ED 396 : Ecole doctorale Economie, organisations, société

UMR 7235 - Economix

Université de Carthage
Institut des Hautes Études Commerciales de Carthage

Myriam CHEBIL MHIRI

Spreads obligataires souverains et transmission de la volatilité entre les marchés financiers de la zone euro

Thèse présentée et soutenue publiquement au plus tard le 31 décembre 2016
En vue de l'obtention du doctorat en Sciences Economiques
De l'Université Paris Ouest Nanterre La Défense

sous la direction de Mme Virginie COUDERT (Université Paris Ouest Nanterre La Défense)

et de Mme Amel ZENAIDI (Institut des Hautes Etudes Commerciales de Carthage)

Rapporteur :	M. Kamel NAOUI	Professeur, Ecole Supérieure de Commerce de Tunis
Rapporteur :	M. Cyriac GUILLAUMIN	Maître de Conférences, Université de Grenoble

Remerciements

Cette thèse n'aurait pas été possible sans la contribution de plusieurs personnes qui en ont permis la progression et l'aboutissement.

Mes premiers mots vont à mes directrices de recherche, Pr. Virginie Coudert et Pr. Amel Zenaidi. Ce fut pour moi un grand honneur de bénéficier de votre encadrement et accompagnement à travers vos conseils et recommandations. Nos échanges m'ont permis de persévérer et d'avancer inlassablement. Tout au long de mon parcours doctoral, vous avez fait preuve de rigueur, mais aussi de bienveillance et de patience.

Egalement, je remercie vivement les membres du jury pour l'intérêt qu'ils portent à mon travail de thèse de doctorat en acceptant de l'évaluer.

J'adresse mes remerciements au Pr. Ezzedine Delhoumi, Pr. Seifallah Sassi et Pr. Ahmed Ben Saida, qui par leurs orientations ont facilité mes investigations.

Mes remerciements vont également aux membres d'EconomiX, qui m'ont accueillie dans le cadre de mes recherches et au personnel administratif de l'Institut des Hautes Etudes Commerciales de Carthage et de l'Université Paris Ouest Nanterre la Défense. Un Merci tout particulièrement à Mme Besma Fekih et Mme Isabelle Tripet.

Je voudrais de même, remercier l'équipe de Thomson Reuters Tunisie et M. Rami Hedfi pour leur aide dans la collecte des données.

Je remercie de tout cœur mes collègues, Hejer Lasram, Amani Kahloul, Sonia Arsi et Ibtihel Rebhi, qui m'ont vivement encouragée et soutenue.

Toute ma reconnaissance à M. Raouf Aouadi et M. Nabil Douihech, pour leur compréhension et leur soutien sans faille.

Enfin, ma thèse de doctorat n'aurait pas été finalisée sans les encouragements de ma famille. J'ai sans cesse puisé ma motivation auprès de ma mère Samia, mon père Hedi, ma sœur Sarah et mon frère Malek. Je remercie également mes beaux-parents pour leur appui continu.

Mes dernières lignes sont dédiées à mon époux Abdallah pour son soutien indéfectible et sa présence de tous les instants.

Résumé

Cette thèse se propose de déterminer les facteurs explicatifs des spreads des rendements obligataires souverains d'un échantillon de pays de la zone euro, lors des crises survenues au cours de la dernière décennie, et d'étudier l'impact de ces crises sur la dynamique du marché obligataire souverain, et sur son interaction avec le marché boursier et celui des CDS. Elle aborde d'abord, l'étude des déterminants qui ont impacté les spreads souverains et leurs volatilités, pour chaque pays pris individuellement. Ensuite, elle compare les facteurs de risque significatifs en périodes de crise à ceux observés durant les périodes de stabilité relative. Enfin, cette thèse cherche à étudier les interactions entre les marchés financiers, afin de détecter une éventuelle présence de contagion entre différentes classes d'actifs.

Pour l'étude des déterminants des spreads, l'échantillon couvre onze pays de la zone euro et porte sur la période du 02/01/2006 au 31/12/2014. Dans ce cadre, trois études empiriques sont proposées. La première présente une modélisation de la volatilité conditionnelle des spreads par des modèles de type GARCH. La deuxième porte sur l'identification des facteurs qui expliquent simultanément la moyenne et la variance des spreads, en utilisant une spécification EGARCH pour la modélisation de la volatilité. La troisième traite des données en panel en adoptant des modèles à effets fixes et aléatoires, appliqués sur des périodes de crise et de stabilité relative. Les résultats montrent que la variance des spreads est expliquée principalement par le risque global et celui relatif à la liquidité. Les pays « périphériques » apparaissent plus sensibles aux facteurs de risque que les pays « cœur » de la zone euro. Les coefficients des facteurs de risque sont aussi trouvés plus significatifs lors des périodes de crise des sub-primes et de la zone euro.

