle est calibré sur les données empiriques de l'Espagne. L'introduction de la dette non défaillante (limitée à 10% de son PIB) réduit le risque souverain de façon significative et rend le défaut moins probable car il serait plus couteux. Cependant, les effets positifs semblent être temporaires et ont tendance à s'estomper lors des périodes suivantes (lorsque la limite de dette non défaillante émise est atteinte). Ce n'est donc pas une solution miracle, ne solutionnant pas les problèmes d'insoutenabilité de dette et déséquilibres budgétaires sur le long terme. Les auteurs proposent une complémentarité entre mutualisation de dette (eurobond) et règle budgétaire, en conditionnant l'accès au marché de dette non défaillante. Ceci réduirait l'aléa moral en obligeant des politiques budgétaires restrictives afin de profiter du marché obligataire commun. Cela étant, malgré un eurobond minimal, les conséquences sur le risque souverain et sur le niveau de bien-être sont largement positives.

L'article de Delpa et Von Weizäcker (2010) répond aux critiques sur la notion d'aléa moral de l'eurobond en proposant de décomposer la dette globale en 2 parties : dette bleue et dette rouge. C'est une proposition de remplacement du pacte de stabilité et de croissance par une

mutualisation de la dette au sein de la zone euro qui incite malgré tout à un équilibre budgétaire. Le système doit responsabiliser les politiques budgétaires nationales afin d'éviter le phénomène de passager clandestin où un déséquilibre budgétaire national n'aurait que très peu d'impact sur la prime de risque globale. Les auteurs proposent de mutualiser la dette jusqu'à 60% du niveau de PIB (dette bleue). Au-delà, les gouvernements devront trouver un financement par leurs propres moyens (dette rouge). L'objectif de la proposition est double : diminuer les coûts d'endettement des pays de la zone euro tout en les incitant à réduire leurs niveaux d'endettement. La notion de solidarité européenne s'appliquerait afin de faire disparaitre les écarts de taux dans le but d'empêcher l'apparition de crises budgétaires. L'eurobond ne finançant que les dépenses dites « raisonnables » à bas coûts, le système incite les gouvernements à réduire leur niveau d'émission de dette car une prime de risque nationale localisé sur la dette risquée, son taux serait plus élevé. L'inconvénient déjà signalé auparavant est de rendre le défaut plus probable car les conséquences seraient moins systémiques. L'avantage est que l'on réduit alors le risque de contagion d'un défaut de paiement. La hausse des primes de risque nationale pourrait décourager le gouvernement à émettre une quantité importante de titres, rendant un défaut impossible sur des titres non existants. Le système bénéficierait à l'ensemble des pays de la zone : la création d'un titre extrêmement liquide avec un risque diversifié pousserait l'écart de taux de l'eurobond vers 0% réduisant ainsi considérablement le coût de financement des dépenses publiques des pays connaissant des difficultés budgétaires (GIIPS entre autres, pour une équité de coûts entre pays de la zone). La solidarité du système bénéficierait aussi aux pays les moins risqués de la zone (France, Allemagne, …) car éviterait des sauvetages et périodes d'incertitudes couteux comme celui vécu en Grèce en 2012 ou 2015. La proposition des auteurs vise à remplacer le traité de Maastricht obligeant les Etats à émettre au maximum une dette équivalente à 60% de leur PIB[29], par un système incitant automatiquement les pays à réduire leurs dettes, sans sanction financière. Cette sanction serait établie par les investisseurs eux-mêmes qui demanderaient un taux d'intérêt plus fort sur la dette nationale.

L'eurobond ne doit pas venir contrer l'objectif de discipline budgétaire pour permettre son implémentation.

Nous avons défini de façon détaillée les trois concepts de défaut de paiement, restructuration de dette et principe de mutualisation de dette (en prenant l'exemple de la zone euro et son eurobond). L'objectif maintenant est de construire un modèle capable de dépeindre ces trois concepts en analysant les conséquences budgétaires sur le gouvernement et le pays. Notre point de départ sera alors un modèle d'équilibre général où la stratégie du gouvernement de faire défaut influe sur le niveau de production nationale. Dans un deuxième temps, l'objectif sera de calibrer le modèle afin de décrire un exemple numérique. L'exemple le plus récent au sein de la zone euro est le défaut de paiement de la Grèce en 2012.

La problématique est la suivante : La restructuration de la dette a permis d'éviter un défaut de paiement total de la Grèce. Était-ce la mesure optimale ? La mise en place au préalable de

[29] La proposition de J. Delpla et J. Von Weizsäcker datant de 2010, elle est aujourd'hui obsolète. Une actualisation chiffrée de la mesure serait nécessaire en vue de son implémentation une décennie plus tard. Cependant, la logique de la proposition reste valable.

l'eurobond était-elle une meilleure stratégie ? Il nous faut avant tout apporter la preuve que le défaut de paiement grec était bien une décision stratégique du gouvernement.

3. Partie analytique

Afin d'analyser simplement les conséquences d'un défaut de paiement, nous construisons un modèle simple d'équilibre général statique en économie ouverte entre deux pays et le reste du monde. Les deux pays font partie d'une zone monétaire commune, ils utilisent la même devise pour les transactions.

L'objectif des pays est de maximiser leur PIB. Pour cela, ils font face à deux stratégies possibles : rembourser la dette contractée précédemment afin de pouvoir emprunter de nouveau ou faire défaut de paiement.

Le pays 1 a une probabilité nulle de faire défaut de paiement, alors que le pays 2 a une probabilité positive.

Nous analysons le défaut comme une décision stratégique du gouvernement (Alesina et al. 1992). Le défaut de paiement est analysé comme une décision rationnelle du gouvernement, et non pas comme une incapacité de remboursement (choc exogène).

L'information est complète (sur les conséquences du défaut).

Hypothèses :

Dans le modèle statique, la décision du gouvernement n'a aucune conséquence sur le secteur privé. A court terme, le fait que le gouvernent fasse défaut de paiement n'entraine pas de changement de comportement du secteur privé, et donc ce qui ne modifie pas le niveau d'absorption privé. Ce n'est pas une hypothèse irréaliste car le gouvernement effectuant un défaut de paiement a intérêt à rendre sa décision surprise jusqu'au dernier moment pour éviter l'anticipation des agents. Il s'agit malgré tout d'une hypothèse simpliste car nous omettons complètement la notion d'anticipation des agents. Cette hypothèse devra être relâchée dans le modèle dynamique où le défaut a des conséquences sur l'absorption privée lors des périodes futures.

Notre modèle se concentre sur l'équilibre du marché des biens et services et du marché des titres avec une fonction déterministe additionnelle pour le taux d'intérêt. Il s'agit ici du taux d'intérêt souverain, seul taux d'intérêt dans le modèle puisque le taux d'intérêt privé n'affecte pas l'équilibre (dans le modèle statique).

Nous avons donc deux principaux marchés (biens et titres) et un seul agent : le secteur public. La devise commune annihile toute considération sur les taux de change.

Les principales équations du modèle sont les suivantes :

L'équilibre sur le marché des biens et services :

$$(1)\ Y + M = H + G + X$$

Avec Y le niveau de production, H le niveau d'absorption privé ($H = C + I$), G la dépense publique, M les importations et X les exportations.

L'équilibre sur le marché des titres :

$$(2)\ \Delta B = \Delta B^S$$

ΔB est le niveau d'offre supplémentaire de titres émis par le gouvernement, ainsi $\Delta B = B_1 - B_0$. ΔB^S est la demande de titres supplémentaires émanant du secteur privé. Nous avons toujours un niveau de taux d'intérêt (variable d'ajustement) possible r permettant l'équilibre entre offre et demande de titres. Il s'agit d'un taux d'intérêt nominal, pas de distinction faite entre réel et nominal car nous évoluons dans un modèle statique à une seule période (hypothèse standard similaire dans le modèle ISLM).

L'équation déterminant le niveau de taux d'intérêt :

$$(3)\ r = \frac{f(G-T)}{\alpha} \quad ; 0 < \alpha < 1$$

Avec r le taux d'intérêt nominal et α une mesure de la probabilité de défaut du gouvernement perçue par les investisseurs. α est égal à 0 lorsque le gouvernement fait défaut et à 1 quand il n'y a pas de risque de défaut perçu par les investisseurs (sans risque). Ainsi, le taux d'intérêt approximera une valeur infinie quand le défaut a réellement lieu, correspondant ainsi à une impossibilité de se refinancer.