Pour l'étude de la contagion, neuf pays sont considérés sur la période du 02/01/2006 au 15/04/2016 et deux études empiriques sont proposées. La première fait appel aux modèles MS-VAR dans le cadre univarié et multivarié. Elle démontre la présence de deux régimes de faible et de forte volatilité dans les rendements des actifs financiers étudiés (indice boursier, obligation et CDS), et conclut à la présence de contagion. La deuxième analyse recourt aux modèles DCC-MVGARCH et offre ainsi une analyse dynamique des interactions entre les marchés financiers de la zone euro ; elle permet également de mettre en lumière la présence de phénomènes de contagion et de « fuite vers la qualité ».

Mots-clés : Spread souverain, Dette souveraine, Zone euro, Volatilité, Contagion.

Classification JEL : E43, E44, F36, G01, G12.

Abstract

This thesis focuses on explaining the determinants of sovereign bond yield spreads in selected euro area countries during the financial crises of last decade. It examines the impact of those turmoil periods on sovereign bond market dynamics, and on its interactions with stock and CDS markets. First, it investigates, for each country, the determinants that impacted means and variances of sovereign spreads. Then, it compares the role and significance of potential explaining factors during crisis, versus non-crisis periods. Finally, it analyses interactions between markets, in order to detect contagion effects between different asset classes.

For spreads determinants investigation, a sample of eleven euro zone countries is considered over the period ranging from January 2nd, 2006 to December 31st, 2014. For this purpose, three empirical investigations are developed. The first study uses a GARCH-type model of the conditional variance of spreads. The second aims at identifying determinants explaining both mean and variance of spreads, with reference to an EGARCH specification in the variance equation. The third study deals with panel data, analyzed within fixed and random effects models, run on crisis and non-crisis periods. Results suggest that global risk and liquidity factors are the significant drivers of the spreads volatility. For the periphery countries in the euro zone, spreads are found to be more responsive to explanatory risk factors, than those of the core countries. The role of these factors is also found stronger during the sub-prime and euro area crises.

To assess contagion effect, a sample of nine countries is considered over the period ranging from January 2nd, 2006 to April 15th, 2016, and two empirical investigations are presented. The first uses a MS-VAR model, in both univariate and multivariate specifications. Results demonstrate evidence of a regime-switching behavior for stock indices, bonds and CDS yields (low and high volatility regimes), and thus suggest a contagion effect among those markets. The second study relies on DCC-MVGARCH models to perform a dynamic analysis of the financial markets interactions within the euro area; it confirms the existence of the previously suggested contagion effect, as well as a “flight to quality” phenomenon.

Keywords: Sovereign Spread, Government debt, Euro area, Volatility, Contagion.

JEL Classification: E43, E44, F36, G01, G12.

Table des matières

Remerciements i

Résumé ii

Table des matières iv

Liste des figures ix

Liste des tableaux xi

Liste des annexes xiii

Liste des abréviations, acronymes et sigles xv

Introduction générale 1

Chapitre 1. Marché obligataire européen et risque de crédit souverain 10

1.1. Introduction 11

1.2. Constitution de l'Union européenne et création de la zone euro 11

1.3. Etat des lieux du marché obligataire : cas de la zone euro 13

1.3.1. Caractéristiques d'une obligation et de son émetteur 13

1.3.1.1 Caractéristiques d'une obligation 14

a- Nature des obligations 14

b- Taux des obligations 15

c- Autres caractéristiques d'une obligation 15

1.3.1.2 Caractéristiques d'un émetteur d'obligation 17

1.3.2. Marché obligataire de la zone euro 18

1.3.3. Marché obligataire privé ou corporate 18

1.3.4. Marché obligataire souverain 19

1.4. Emergence de la crise de la dette souveraine européenne 26

1.5. Mesures du risque de crédit souverain 32

1.5.1. Spread obligataire souverain 32

1.5.2. Credit Default Swap (CDS) 34

1.5.3. Notation des dettes publiques 36

1.6. Conclusion 39

1.7. Annexes du chapitre 1 41

Chapitre 2. Spreads obligataires souverains : Revue de la littérature et construction des variables explicatives 44

2.1. Introduction 45

2.2. Spreads obligataires souverains : Revue de la littérature 46

2.2.1. Spread obligataire souverain 47

2.2.2. Facteur de risque global 48

2.2.3. Facteur de risque spécifique 49

2.2.4. Facteur de risque de liquidité 51

2.3. Présentation de l'échantillon et description de la période d'étude 54

2.4. Déterminants des spreads obligataires souverains 59

2.4.1. Variable dépendante : Données, faits stylisés et statistiques descriptives 59

2.4.1.1 Spreads obligataires souverains : Faits stylisés 59

2.4.1.2 Spreads obligataires souverains : Statistiques descriptives 63

2.4.2. Variables explicatives : Données, faits stylisés et statistiques descriptives 65

2.4.2.1 Variables relatives au facteur de risque global 65

a- Vstoxx (V2X) 66

b- US Swap Spread 66

c- US Corporate spread 66

d- Ted-Spread 66

e- Faits stylisés et statistiques descriptives 67

2.4.2.2 Variables relatives à la liquidité 67

a- Taille du marché obligataire 67

b- Profondeur du marché obligataire 67

c- Spread KfW 68

d- Faits stylisés et statistiques descriptives 69

2.4.2.3 Variables relatives au facteur de risque spécifique 69

a- Ratios du Solde Budgétaire et de la Dette Publique par rapport au PIB 70

b- Inflation 71

c- Taux de chômage 72
d- Faits stylisés et statistiques descriptives 72
2.4.2.4 Variables relatives à la compétitivité et au cycle économique 73
a- Variable liée à la compétitivité 73
b- Variable liée au cycle économique 74
c- Faits stylisés et statistiques descriptives 74
2.4.2.5 Variable relative à la contagion 75
a- Analyse en Composantes Principales : principe théorique 76
b- Analyse en Composantes Principales : application numérique 77
2.5. Conclusion 85
2.6. Annexes du chapitre 2 87
Chapitre 3. Déterminants des spreads obligataires souverains : Etude empirique sur le marché de la zone euro 100
3.1. Introduction 101
3.2. Modélisation de la volatilité conditionnelle des spreads obligataires souverains 103
3.2.1. Modèles GARCH : Brève revue de la littérature 103
3.2.2. Modèle GARCH et extensions 105
3.2.2.1 Modèles GARCH, TGARCH et EGARCH 105
a- Processus GARCH (p,q) 105
b- Processus TGARCH (p,q) 106
c- Processus EGARCH (p,q) 106
3.2.2.2 Résultats empiriques 107
3.3. Déterminants des spreads obligataires souverains 111
3.3.1. Analyse en séries temporelles 111
3.3.1.1 Spécifications du modèle 111
3.3.1.2 Estimations et résultats empiriques 114
3.3.2. Analyse sur données de panel 122
3.3.2.1 Présentation et spécifications du modèle 123
a- Modèle à effets fixes 124
b- Modèle à effets aléatoires 124

c- Test de spécification : test d'Hausman (1978) 125
3.3.2.2 Estimations et résultats empiriques..... 126
a- Interprétations des régressions sur la période totale..... 130
b- Interprétation des régressions sur les sous-périodes 131
3.4. Conclusion.....133
3.5. Annexes du chapitre 3 136
Chapitre 4. Étude de la contagion entre les marchés financiers de la zone euro : Approches MS-VAR et DCC-MVGARCH 149
4.1. Introduction 150
4.2. Définition et mesures de la contagion.....153
4.2.1. Définition de la contagion 153
4.2.1.1 Interdépendance..... 155
4.2.1.2 Contagion pure 156
a- Problème de liquidité 156
b- Problème d'asymétrie d'information 157
c- Equilibres multiples 157
4.2.2. Mesures de la contagion 158
4.3. Description de l'échantillon, construction des données et analyse descriptive.....161
4.3.1. Description de l'échantillon 161
4.3.2. Construction des données 162
4.3.3. Analyse descriptive 163
4.4. Méthodologie.....169
4.4.1. Modèles de Markov à changements de régimes : Analyses univariée et multivariée..... 171
4.4.1.1 Modèle MS-AR univarié 171
4.4.1.2 Modèle MS-VAR multivarié 172
4.4.2. Modèles DCC-MVGARCH 173
4.5. Etude économétrique.....175
4.5.1. Analyse univariée..... 175
4.5.2. Analyse multivariée 183
4.5.3. Modèles DCC-MVGARCH 190