Les conséquences du défaut de paiement sont visibles dans la contrainte budgétaire du gouvernement qui est la suivante :

$$(4)\ \ G + (\widehat{r_0} + \varepsilon_0)B_0 = T + \Delta B$$

Le gouvernement ne peut financer sa dépense publique que par de l'impôt (T) ou en émettant de la dette nouvelle (ΔB). Nous omettons sciemment le marché de la monnaie car nous considérons la politique monétaire comme un élément extérieur au modèle. On décompose la dépense publique par de la dépense générale (G) et le paiement des intérêts de la dette arrivant à maturité ($(\widehat{r_0} + \varepsilon_0)B_0$). $\widehat{r_0}$ correspond au taux d'intérêt sans risque (lorsque $\alpha = 1$) et ε_0 est la prime de risque (différence entre taux d'intérêt réel et taux d'intérêt sans risque : $\varepsilon_0 = r - \widehat{r_0}$). Il y a un roulement entier de dette à chaque période.

<u>Résolution du modèle et stratégies des joueurs :</u>

Si nous éliminons G en introduisant la contrainte budgétaire du gouvernement dans l'équilibre du marché des biens, nous obtenons :

$$(5)\ Y = H + T - (\widehat{r_0} + \varepsilon_0)B_0 + \Delta B + X - M$$

Ici, nous avons la fonction de paiement du gouvernement que chaque pays cherche à maximiser.

Les conséquences hypothétiques du défaut de paiement :

- Le gouvernement ne peut plus financer sa dépense publique par de l'émission de nouvelle dette en cas de défaut. Il s'agit d'une hypothèse évidente à court terme de par la perte de crédibilité. Dans des travaux empiriques (Tomz et Wright, 2013), le gouvernement pourra revenir sur les marchés financiers 8 ans après le défaut en moyenne, donc l'impossibilité de se refinancer avec de l'émission de dette dans un modèle statique semble être une hypothèse crédible. Ainsi, $\Delta B = 0$.

- Aucune conséquence sur le secteur privé à court terme. Le niveau d'absorption privé sera identique en cas de défaut du gouvernement qu'en cas de remboursement. Ainsi, $H^{Remboursement} = H^{Défaut}$

- Absence de commerce selon l'hypothèse de politique de représailles. Le défaut est vu comme une perte de confiance entre les pays car un défaut affecte directement le secteur privé des autres pays via les obligations souveraines détenues à l'étranger. Les conséquences sur le secteur privé ne sont pas explicitées dans notre modèle mais nous estimons malgré tout la politique de représailles. Ainsi, l'ensemble des pays stoppent immédiatement le commerce avec le pays faisant défaut. Il s'agit d'une hypothèse standard dans les modèles de défaut de paiement. Ainsi, pour le pays en question : $X = 0$ et $M = 0$.

Cependant, on note que le commerce continue pour l'autre pays, c'est-à-dire entre l'autre pays et le reste du monde. Les conséquences du défaut de paiement sur le commerce entre les deux joueurs sont détaillées en Annexe 2.

Conséquence du défaut de paiement sur la fonction de paiement :

$$(5.1)\ Y^{Remboursement} = H + T - (\widehat{r_0} + \varepsilon_0)B_0 + \Delta B + X - M$$

$$(5.2) Y^{Défaut} = H + T = H + G$$

En cas de défaut, le gouvernement ne rembourse plus la dette et les intérêts de celle-ci qui arrivent à échéance mais ne peut plus en émettre et a une perte totale du commerce. Alors, le seul moyen de financer sa dette publique est l'impôt ($G = T$).

La stratégie du gouvernement sera la suivante :

Le gouvernement remboursera sa dette si et seulement si :

$$(5')\ \Delta B - (\widehat{r_0} + \varepsilon_0)B_0 + X - M > 0$$

C'est à dire si son niveau de production lorsqu'il rembourse est supérieur à son niveau de production lorsqu'il fait défaut de paiement.

Multiplicateurs : Le signe des multiplicateurs semble être cohérent avec les faits stylisés préalablement énoncés.

$$\frac{\partial Y^R}{\partial \Delta B} > 0\ ;\ \frac{\partial Y^R}{\partial (X-M)} > 0\ ;\ \frac{\partial Y^R}{\partial (\widehat{r_0} + \varepsilon_0)} < 0\ ;\ \frac{\partial Y^R}{\partial B_0} < 0$$

La probabilité de remboursement augmente lorsque le montant de nouvelle dette émise est important. En effet, plus le déficit budgétaire est grand, et plus le besoin de financer sa dépense publique par un nouvel emprunt est fort. L'émission de dette permet de financer ce déficit budgétaire. Au contraire, en cas d'équilibre budgétaire (ou même d'excédent budgétaire), le besoin de financer la dépense publique par de l'emprunt est nul (ou même être en capacité de financement), alors la probabilité de rembourser diminue. Le défaut de paiement peut survenir lorsque le gouvernement n'a pas un besoin de financement important, c'est-à-dire qu'il n'a pas besoin d'émettre de dette nouvelle afin de financer sa dépense publique.

La probabilité de remboursement augmente lorsque l'excédent commercial est important. En effet, plus le pays bénéficie du commerce et plus le coût de perte sera fort en cas de défaut de paiement. En effet, faire défaut de paiement, c'est voir le commerce disparaitre avec les autres pays. Ainsi, on a tendance à penser que plus le pays est ouvert (ou du moins les exportations fortes) et plus la probabilité de remboursement sera importante.

La probabilité de remboursement diminue lorsque le taux d'intérêt est fort. En effet, que ce soit le taux d'intérêt sans risque ou la prime de risque, cela a tendance à augmenter le montant des intérêts de la dette, qui correspond au coût de remboursement. Plus le coût de remboursement est important, et moins la probabilité de rembourser sera forte.

La probabilité de remboursement diminue lorsque le montant de la dette est fort. En effet, si la dette initiale est importante, l'effort à fournir en vue du remboursement sera grand. Le défaut de paiement aura lieu lorsque le montant à rembourser est important car on va comparer ici le coût du remboursement avec le coût du défaut de paiement. Le défaut est intéressant si le coût de remboursement est fort, c'est-à-dire en cas de dette initiale importante.

Le gouvernement analyse la situation dans laquelle il se trouve et prendra la décision de rembourser ou faire défaut en conséquence. La probabilité de défaut augmente lorsque la dette initiale est forte, le taux d'intérêt fort, le déficit budgétaire faible et que le pays bénéficie faiblement du commerce.

Dans le scénario de base, nos deux joueurs se trouvent dans une situation normale où $Y^{Remboursement} > Y^{Défaut}$.

Que se passe-t-il lorsqu'un choc sur α s'opère et qu'il devient bénéfique pour l'un des deux pays de faire défaut de paiement. Nous allons alors étudier plusieurs scénarios.

Le pays 1 (sans risque) emprunte à un taux $\hat{r}$ et le pays 2 (risqué) à un taux $\widehat{r} + \varepsilon$.

On pose comme hypothèse qu'il ne sera jamais intéressant pour le joueur 1 de faire défaut de paiement au cours du jeu, le choc exogène s'opérant sur ε, variable n'affectant pas la fonction de paiement du joueur 1.

3.1 Scénario de base :

Les deux joueurs n'ont pas intérêt à faire défaut de paiement et décident de rembourser leur dette.

Joueur 1 :

$$Y^R = H + T - \widehat{r_0}B_0 + \Delta B + X^1 - M^1$$

Joueur 2 :

$$Y^R = H + T - (\widehat{r_0} + \varepsilon_0)B_0 + \Delta B + X^2 - M^2$$

A la suite d'un choc, la mesure du risque des investisseurs envers le joueur 2 est modifiée, le risque est plus important et donc α diminue et se rapproche de 0, rendant alors le défaut intéressant pour le joueur 2, ceteris paribus. Le choc rend le défaut stratégique.

3.2 Défaut total :

Dans un premier scénario, le défaut total du joueur 2 entraine les conséquences négatives sur la fonction de paiement des deux joueurs, via la modification du commerce (Annexe 2).

Les stratégies des deux joueurs deviennent :

Joueur 1 :

$$Y^R = H + T - \widehat{r_0}B_0 + \Delta B + (X_B - X_E)$$

Joueur 2 :

$$Y^D = H + T$$

3.3 Restructuration de dette :

Le scénario 2 consiste en un prêt bilatéral entre les deux joueurs, permettant au pays 2 de rembourser sa dette, sans passer par les marchés financiers après un accord conclut avec les créanciers. C'est le scénario de la restructuration de dette, qui évite l'apparition du défaut total. On parle de prêt conditionnel puisque le pays 2 perd la souveraineté de sa politique budgétaire.

Les fonctions de paiement deviennent :

Joueur 1 :

$$Y^R = H + T - \widehat{r_0}B_0 + \Delta B + X^1 - M^1 - \bar{B}_1^G$$

Joueur 2 :

$$Y^R = H + \bar{T} + \bar{B}_1 - \alpha(\widehat{r_0} + \varepsilon_0)B_0 + X^2 - M^2$$

Le joueur 2 reçoit une somme $\bar{B}_1$ provenant du joueur 1 lui permettant d'éviter de faire défaut de paiement, avec laquelle il doit obligatoirement rembourser la partie α de la dette ainsi que les intérêts de la dette (hypothèse), mais perd la souveraineté de sa politique budgétaire ($\bar{T} > T$), afin de financer le remboursement de la dette. Il fait défaut partiel car ne rembourse que $\alpha\%$ de ses engagements financiers par un accord signé entre les parties.

Conditions pour la restructuration de dette soit un succès. Il faut que :

$$\bar{T} + \bar{B}_1 - \alpha(\widehat{r_0} + \varepsilon_0)B_0 + X^2 - M^2 > T$$

Et que :

$$X^1 - M^1 - \bar{B}_1^G > X_B - X_E$$

Dans ce cas, les deux joueurs préfèreront la restructuration de la dette au défaut total du joueur 2, conditions nécessaires à sa bonne application. Ceci est alors profitable aux deux joueurs.

3.4 Mise en place au préalable d'une mutualisation de la dette :

Le troisième scénario est une réalité alternative dans laquelle les deux joueurs, avant le choc, mutualise leur dette et emprunte au même taux r^E.

Le taux d'intérêt commun étant moins corrélé que le taux d'intérêt individuel du pays 2 à sa mesure du risque et sa politique budgétaire.

Les conditions sur les fonctions de paiement sont les suivantes :

Joueur 1 :

$$Y^R = H + T - r^E B_0 + \Delta B + X^1 - M^1$$

Joueur 2 :

$$Y^R = H + T - r^E B_0 + \Delta B + X^2 - M^2$$

On sait que $\widehat{r_0} < r^E < \widehat{r_0} + \varepsilon_0$

Car le taux d'intérêt de la dette commune est une fonction des deux taux d'intérêt des deux pays pris individuellement. Ainsi :

$$r^E = \beta.\frac{f(G^1 - T^1)}{\alpha^1} + (1-\beta).\frac{f(G^2 - T^2)}{\alpha^2} \quad ; \quad 0 > \beta > 1$$

Avec β, le poids du pays sans risque parmi les deux pays mutualisant la dette.

La condition pour que le défaut total n'ait pas lieu est la suivante :

$$-r^E B_0 + \Delta B + X^2 - M^2 > 0$$

3.5 Discussion sur une extension du modèle : Prise en compte des effets de la politique budgétaire, les problèmes d'implémentation de l'eurobond : la dynamique du modèle.

L'emprunt du gouvernement étant par définition une décision inter temporelle, il est nécessaire de rendre compte de la dynamique du modèle afin d'être plus rigoureux. Nous présentons ici juste une ébauche. La dynamique du modèle s'explicite ici par le choix de la politique budgétaire, ayant une influence sur le niveau actuel du taux d'intérêt, et donc sur le montant des intérêts de la dette venant à terme lors de la période suivante. Le gouvernement va donc choisir sa politique budgétaire (G) selon l'impact que celle-ci aura sur le niveau de son taux d'intérêt. On suppose que T est fixe durant le jeu, le signe de la politique budgétaire dépendra alors de l'évolution de la dépense publique. La politique budgétaire sera expansionniste si et seulement si $\Delta G = G_1 - G_0 > 0$, ce qui aura pour effet d'augmenter le taux d'intérêt lors de la prochaine période via sa fonction déterministe (Equation (3)).

Le processus d'impact sera alors le suivant : $\Delta G_0 \Longrightarrow \Delta r_0 \Longrightarrow \Delta(r_0 B_0)$. Ainsi, la mise en place d'une politique budgétaire expansionniste entrainera une hausse du taux d'intérêt ce qui conduira lors de la période suivante, à une augmentation du coût de remboursement de la dette via le paiement des intérêts de la dette arrivant à terme. Le gouvernement, dans un objectif de maximisation inter temporelle, aura un arbitrage entre bénéfice d'une politique budgétaire expansionniste à court terme et coûts de cette même politique à moyen terme.

La dynamique du modèle nous permet de rendre compte également du problème de l'aléa moral de l'eurobond.

Cependant, en cas de mutualisation de la dette, le taux d'intérêt devient en partie exogène car il ne dépend plus exclusivement de la politique budgétaire nationale mais aussi de celle de l'autre pays (cela est d'autant plus vrai si le pays a un poids faible).

Dans le modèle, la prise en compte de l'aléa moral peut se résoudre par une limitation dans le montant de dette émise au taux d'intérêt commun comme la proposition de la dette bleue/rouge (Delpla et Von Weizsäcker, 2010).

Les fonctions de paiement du modèle dynamique deviendraient :

Joueur 1 :

$$Y^R = H + T - r^E B_0 + \Delta B + X^1 - M^1$$

Joueur 2 :

$$Y^R = H + T - r^E \bar{B} - (\widehat{r_0} + \varepsilon_0).(B_0 - \bar{B}) + \Delta B + X^2 - M^2$$

On considère que le joueur 1 n'atteint pas la limite de dette mutualisée possible. Cependant pour le joueur 2, $B > \bar{B}$. Il doit donc émettre de la dette nationale afin de financer la totalité de ses dépenses publiques. La condition est qu'un défaut sur la dette nationale l'empêche d'émettre également de la dette mutualisée. Ceci est pour le modèle statique. A la période suivante, le montant de nouvelle dette mutualisée qu'il peut émettre nous donne le montant d'intérêt total que le gouvernement devra payer. Ceci permettant alors de réduire l'aléa moral, argument utilisé contre la mise en place d'une mutualisation de dette, et qui n'apparait pas dans le modèle statique.

Un autre aspect que devra prendre en compte la dynamique du modèle est la réaction du secteur privé à la suite du défaut de paiement. Cela revient à endogénéiser l'absorption privé, une spécification de la fonction H est alors nécessaire. L'objectif est d'introduire les conséquences récessionnaires du défaut de paiement.

4. Partie empirique

Nous basons notre analyse sur un cas pratique : calibrage sur le défaut grec en 2012. Nous allons calibrer les données sur la situation de la Grèce (pays en défaut de paiement en 2012) et de l'Allemagne (pays considéré sans risque) car ils font partie d'une zone économique commune. A partir d'un scénario de base calibré en 2009, trois différents scénarios apparaitront pour 2011 : le défaut total, la restructuration de dette et la mise en place au préalable de l'eurobond.

L'objectif est de présenter un exemple numérique permettant de mieux appréhender la partie analytique. Nous partons directement de la solution du modèle, c'est-à-dire de la règle de décision du gouvernement (équation X ci-dessous). Le gouvernement remboursera sa dette si et seulement si la valeur de la partie à droite de l'équation est supérieure à 0. Le gouvernement aura intérêt à faire défaut de paiement dans le cas contraire (solution du modèle statique).

$$\Delta B - (\widehat{r_0} + \varepsilon_0)B_0 + X - M > 0$$

A partir de cette fonction de décision, nous allons calibrer le modèle sur la situation budgétaire de la Grèce durant la récente crise budgétaire. Ce sera notre pays risqué (joueur 2). Le pays sans risque sera l'Allemagne, pays faisant partie de l'union monétaire en compagnie de la Grèce et pays considéré le plus sûr de la zone euro par les investisseurs. En effet, on calcule la prime de

risque comme la différence entre le taux d'intérêt de l'obligation nationale et le taux d'intérêt de l'obligation allemande, que l'on considère de facto comme sans risque.