4.5.3.1 Analyse de la relation « Indice-Indice » 191
4.5.3.2 Analyse de la relation « CDS-CDS » 192
4.5.3.3 Analyse de la relation « Bond-Bond » 193
4.5.3.4 Analyse de la relation « Indice-CDS » 194
4.5.3.5 Analyse de la relation « Bond- Indice » 195
4.5.3.6 Analyse de la relation « Bond- CDS » 197
4.6. Conclusion 200
4.7. Annexes du chapitre 4 204
Conclusion générale 207
Bibliographie 216

Liste des figures

Figure **Page**

1.1 - Evolution des dettes privées en pourcentage du PIB (2002-2011) 28

1.2 - Evolution des dettes publiques en pourcentage du PIB (2002-2013) 29

1.3 - Credit Default Swap 34

1.4 - Credit Default Swap (Evénement de défaut) 35

2.1 - Evolution des spreads obligataires souverains des pays de la zone euro 60

2.2 - Phénomène de « Fuite vers la liquidité » 62

2.3 - Phénomène de « Fuite vers la qualité » 62

2.4 - Représentation graphique de l'évolution des spreads souverains en différence .. 65

2.5 - Représentation des pays selon les deux axes factoriels (pc1) et (pc2) 80

2.6 - Evolution des facteurs estimés (pc1) et (pc2) 83

4.1 - Evolution des prix des indices boursiers (janv. 2006 - mi-avril 2016) 164

4.2 - Evolution des taux de rendement des obligations souveraines (janv. 2006 - mi-avril 2016) 165

4.3 - Evolution des primes des CDS souverains (janv. 2006 - mi-avril 2016) 166

4.4 - Evolution hebdomadaire des indices boursiers (En différence logarithmique, janv. 2006 - mi-avril 2016) 167

4.5 - Evolution des taux d'intérêt hebdomadaires des obligations souveraines (En différence, janv. 2006 - mi-avril 2016) 168

4.6 - Evolution des primes hebdomadaires des CDS souverains (En différence, janv. 2006 - mi-avril 2016) 168

4.7 - Probabilités de changements de régimes du MSH-AR pour les rendements des indices boursiers par groupe de pays 177

4.8 - Probabilités de changements de régimes du MSH-AR pour les rendements des obligations souveraines par groupe de pays 179

4.9 - Probabilités de changements de régimes du MSH-AR pour les rendements des CDS souverains par groupe de pays 181

4.10 - Probabilités de changements de régimes du MSH-VAR pour les rendements des trois actifs financiers du groupe 1 (G1) 186

4.11 - Probabilités de changements de régimes du MSH-VAR pour les rendements des trois actifs financiers du groupe 2 (G2) 187

4.12 - Probabilités de changements de régimes du MSH-VAR pour les rendements des trois actifs financiers du groupe 3 (G3) 187

4.13 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des indices boursiers (janv. 2006 - mi-avril 2016) 192

4.14 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des CDS souverains à 5 ans (janv. 2006 - mi-avril 2016) 193

4.15 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des obligations souveraines à 10 ans (janv. 2006 - mi-avril 2016) 194

4.16 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des indices boursiers et des CDS souverains à 5 ans (janv. 2006 - mi-avril 2016) 195

4.17 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des obligations souveraines à 10 ans et des indices boursiers (janv. 2006 - mi-avril 2016) 197

4.18 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des obligations souveraines à 10 ans et des CDS souverains à 5 ans (janv. 2006 - mi-avril 2016) 198

Liste des tableaux

Tableau **Page**

1.1 - Répartition de l'encours des émissions d'emprunts obligataires privés de la zone euro, par émetteur (Milliards de dollars) 19

1.2 - Evolution de l'encours des émissions d'emprunts obligataires de la zone euro par émetteur (Milliards de dollars) 25

1.3 - Evolution des comptes courants en pourcentage du PIB (2002-2011) 28

1.4 - Evolution des notes de la dette souveraine à long terme, attribuées par Moody's, pour les pays de la zone euro depuis 2005 37