Ainsi, joueur 1 sans risque : Allemagne et joueur 2 risqué : Grèce.

La période d'analyse sera la suivante. Pour le scénario de base (avant l'apparition de la crise budgétaire), nous considérerons les données de l'année 2009. Cette année se caractérise par une absence des effets de la crise budgétaire dont la hausse significative des primes de risque a lieu à partir de 2010 mais dont les effets de la récession à la suite de la crise financière de 2008 sont bien visibles. 2009 est donc l'année avant que des tensions budgétaires aient lieu en zone euro.

Les premiers doutes et négociations sur la capacité de remboursement de la Grèce apparaissant en 2010/2011, nous prendrons l'année 2011 comme l'année du choc. Les effets de la crise budgétaire seront visibles (moyennes annuelles ou données en fin d'année selon les variables) et en 2012, la restructuration de dette a déjà eu lieu. Ainsi, la décision de faire défaut de la Grèce a eu lieu en 2011, ce sera notre année de référence pour la décision du gouvernement après un choc sur sa prime de risque.

4.1 Scénario de base en 2009

Le scénario de base se situe en 2009. Voici la fonction de décision calibré pour les données de 2009 pour la Grèce et l'Allemagne :

$$\Delta B - (\widehat{r_{2008}} + \varepsilon_{2008})B_{2008} + X - M$$

Décision de l'Allemagne $= 150.760.636.000 > 0$

Le gouvernement allemand décide de rembourser sa dette en 2009, ceci sera vrai dans tous les scénarios, la valeur est largement supérieure à 0.

Décision de la Grèce $= 211.438.364 > 0$

Le gouvernement décide de rembourser sa dette en 2009, la valeur étant supérieure à 0.

Le détail des données est présenté en Annexe 3.

4.2 Conséquence du choc budgétaire sur la prise de décision de remboursement en 2011.

$$\Delta B - (\widehat{r_{2010}} + \varepsilon_{2010})B_{2010} + X - M$$

Décision de l'Allemagne $= 170.288.685.728 > 0$

Le gouvernement allemand décide de rembourser sa dette en 2011, la valeur est largement supérieure à 0. La valeur a même augmenté entre 2009 et 2011, sa probabilité de défaut est inférieure pendant la période de crise budgétaire en zone euro. Cela s'explique principalement par une réduction du taux d'intérêt qui passe de 3.9% à 2.7% durant la période malgré la hausse du niveau d'endettement sur la même période.

Décision de la Grèce $= -16.179.934.386 < 0$

Le gouvernement décide de ne pas rembourser sa dette en 2011, la valeur étant largement inférieure à 0. Le défaut est alors une décision stratégique pour la Grèce qui a intérêt à faire défaut de paiement afin de maximiser son niveau de production. C'est la solution du modèle statique. Cela s'explique principalement par une augmentation significative du taux d'intérêt qui passe de 4.8% à 9.1%, rendant la dette insoutenable. La hausse de la prime de risque rend le défaut intéressant.

Ainsi, la Grèce fait défaut de paiement total. Ceci a des conséquences sur le commerce de l'Allemagne mais qui sont négligeables pour cet exemple numérique.

Selon l'institut de statistique allemand (source : Destatis), la part des importations et exportations grecques dans le total du commerce allemand représentait seulement 0.32% en 2018. Ainsi, on peut considérer que l'impact de l'absence de commerce entre Allemagne et Grèce aura une influence faible sur le niveau de production allemand, n'influant pas sur la décision allemande de rembourser ou non sa dette.

On a apporté la preuve empirique à partir du modèle analytique que le défaut total était intéressant. La restructuration de la dette grecque était alors nécessaire afin d'éviter ce scénario.

4.3 Restructuration de dette afin d'éviter le défaut total

Nous allons calibrer sur le défaut voté en février 2012 et l'appliquer sur la prise de décision grecque de 2011 pour voir les effets concrets, selon le montant de prêt contracté. La restructuration de dette était bien une décision nécessaire afin d'éviter un défaut de paiement total qui était avantageux pour la Grèce au lieu de rembourser la totalité de ses engagements financiers.

La Grèce préférera la restructuration de dette au défaut de paiement si et seulement si.

$$\bar{B}_1 - 0.465(\widehat{r_0} + \varepsilon_0)B_0 + X^2 - M^2 + (\bar{T} - T) > 0$$

Nous omettons dans le modèle statique les considérations sur la perte de souveraineté de la politique budgétaire. L'exogénéité du T est une condition qui s'applique pour les périodes

suivantes. Nous considérons donc que : $\bar{T} = T$ (Voir en Annexe 4 des précisions sur le rôle des recettes fiscales dans le modèle dynamique).

L'autre aspect du calibrage est la valeur du montant de dette à rembourser car la Grèce fait un défaut partiel d'une valeur de 53.5% de sa dette totale. Il reste donc à rembourser 0.465.

Il reste à déterminer le montant de prêt que l'Allemagne octroie à la Grèce. D'un point de vue calibrage, il est difficile à déterminer d'un point de vue statique car le montant du prêt est réparti sur plusieurs périodes et différentes tranches. Nous pouvons cependant répondre à la question de quel montant de prêt serait nécessaire pour que la Grèce soit indifférente entre restructuration de dette et défaut de paiement.

En calibrant pour l'année 2011, cela nous donne la relation d'indifférence suivante :

$$\bar{B}_1 - 5.635.336.455 = 0$$

Alors, le gouvernement grec choisira la restructuration de dette si et seulement si le montant de prêt alloué par le pays voisin est supérieur à 5.6 milliards d'euros. Si la somme est inférieure, le gouvernement grec préférera faire défaut de paiement car les coûts de la restructuration (remboursement partiel) sont supérieurs au bénéfice de cette somme (possibilité de prêt, commerce).

Selon Zettelmeyer (2013), le coût de la restructuration de dette grecque pour les contribuables européens peut être estimé à 87 milliards d'euros. Même si depuis, cette charge a augmenté avec d'autres plans de restructurations, on peut estimer qu'en 2012, le prêt établi par l'Europe à la Grèce était au-dessus de 5.6 milliards d'euros. La Grèce avait bien intérêt à préférer la restructuration de sa dette plutôt que le défaut total.

Dans notre modèle, le coût est intégralement porté par le joueur sans risque qui proposerait donc un prêt de 5.6 milliards d'euros environ à cette période pour que la Grèce ne fasse pas défaut de paiement.

Sa fonction de paiement maximal serait alors :

Décision de l'Allemagne $= 170.288.685.728 - 5.635.336.455 = 164.653.349.273 > 0$

Ici, l'Allemagne prête le minimum à la Grèce pour éviter un défaut de paiement. En réalité, le coût de la restructuration est largement supérieur.

Mais, que ce serait-il passé en cas de mutualisation au préalable de la dette et existence d'un taux d'intérêt commun ? Nous allons l'analyser avec le troisième scénario.

4.4 Eurobond

C'est une tentative de modélisation d'un titre fictif. La question qui se pose est quel taux d'intérêt doit-on appliquer. Nous allons simuler un taux. Plusieurs méthodes existent, nous prendrons la méthode la plus simple dans le modèle statique.

D'abord, nous pouvons voir à partir de quel taux la Grèce n'a plus intérêt à faire défaut de paiement pour voir si ce scénario est réalisable à partir d'une mutualisation de dette.

Vu que la modélisation et estimation d'un taux d'un titre fictif peut être un exercice périlleux, nous allons nous demander plutôt quel est le taux d'intérêt qui rend le remboursement de la dette un choix stratégique pour la Grèce.

Ainsi, nous aurons l'équation d'indifférence suivante

$$-r^E B_0 + \Delta B + X^2 - M^2 = 0$$

Le gouvernement grec sera indifférent entre faire défaut ou rembourser dans le cas où son taux d'intérêt est égal à :

$$r^E = \frac{\Delta B + X^2 - M^2}{B_0}$$

Pour l'année 2011 pour la Grèce, cela nous donne : $r^E = 3.57\%$. Au-delà de ce taux, la Grèce choisira de faire défaut de paiement. En dessous de ce taux, elle optera pour le remboursement de sa dette.