1.5 - Principaux évènements liés aux notations souveraines des pays de la zone euro 38

2.1 - Facteur de risque global (Facteur commun) 49

2.2 - Facteur de risque spécifique 50

2.3 - Facteur de risque de liquidité 52

2.4 - Autres variables explicatives 53

2.5 - Evénements qui ont marqué les marchés financiers entre janvier 2006 et décembre 2014 57

2.6 - Solde Budgétaire en pourcentage du PIB 61

2.7 - Analyse descriptive des spreads souverains (Janv. 2006-déc. 2014) 63

2.8 - Analyse descriptive des spreads souverains sur les sous-périodes 64

2.9 - Analyse en composantes principales des spreads obligataires souverains 78

2.10 - Signes du 2ème facteur de l'ACP sur les trois sous-périodes 81

3.1 - Facteurs de risque : signes attendus sur les spreads obligataires souverains 112

3.2 - Résultats des estimations de l'équation de la variance des spreads souverains par rapport aux différents facteurs de risque, par pays 115

3.3 - Régressions des spreads obligataires souverains des pays « cœur » de la zone euro sur des séries temporelles 117

3.4 - Régressions des spreads obligataires souverains des pays « périphériques » de la zone euro sur des séries temporelles 118

3.5 - Tests de racine unitaire sur données de panel 128

3.6 - Régressions des spreads obligataires souverains sur données de panel 129

4.1 - Présentation des indices synthétiques par groupe de pays 163

4.2 - Analyse descriptive des rendements des indices synthétiques (02 janv. 2006 – 15 avril 2016) 167

4.3 - Matrice des coefficients des corrélations inconditionnelles des rendements hebdomadaires des indices synthétiques 169

4.4 - Estimations des modèles MSH-AR(1) sur les rendements des actifs financiers 176

4.5 - Volatilités estimées des rendements hebdomadaires des actifs financiers par groupe de pays et par état 184

4.6 - Matrice des coefficients de corrélation entre les rendements hebdomadaires des actifs financiers, par groupe de pays et par état 185

4.7 - Principaux évènements marquants de la période d'étude 200

Liste des annexes

Annexe **Page**

1.1 - Tableau de correspondance des notations de long terme des trois principales agences de notation 41

1.2 - Mécanismes d'intervention durant la crise de la zone euro 41

2.1 - Evolution journalière de l'indice de volatilité implicite Vstoxx entre janvier 2006 et décembre 2014 87

2.2 - Tests de racine unitaire sur les spreads souverains 87

2.3 - Analyse descriptive des spreads souverains 88

2.4 - Evolution des facteurs de risque entre janvier 2006 et décembre 2014 88

2.5 - Statistiques descriptives des facteurs de risque entre janvier 2006 et décembre 2014 96

2.6 - Résultats des tests de racine unitaire sur les facteurs de risque 97

2.7 - Matrice de corrélation entre les spreads obligataires souverains 98

2.8 - Représentation des pays selon les deux axes factoriels (pc1) et (pc2), sous-période 1 98

2.9 - Représentation des pays selon les deux axes factoriels (pc1) et (pc2), sous-période 2 99

2.10 - Représentation des pays selon les deux axes factoriels (pc1) et (pc2), sous-période 3 (Panel D) 99

3.1 - Estimation des modèles AR(1)-GARCH, AR(1)-TCHARCH et AR(1)-EGARCH avec une loi de distribution gaussienne 136

3.2 - Estimation des modèles AR(1)-EGARCH avec des lois de distribution non gaussiennes (Student et GED) 139

3.3 - Matrices de corrélation entre les variables explicatives par pays 142

3.4 - Régressions des spreads obligataires souverains des pays « cœur » de la zone euro sur des séries temporelles (Variables significatives uniquement) 146

3.5 - Régressions des spreads obligataires souverains des pays « périphériques » de la zone euro sur des séries temporelles (Variables significatives uniquement) 147

3.6 - Données de panel : Estimation par la méthode GMM 148

4.1 - Liste des indices boursiers des pays de la zone euro (échantillon) 204

4.2 - Tests de racine unitaire sur les séries des indices synthétiques 204

4.3 - Probabilités de transition et durée estimées du modèle MSH-VAR multivarié, appliqué sur les rendements des actifs financiers par groupe de pays 205