La question qui se pose maintenant est de savoir si le taux d'intérêt de l'hypothétique eurobond aurait été inférieur à 3.5%. Tout nous amène à penser que oui au vu de l'évolution mondiale des taux d'intérêt. Nous allons cependant le calculer ici avec notre exemple numérique.

Une des possibilités pour estimer un taux est de calculer par rapport aux poids des dettes nationales dans la dette mutualisée. Cette première approche nous donnera une idée de la valeur du taux. Le calcul d'une « Value-at-Risk » est une méthode d'estimation plus solide et une possible extension de ce modèle (recherche future).

Si l'on affecte un poids à la Grèce et l'Allemagne selon la taille de leurs engagements financiers nous obtenons environ que la dette grecque représente 11% de la dette commune aux deux pays en 2011. On peut penser alors que le poids sur le taux d'intérêt pourrait être identique (pas de notion ici sur la variabilité du taux, juste une fonction linéaire).

Ainsi, de façon simpliste, nous obtenons l'équation suivante :

$$r^E = 0.11(\widehat{r_0} + \varepsilon_0) + 0.89\widehat{r_0}$$

Pour l'année 2011, cela nous donne : $r^E = 3.44\% < \bar{r}^E = 3.57\%$

Celui-ci est inférieur au taux d'intérêt d'indifférence, la Grèce choisit de rembourser sa dette à ce taux. La Grèce rembourse sans que l'Allemagne ne doive lui prêter directement, tout passe par le marché ici.

Cependant, l'eurobond aura certainement un taux d'intérêt inférieur. Plusieurs éléments le démontrent. La mutualisation d'une dette risquée et non risquée aura tendance à créer deux primes sur le taux : une prime de risque captée par une faible partie de la dette et une prime de liquidité captée par la majeure partie. Il est probable que la prime de liquidité des obligations allemandes l'emporte sur la prime de risque des obligations grecques, poussant vers le bas le taux d'intérêt global, et donc rendant le défaut encore moins probable. Alors, notre estimation du taux d'intérêt de l'eurobond correspond au pire scénario imaginable où les effets de la prime de risque et de la prime de liquidité se compenseraient. Le fait de créer un titre hyper liquide ayant la capacité de devenir le titre de référence mondial pousserait vers la nullité de sa prime de risque, se rapprochant alors du taux allemand. Le calcul d'une Value-at-Risk permettrait de le déterminer plus finement (recherche future). Malgré cela, même dans notre exemple, le défaut de paiement n'est plus une option stratégique pour la Grèce. Reste à connaitre les effets sur la fonction de paiement de l'Allemagne.

Si on regarde pour l'année 2011 avec un taux d'intérêt commun $r^E = 3.44\%$, on obtient :

$$-0.0344B_0 + \Delta B + X - M > 0$$

Décision de l'Allemagne $= 154.813.804.929 > 0$

Décision de la Grèce $= 370.102.220 > 0$

Dans ce cas, nous remarquons que les deux joueurs décident de rembourser leurs engagements financiers et cela permet d'éviter le défaut de paiement. Par rapport au scénario 1, la Grèce est gagnante puisque son paiement était de 0 car elle faisait défaut de paiement. Elle a maintenant un pay-off positif. Pour l'Allemagne, sa perte entre le scénario 1 et le scénario 3 est estimé à environ 15 milliards d'euros. Cependant, si on le compare au scénario 2, c'est-à-dire celui qui a réellement eu lieu, le coût de la restructuration de dette est estimé à 87 milliards d'euros. Pour l'Allemagne, il est donc préférable d'opter pour le scénario 3, celui de l'eurobond.

Une autre limite du modèle est la non prise en compte de l'aléa moral. Dans le modèle statique, vu qu'il n'y a pas de considérations faites sur la politique budgétaire, l'aléa moral a moins d'importance. Dans le modèle dynamique, sa prise en compte est indispensable.

Pour conclure, nous avons prouvé que le défaut de paiement était bien une décision stratégique du gouvernement grec et qu'il avait intérêt à faire défaut de paiement. La couteuse restructuration de dette a, comme nous l'avons vu dans le modèle, permis d'éviter le défaut de paiement en rendant stratégique le remboursement. Cependant, le coût exorbitant de cette

restructuration aurait pu être évité par la mutualisation au préalable de leurs engagements financiers. Si on simule de façon simpliste le taux d'intérêt de l'eurobond dans notre modèle, dans ce qui pourrait être le pire scénario envisageable, le défaut de paiement n'est plus stratégique pour la Grèce et le coût pour l'Allemagne est moindre. Les deux joueurs sont gagnants, l'eurobond aurait dû être mis en place si on voulait maximiser l'utilité sociale de la zone euro.

Dans un objectif purement normatif, il faudrait réfléchir dans le futur à convaincre les pouvoirs publics des bienfaits de la mutualisation de dette, déjà d'un point de vue statique car cela diminue les coûts des crises budgétaires. D'un point de vue temporel, comme nous le verrons dans des recherches futures, cela permettrait de réduire le risque de contagion et les risques d'apparition de crises économiques. La dynamique du modèle n'existe que par la prise en considération du comportement du secteur privé, aggravant les conséquences temporelles du défaut de paiement.

5. Conclusion

La construction d'un modèle analytique basé sur la décision d'un gouvernement de faire défaut de paiement ou de rembourser ses engagements financiers nous a permis d'éclaircir les notions de défaut de paiement, de restructuration de dette et de mutualisation de dette. Le modèle statique nous a permis de déterminer les situations dans lesquelles le défaut de paiement est une décision stratégique pour le gouvernement (fort endettement, faible déficit, taux d'intérêt fort et faible bénéfice commercial) et les conditions de réussite d'une restructuration de dette (favorable aux deux joueurs). La mutualisation de dette permet de réduire le risque de défaut en répartissant les coûts d'endettement entre les deux gouvernements rendant obsolète l'accord entre les deux puisque le marché fixe un taux d'intérêt commun. Ainsi, la mutualisation de dette évite à la fois l'apparition du défaut mais aussi la perte de souveraineté de la politique budgétaire du pays risqué. La réaction du secteur privé et le principe d'aléa moral devront être présent dans l'extension du modèle qui tient compte du caractère dynamique du défaut de paiement (recherche future).

L'exemple numérique calibré sur le défaut de paiement de la Grèce en 2012 nous permet d'obtenir les principaux résultats suivants :

- Le défaut de paiement était bien une décision stratégique pour le gouvernement grec en 2011, le coût du défaut était inférieur au coût de remboursement de sa dette.
- La restructuration de dette a permis d'éviter le défaut en le rendant non-stratégique, grâce à une réduction du paiement des intérêts et un prêt bilatéral entre Allemagne et Grèce.

- Une mutualisation des dettes des deux pays au préalable sous la forme d'un eurobond aurait directement d'éviter le défaut de paiement grec en dessous d'un taux d'intérêt commun de 3.5%. Les simulations sur l'évolution d'un taux d'intérêt commun à la zone euro nous amène à penser que celui-ci serait largement inférieur à 3.5%.

La restructuration de dette était la situation optimale à partir du moment où l'eurobond n'a pas été mis en place. Le retard de son implémentation a conduit à la création d'une couteuse restructuration de dette, unique solution pour empêcher le défaut de paiement. L'eurobond n'est en aucun cas la solution miracle, le problème d'aléa moral expliquant la difficulté de sa mise en place, mais il reste un outil nécessaire afin de diminuer les risques de crises budgétaires au sein de la zone euro. La restructuration de dette traite de façon individuelle les crises budgétaires, provoquant des tensions et augmentant le risque de contagion. La mutualisation de dette serait une solution collective basée sur un principe de solidarité européenne. D'un point de vue normatif, il est nécessaire de mieux évaluer l'impact de l'implémentation de l'eurobond sur l'ensemble des pays de la zone, via des modèles calibrés qui tiennent compte de la dimension intertemporelle des conséquences du défaut de paiement.