4.4 - Statistiques des résidus du modèle MSH-VAR 205

Liste des abréviations, acronymes et sigles

ACP	Analyse en Composantes Principales
ADF	Augmented Dickey Fuller
AIC	Akaike Information Criterion
AR	Autoregressive Model
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
ARMA	Autoregressive Moving Average
BCE	Banque Centrale Européenne
BEKK	Baba-Engle-Kraft-Kroner
BIC	Bayesian Information Criterion
BIS	Bank for International Settlements
CBOE	Chicago Board Options Exchange
CDS	Credit Default Swap
CECA	Communauté Européenne du Charbon et de l'Acier
CEE	Communauté Économique Européenne
cf.	confer
DCC	Dynamic Conditional Correlation
DP	Dette Publique
EGARCH	Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
EM	Expectation Maximization
et al.	et alii
FED	Federal Reserve System
FESF	Fonds Européen de Stabilité Financière
FMI	Fonds Monétaire International
GARCH	Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
GED	Generalized Error Distribution
GMM	Generalized Method of Moments
iid	indépendantes et identiquement distribuées
IME	Institut Monétaire Européen
IPCH	Indice des Prix à la Consommation Harmonisé
ISDA	International Swaps and Derivatives Association
KfW	Kreditanstalt für Wiederaufbau
LIBOR	London Interbank Offered Rate
LTRO	Long Term Refinancing Operations

MCO	Moindres Carrés Ordinaires
MES	Mécanisme Européen de Stabilité
MESF	Mécanisme Européen de Stabilité Financière
MLES	Merrill Lynch Exponential Spline
MRO	Main Refinancing Operations
MS	Markov Switching Model
MVGARCH	Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
OCDE	Organisation de Coopération et de Développement Economiques
OMT	Outright Monetary Transactions
pb	Point de base
PIB	Produit Intérieur Brut
PSC	Pacte de Stabilité et de Croissance
S&P	Standard & Poor's
SB	Solde Budgétaire
SIC	Schwarz Information Criterion
SMP	Securities Markets Programme
SWARCH	Switching Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
TGARCH	Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
UE	Union Européenne
UEM	Union Économique et Monétaire
VAR	Vector Autoregressive Model

Introduction générale

La crise de la dette Mexicaine en 1982, la crise de l'Asie du sud-Est en 1997, la crise de la Russie en 1998, puis celle de l'Argentine en 2001, ont contribué à l'émergence du risque de défaut d'un État, largement sous-estimé par les marchés auparavant. Jusqu'alors, le risque de défaut d'un État était évoqué uniquement pour le cas des pays émergents, le défaut d'un pays développé étant peu plausible. En effet, depuis la seconde guerre mondiale, aucun pays développé n'avait fait défaut. Cependant, la crise des sub-primes dans un premier temps et la crise de la zone euro dans un second temps, ont démontré que le risque de défaut d'un emprunteur souverain est bien envisageable au sein des économies développées.

a- Motivation

Depuis l'été 2007, l'éclatement de la bulle immobilière aux États-Unis a initié une crise financière internationale qui a infligé des pertes colossales aux institutions financières. Cette crise a débuté sur le marché des crédits hypothécaires américains, appelé marché des « sub-primes ». Des prêts ont été accordés à des emprunteurs qui ne présentaient pas les garanties nécessaires pour contracter des emprunts immobiliers ordinaires. Ainsi, le montant total de ces crédits sub-primes avait considérablement progressé avant la crise, passant de 2,4% à 13% du total de l'encours des prêts immobiliers aux États-Unis entre 1998 et 2007, voire même 40% des nouveaux crédits souscrits en 2007[1]. Parallèlement, toute une chaine d'intermédiaires financiers et de produits dérivés (Mortgage based securities, Collateral Debt Obligations, …) prospéraient sur cette filière en engrangeant des commissions.

Fin 2006, la baisse de la demande de logement des ménages américains due à la saturation de leur capacité d'endettement, le défaut de paiement de nombreux d'entre eux, couplés à une hausse probante des prix de l'immobilier, ont entrainé une chute du secteur immobilier, la plus notable depuis plus d'un siècle. Dans ce contexte, les reventes des logements n'ont pas permis aux prêteurs de couvrir leurs créances et ils se sont donc retrouvés en difficultés financières. Par un phénomène de contagion, l'ensemble des marchés des produits dérivés s'est écroulé, ce qui a conduit notamment à la faillite de *Lehman Brothers* en septembre 2008.