6. Bibliographie

Alesina, A., De Broeck, M., Prati, A. et Tabellini, G. 1992. "Default Risk on Government Debt in OECD Countries". *Economic Policy.* Vol. 7, No. 15, pp. 427-463.

Ams, J., Baqir, R., Gelpern, A., et Trebesch, C. (2019). "Sovereign Default". In *IMF Conference Paper, International Monetary Fund, Washington, DC*.

Bénassy-Quéré, A., Ragot, X. et Wolff, G. (2016). "Quelle union budgétaire pour la zone euro ?". *Notes du Conseil d'analyse économique* publié le 29 février 2016.

Best, T., Bush, O., Eyraud, L., et Sbrancia, B. (2019). "Reducing Debt Short of Default". In *IMF Conference Paper, International Monetary Fund, Washington, DC*.

Blot, C., Ducoudré, B. et Timbeau, X. (2016). "Sovereign debt spread and default in a model with self-fulfilling prophecies and asymmetric information". *Journal of Macroeconomics,* vol. 47, pp. 281-299.

Bonnevay, F. (2010). « Pour un Eurobond. Une stratégie coordonnée pour sortir de la crise », Etude de l'institut Montaigne publié en février 2010.

Borensztein, E. and Panizza, U. 2009. "The Costs of Sovereign Default". *IMF Staff Papers* 56: 683-741.

Cole, HL. and Kehoe, TJ. 2000. "Self-Fulfilling Debt Crises". *Review of Economic Studies* 67.

Delpla, J. et Von Weizsäcker, J. (2010). « The blue bond proposal ». Bruegel Policy Brief issue 2010/03.

Eaton, J et Gersovitz, M. (1981). "Debt with potential repudiation: theorical and empirical analyisis". Review of Economics Studies, volume 48, 289-309.

EC (2014). "Expert Group on Debt Redemption Fund and Eurobills: Final Report submitted on 31 March 2014". European Commission. Available at http://ec.europa.eu/economy_finance/articles/governance/pdf20140331_conclusion_en.pdf.

Favero, C. et Missale, A. (2012). "Sovereign Spreads in the Euro Area: Which Prospects for a Eurobond?". *Economic Policy, 27*(70), 231-273.

Hatchondo, J.C., Martinez, L. et Onder, Y.K. (2014). "Non-defaultable debt and sovereign risk". IMF Working Paper 14/198.

Mendoza, E. et Yue, V. (2012). "A General Equilibrium Model of Sovereign Default and Business Cycles". The Quaterly Journal of Economics, volume 127(2), 889-946.

Tomz, M. et Wright, M. L. J. (2013). "Empirical Research on Sovereign Debt and Default", *Annual Review of Economics*, Annual Reviews, vol. 5(1), pages 247-272, 05.

Zettelmeyer, J, Trebesch, C., et Gulati, M. (2013). "The Greek debt restructuring: an autopsy". *Economic Policy*, 28(75), 513-563.

Zymek, R. 2012. "Sovereign Default, International Lending, and Trade". *IMF Economic Review* 60: 265-394

7. Annexes

7.1 Annexe 1 : Présentation du principe d'aléa moral

Le risque de l'aléa moral est le principal danger dans la mise en place de l'Eurobond. On peut représenter cela sous forme d'un jeu à deux joueurs (symétriques par souci de simplification). Les deux joueurs ont mutualisé leur dette et ont donc un unique taux d'intérêt. Deux types de politique budgétaire s'offrent à eux : la relance budgétaire ou l'ajustement budgétaire. On simplifie au maximum en considérant que les politiques budgétaires sont indépendantes et que les effets restent domestiques. La relance rapporte +2 (multiplicateur keynésien). L'ajustement budgétaire est couteux ; il rapporte -2. Le type de politique budgétaire conduit à une variation de la prime de risque. Si les deux pays ajustent, la prime de risque globale diminuera, ce qui rapporte +3 aux 2 pays. Si les deux pays relancent, la prime de risque globale augmentera, ce qui rapporte -3 aux 2 pays. Si l'un des pays relance et l'autre dépense, les effets sur la prime de risque s'annulent, rapportant 0 aux deux pays.

Finalement, voici le tableau 2 recompilant les résultats : Le gouvernement a le choix entre deux types de politique budgétaire.

Tableau 4.2 Résultats du jeu de présentation du principe d'aléa moral

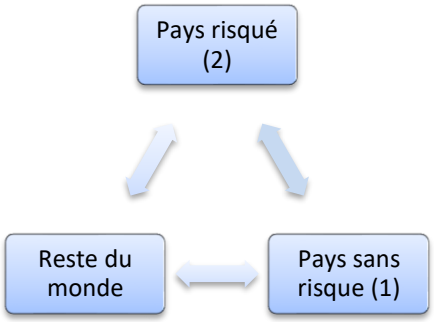
Pays X/ Pays Y	Ajustement budgétaire	Relance budgétaire
Ajustement budgétaire	**(1 ; 1)**	**(-2 ; 2)**
Relance budgétaire	**(2 ; -2)**	**(-1 ; -1)**

On remarque que la relance budgétaire est une stratégie strictement dominante, car peu importe la stratégie de l'autre pays, une relance budgétaire rapportera plus. Les gains des deux pays étant symétriques, les deux opteront pour la même stratégie : la relance. L'équilibre de Nash de ce modèle simple est alors (relance ; relance) et une perte de -1 pour les deux pays. Dans cette optique, le déséquilibre budgétaire conduira à une hausse de la prime de risque commune. L'aléa moral s'explique par le fait que le pays maximise son PIB grâce à la relance budgétaire tout en espérant un ajustement budgétaire de l'autre pays, ce qui permettrait à la prime de risque de ne pas augmenter. Finalement, cet équilibre de Nash est sous-optimal d'un point de vue Paresien. Si l'on veut maximiser le bien-être total, l'équilibre de Nash conduit à une perte globale de -2, ce qui est la pire stratégie du point de vue Paresien. Dans cet exemple, l'optimum de Pareto est la double stratégie (ajustement, ajustement) permettant un gain total de +2. Cependant, la décision de maximisation individuelle empêche l'existence de cet équilibre. L'Eurobond conduit alors à un équilibre sous-optimal. Le retard, en zone euro, de mise en place d'une obligation commune s'explique principalement par la présence de cet aléa moral.

7.2 Annexe 2 : Impact du défaut de paiement sur le commerce

Conséquence du défaut de paiement sur le commerce entre les différents pays :

Figure 4.1 Commerce entre les pays avant le défaut de paiement



Nos deux pays commercent entre eux mais également avec le reste du monde. Les exportations se décomposent entre celles vers le pays partenaire et celles vers le reste du monde. Le commerce entre les deux pays ne représentant alors qu'une faible partie du commerce total (plus de précision lors du calibrage).

Les exportations du pays 1 (sans risque) sont notées X^1 et se décomposent des exportations vers le pays risqué (X_A) et vers le reste du monde (X_B). Nous avons, de façon équivalente, les exportations du pays risqué notées X^2 et les exportations du reste du monde vers nos deux joueurs, notées X^*. Ci-dessous, les trois équations d'exportations (voir graphique au-dessus également).

$$X^1 = X_A + X_B$$

$$X^2 = X_C + X_D$$

$$X^* = X_E + X_F$$

De façon symétrique, nous pouvons écrire les équations d'importations pour nos deux pays et le reste du monde, notées respectivement $M^1, M^2 \; et \; M^*$. Ci-dessous, les équations d'importations :

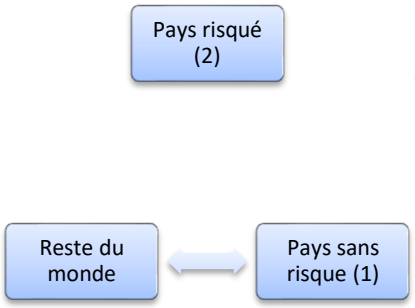
$$M^1 = X_C + X_E$$

$$M^2 = X_A + X_F$$

$$M^* = X_B + X_D$$

Lorsque le pays 2 fait défaut de paiement, le pays1 ainsi que le reste du monde arrête de commercer avec lui. Alors, nous avons : $X^2 = 0$ et $M^2 = 0$. Il n'est plus possible pour le pays 2 d'échanger avec l'extérieur. Ainsi, aucune exportation du pays 2 vers le pays 1 ou le reste du monde est possible et aucune importation du pays 2 venant du pays 1 ou le reste du monde n'est possible ($X_C = 0$; $X_D = 0$; $X_A = 0$; $X_F = 0$).

Figure 4.2 Commerce entre les pays après le défaut de paiement



Le commerce à l'intérieur de notre jeu est alors le suivant : Seul le pays 1 continue à échanger avec le reste du monde.

Les équations d'exportations deviennent :

$$X^1 = X_B$$

$$X^2 = 0$$

$$X^* = X_E$$

Symétriquement, les équations d'importations deviennent :

$$M^1 = X_E$$

$$M^2 = 0$$

$$M^* = X_B$$

Apparaissent ici les premières interactions entre nos deux joueurs car le défaut de l'un des deux entraine des conséquences sur la fonction de paiement de l'autre joueur.

7.3 Annexe 3 Les données

Les variables de la partie analytique sont approximées par des variables issues de l'Economic Outlook de l'OECD de Mai 2019 (No 105).

Liste des variables :

ΔB est approximé par le déficit financier des administrations publiques en volume (ΔB positif en cas de déficit budgétaire, et négatif en cas d'excédent budgétaire).

$\widehat{r_0}$ est approximé par le taux d'intérêt à long-terme des obligations d'Etat de l'Allemagne, de l'année antérieure.

ε_0 est approximé par la différence entre le taux d'intérêt à long terme des obligations d'Etat de la Grèce et de l'Allemagne, de l'année antérieure.

B_0 est approximé par l'engagement financier brut des administrations publiques en volume, de l'année antérieure.

X est approximé par le niveau des exportations de biens et services en volume et en dollar (base 2015).

M est approximé par le niveau des importations de biens et services en volume et en dollar (base 2015).

Ci-dessous, les tableaux des données utilisées (en millions de dollar sauf pour le taux d'intérêt qui est en quotient)

Table 4.3 Données utilisés pour l'Allemagne

Variables/années	2008	2009	2010	2011
Dette B	1.767.476		2.224.378	
Déficit ΔB		-79.590		-25.862
Exportations X		1.105.350		1.368.489
Importations M		963.749		1.163.019
Taux d'intérêt r	0,039848		0,0274431	

Table 4.4 Données utilisés pour la Grèce

Variables/années	2008	2009	2010	2011
Dette B	292.351		292.835	
Déficit ΔB		-35.966		-21.280
Exportations X		51.951		54.352
Importations M		73.666		65.189
Taux d'intérêt r	0,048025		0,0909167	

7.4 Annexe 4 : considération sur le modèle dynamique

Concernant la restructuration de la dette, un nouvel aspect que prendra en compte le modèle dynamique sera l'impact de la conditionnalité du prêt sur la politique budgétaire. Lors des périodes suivants la restructuration de dette, le montant de recette fiscale sera imposé au gouvernement par son nouveau créancier.

Nous allons approximer la différence entre les deux niveaux de recettes fiscales (celui imposé par la restructuration et la dette et celui voulu par le gouvernement grec) par la différence entre le montant de recettes fiscales entre 2012 et 2010. Le montant de 2012 correspond à celui décidé par les nouveaux créanciers de la Grèce et le Mécanisme Européen de stabilité. En 2010, la politique budgétaire étant encore souveraine (presque car des accords de conditionnalité existait déjà). En 2011, des accords ont déjà été signés limitant le champ d'action de la politique budgétaire grecque. On fait l'hypothèse que le gouvernement grec veut lisser ses recettes fiscales et avoir chaque année le même montant en volume (hypothèse forte mais concordante si on analyse l'évolution des recettes fiscales depuis la crise financière de 2008). Après des plans de relance en 2008 et 2009, dès 2010 les recettes fiscales atteignaient un niveau similaire à celui de 2007 et ainsi jusqu'en 2011.

Alors, $\bar{T} = T_{2012} = 89.608.000.000$, $T = T_{2010} = 93.307.000.000$.

Ainsi, $\bar{T} - T = -3.699.000.000$

Ce terme étant négatif, cela augmente la probabilité du défaut. La perte de souveraineté de la politique budgétaire est bien un coût pour la Grèce dans sa prise de décision entre restructuration de dette ou défaut de paiement.

Conclusion générale

Cette thèse questionne, à la lumière des phénomènes contemporains, aussi bien la littérature macroéconomique conventionnelle que les assertions politiques qui animent le débat public. Elle analyse l'impact des forts niveaux d'endettement et de la faiblesse de la croissance sur la résurgence de fortes tensions budgétaires dans les pays développés.

L'identification des faits stylisés lors du chapitre introductif nous a permis d'aborder les thématiques sur le rôle que les agences de notation ont joué dans la divergence récente des taux d'intérêt, les facteurs explicatifs de la tendance baissière du taux d'intérêt réel mondial et la remise en cause de la macroéconomie conventionnelle et la gestion politique du risque de défaut de paiement.

Le chapitre introductif nous permet d'éclaircir certains phénomènes empiriques observables. La diminution de la croissance ne semble pas être un épisode provisoire mais plutôt un ralentissement à long terme. Les phénomènes inflationnistes ont disparu et un retour de l'inflation dans un futur proche est difficilement envisageable. Les taux d'intérêt ont atteint des niveaux minimaux historiques, après 30 ans de diminution constante. Les ratios d'endettement continuent eux sur leur tendance à la hausse, la récente réduction semble être épisodique. Nous n'avons pas de preuve de soulèvement de taux d'intérêt, les taux d'intérêt corrigés de l'inflation sont négatifs en 2019. La tendance à la baisse se poursuit, la dispersion des taux ne concerne que certains pays déjà confronté à de graves problèmes budgétaires et dont le poids est relativement faible au sein des pays développés. Le fort niveau d'endettement semble être associé à un phénomène de ralentissement de la croissance et à une réduction des taux d'intérêt, remettant en cause les principes de la macroéconomie conventionnelle. On distingue aussi la résurgence d'un risque de défaut pour les pays dont le lien entre dette et taux d'intérêt semble encore être positif. La littérature existante échoue à expliquer clairement la simultanéité de ces phénomènes. Nous avons tenté d'apporter quelques réponses dans les chapitres suivants.

Le deuxième chapitre se concentre sur la dispersion récente des taux d'intérêt et sur le rôle qu'ont joué les agences de notation dans la réapparition de primes de risque. Nous voulions déterminer si les agences ont la capacité de créer des prophéties auto-réalisatrices sur les marchés financiers. Nous avons réalisé une étude empirique sur la récente crise budgétaire des GIIPS à cet égard et étudié le niveau de responsabilité des trois principales agences mondiales (Standard and Poor's, Moody's et Fitch Ratings). L'analyse graphique nous a permis de vérifier la corrélation négative apparente entre notes des agences et primes de risque. Afin d'estimer l'effet causal, nous avons construit des modèles vecteurs autorégressifs à deux retards à partir de données mensuelles entre janvier 1999 et décembre 2015. Nous avons ensuite appliqué des tests de causalité à la Granger. Le principal résultat qui en découle est que le sens de causalité le plus courant est qu'une variation de la prime de risque provoque une modification de la notation de crédit. Ainsi, les agences de notation ont moins de pouvoir sur les marchés que ce que l'on pourrait penser et on ne peut affirmer qu'elles sont les maîtres du jeu car elles donnent

la plupart du temps une information que les investisseurs ont déjà anticipé. Cependant, on ne peut pas affirmer que les agences sont inutiles car leurs décisions ont malgré tout un impact sur les primes de risque. De plus, si on répète le test sur la perspective de la note (donne une information sur la variation de la note à moyen terme), les effets causaux sont moindres mais davantage dans le sens qu'une modification de la perspective de la note entraîne une variation de la prime de risque. Ceci est en accord avec l'objectif fixé par les agences sur leur rôle de stabilisateur des marchés financiers. Pour éviter un mouvement de panique à la suite d'une diminution de la note, une variation au préalable de la perspective de la note averti à la fois les investisseurs et le gouvernement, lissant alors l'évolution de la prime de risque. Les diminutions de note provoquent plus d'effet causal que les augmentations de note. Cela s'explique par la distinction entre bonne et mauvaise nouvelle : le gouvernement a intérêt à communiquer les bons résultats et à cacher les mauvais. Ainsi, l'effet de surprise est plus grand en cas de dégradation de la note. Si on compare les trois agences entre elles, des différences temporelles apparaissent dans la notation. Standard and Poor's est l'agence qui prend la décision de modifier la note en premier tandis que Moody's retarde sa prise de décision. Ainsi, Standard and Poor's semble être l'agence la plus performante mais la stratégie de Moody's correspond davantage avec l'objectif de stabilisation des marchés financiers. La diversité de stratégie d'évaluation des agences de notation est en tout cas bénéfique pour les investisseurs. Pour finir, on s'intéresse au défaut grec et remarquons que les liens avec primes de risque et notations financières disparaissent après février 2012. La restructuration de la dette peut sembler une réussite car elle élimine le pouvoir qu'ont les agences sur la prime de risque grecque mais cela s'explique par le changement de statuts de nouveaux créanciers, qui ont perverti la notion même de prime de risque. Si les agences de notation ne sont pas responsables des variations du taux d'intérêt sur les marchés financiers, nous recherchons d'autres possibles facteurs explicatifs dans le chapitre suivant.

Le troisième chapitre pose comme point de départ l'incapacité de la théorie macroéconomique conventionnelle d'expliquer l'une des majeures caractéristiques des deux dernières décennies dans les pays développés : la tendance à la baisse des taux d'intérêt réels vers des minimums historiques. Les ratios d'endettement à la hausse ne conduisent plus à une augmentation généralisée des taux d'intérêt et on se demande alors pourquoi les taux sont si bas et est-ce que cela va durer. Pour faire face aux problèmes rencontrés par l'approche conventionnelle, nous avons opté pour une approche plus éclectique. Nous sommes partis d'une variante du modèle AS-AD afin de clarifier la notion même de taux d'intérêt réel d'équilibre. Des extensions au modèle pour tenir compte des influences extérieures et des primes de risque souveraines ont été apportées. Nous avons introduit une dimension dynamique afin d'avoir un traitement plus consistant des anticipations sur le taux d'inflation, un point crucial dans la détermination du taux d'intérêt réel. Nous avons ensuite remplacé l'hypothèse keynésienne de propension à épargner par une approche intertemporelle plus approprié (tenant compte de l'hypothèse intertemporelle de lissage de la consommation). Cette dernière modification apporte une explication théorique aux faits empiriques préalablement identifiés sur la prétendue corrélation entre diminution des taux d'intérêt et ralentissement économique. A partir de ces discussions théoriques, nous avons spécifié et estimé une relation économétrique sur données annuelles pour un panel de 19 pays membres de l'OCDE. Les résultats confirment les facteurs explicatifs

suggérés par l'analyse théorique. Le taux de croissance potentielle étant la variable la plus significative dans l'explication du taux d'intérêt nominal, nous confirmons le lien entre faiblesse des taux et ralentissement de la croissance. Le taux d'inflation anticipée (calculé à partir d'une estimation empirique de la courbe d'offre à la Lucas dans un travail subsidiaire), le déficit structurel et une mesure du risque sont les autres éléments expliquant la variabilité des taux d'intérêt. L'approche éclectique nous permet de clarifier et discuter les faits stylisés sur les taux d'intérêt. La tendance à la baisse des taux d'intérêt semble être en lien avec un ralentissement de la croissance, mais l'anticipation de l'inflation ainsi que la prime de risque ont aussi leur rôle à jouer dans la variabilité des taux d'intérêt.

Après avoir exprimé l'ensemble des facteurs explicatifs des taux d'intérêt réels, nous nous sommes intéressés aux pays connaissant de graves problèmes budgétaires, rendant le risque de défaut de paiement envisageable. Le quatrième chapitre se base sur la construction d'un modèle analytique à deux joueurs (un avec risque et l'autre sans risque) étudiant la décision d'un gouvernement de faire défaut de paiement ou de rembourser ses engagements financiers. Cela nous a permis d'éclaircir les notions de défaut de paiement, de restructuration de dette et de mutualisation dette. Nous avons déterminé à partir du modèle statique, les situations dans lesquelles le défaut de paiement est une décision stratégique pour le gouvernement. Ce sera le cas lorsque le niveau initial de la dette est fort, le déficit budgétaire est faible, le taux d'intérêt est important ou le bénéfice commercial est faible. Une restructuration de dette permet d'éviter la mise en place d'un défaut seulement si celle-ci est bénéfique aux deux joueurs. Le gouvernement non risqué prêtera au gouvernement risqué pour réduire la perte au niveau de son commerce. Le modèle nous a permis d'identifier les conditions de réussite d'une restructuration de dette selon le montant du prêt accordé et le niveau de dette partiellement remboursé. Une mutualisation de dette au préalable entre les deux joueurs permet de réduire le risque de défaut de paiement en répartissant les coûts d'endettement sans accord puisque le marché fixe un taux d'intérêt commun. La mutualisation empêche l'apparition du défaut tout en évitant la perte de souveraineté de politique budgétaire du pays risqué en cas de restructuration de dette. Nous avons ensuite calibré ce modèle à partir d'un exemple de défaut de paiement récent : la Grèce en 2012. Les principaux résultats avancés sont que le défaut de paiement était bien une décision stratégique pour le gouvernement grec en 2011, le coût du défaut étant inférieur au coût de remboursement. La restructuration de dette a bien permis d'éviter ce défaut total en rendant le défaut non stratégique grâce à une réduction du paiement des intérêts de la dette (de l'ordre de 53.5% de la valeur totale) et un prêt bilatéral entre Allemagne et Grèce (intéressant au-delà de 5 milliards d'euros). Une mutualisation de la dette entre les deux pays sous la forme d'un eurobond aurait directement permis d'éviter le défaut de paiement grec en dessous d'un taux d'intérêt commun de 3.5%. Les simulations effectuées ainsi que l'évolution récente des taux nous amènent à penser que le taux d'intérêt d'un instrument tel que l'eurobond aurait bien été inférieur à 3.5%, ce qui aurait permis d'éviter une crise budgétaire en zone euro. La restructuration de la dette est une situation optimale dans le cas où la mutualisation de dette n'est pas mise en place. L'eurobond est la solution « first-best ». Le retard de son implémentation a conduit à la création d'une coûteuse restructuration de dette, unique solution trouvée pour empêcher le défaut de paiement. Le problème de l'aléa moral (présent dans le modèle dynamique) explique la difficulté de mise en place de l'eurobond mais

il s'agit pourtant de la meilleure façon de traiter collectivement les tensions budgétaires, tout en réduisant le risque de contagion. Afin d'augmenter les chances d'implémentation, il est nécessaire d'estimer ses bienfaits économiques et de proposer des instruments tenant compte du problème d'aléa moral comme par exemple une limitation physique de dette mutualisable (émission d'obligations nationales au-delà).

Ainsi, une mutualisation de la dette au sein de la zone euro apparaît comme une possible solution aux problèmes macroéconomiques posés par le surendettement public. L'existence d'un instrument financier tel que l'eurobond permettrait grâce à un taux de refinancement commun, d'éliminer la divergence des taux d'intérêt au sein de la zone euro. Par le principe de diversification de risque et de liquidité maximale, l'eurobond pourrait devenir l'actif de référence sur les marchés financiers internationaux (en lieu et place du bon de trésor américain). Il est envisageable de penser que les agences de notation donneraient à ce titre la notation maximale (capacité totale de remboursement, actif « sans risque »). Cela éliminait grandement le risque de défaut de paiement au sein de la zone euro. De plus, en limitant la mutualisation de dette à un endettement soutenable, l'eurobond permettrait de rétablir le lien existant entre ratios d'endettement et taux d'intérêt nationaux. L'émission de dette commune ne concernant qu'un niveau de dette raisonnable, les gouvernements qui veulent emprunter au-delà de la limite devrait passer par une émission obligataire nationale. Les émissions nationales contenant exclusivement de la dette dite risquée, les primes de risque seront probablement fortes. Ce système inciterait donc à une réduction du niveau de dette publique, ce que la tendance actuelle à la baisse des taux d'intérêt contrarie fortement.