La crise s'est ensuite répandue vers les marchés financiers internationaux via les relations d'interdépendance entre les institutions financières, qui ont facilité l'accès des

[1] Intervention de Ben Bernanke du 31 août 2007 au Symposium de Jackson Hole.

investisseurs du monde entier aux marchés américains et particulièrement au marché immobilier grâce à la titrisation.

Au sein de la zone euro, la crise des sub-primes a fragilisé le système financier et en particulier les banques. Pour contrer cette crise, les États européens sont intervenus pour secourir leur système financier et empêcher une transmission à l'économie réelle. Toutefois, cela n'a pas été possible, car les États se sont massivement endettés pour injecter des capitaux dans le secteur bancaire et essayer d'investir pour relancer leur économie. Un grand nombre de pays de la zone euro a alors connu un accroissement fulgurant de leur dette publique, accompagné par une aggravation du déficit budgétaire. L'impact de cette crise sur les finances publiques a été plus prononcé pour les pays dont les niveaux d'endettement public et de déficit budgétaire étaient déjà au-dessus des seuils autorisés par l'UEM (60% et 3% du PIB, respectivement).

La crise de la zone euro s'est amorcée à la fin de 2009, lorsque le nouveau gouvernement grec élu a dévoilé un déficit public de 12,7%, soit plus du double de ce qui était annoncé. Ainsi, un état de panique générale a régné auprès des investisseurs et des doutes sur un éventuel défaut de l'État grec dans le paiement de sa dette se sont installés. Sur les marchés obligataires, cela s'est traduit par l'augmentation des taux de rendement exigés pour investir dans les obligations des pays dont les fondamentaux budgétaires et macroéconomiques sont fragiles et par une hausse de leur volatilité, entraînant un élargissement des écarts de rendements entre les pays de la zone euro. Ces écarts sont appelés « spreads obligataires souverains » et sont communément déterminés par la différence entre le taux de rendement obligataire d'un pays de la zone euro et celui du Bund allemand (considéré comme un actif sans risque).

Ainsi, suite au transfert de la crise du secteur privé (secteur bancaire) au secteur public, les liens économiques et financiers ont favorisé la transmission de la crise entre les pays de la zone euro, notamment en Irlande, au Portugal et en Espagne, et même au sein de pays considérés moins vulnérables[2].

Pour faire face à cette crise, plusieurs mécanismes d'intervention ont été engagés par les gouvernements et les autorités monétaires de l'UEM. Parmi ces mesures nous citons la création du Fonds Européen de Stabilité Financière (FESF), l'instauration du

[2] En janvier 2012, Standrad & Poor's a dégradé à « AA-» la note de la dette de l'Autriche. En février 2012, Moody's et Fitch lui ont assigné une perspective négative. L'Allemagne a également connu une révision négative de la perspective de sa dette par Moody's en juillet 2012.

programme Outright Monetary Transactions (OMT) et l'adoption du Quantitative Easing (QE).

Une condition nécessaire pour la détermination des politiques d'intervention optimales pour le contrôle de la crise de la zone euro, est la connaissance des facteurs de risque susceptibles d'impacter les obligations d'États européens.

Par ailleurs, alors que certains affirment que la fragilisation budgétaire et la dégradation des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques de certains pays de la zone sont à l'origine de cette crise, d'autres stipulent que l'élargissement des écarts des taux de rendement obligataires de ces pays, observés par rapport à l'Allemagne (pays référent), est tel qu'il ne peut être justifié par l'affaiblissement des fondamentaux. Ces derniers invoquent des formes « d'irrationalité des marchés » et/ou de contagion, déclenchées par certains événements comme les interventions des autorités monétaires et/ou la révision d'une note souveraine par les agences de notation, et pouvant affecter les comportements adoptés par les agents économiques, au cours des périodes de crise.

Aussi, les fortes turbulences qui ont caractérisé les marchés financiers de la zone euro au cours de cette dernière décennie, ont mis en lumière la nécessité de l'étude des comportements des spreads suivant une approche plutôt dynamique.

b- Problématique

Cette thèse se propose de répondre à la question suivante : Au sein de la zone euro, quels ont été les déterminants des spreads souverains lors des crises survenues au cours de la dernière décennie, et quel a été l'impact de ces crises sur la dynamique du marché obligataire souverain et sur son interaction avec le marché boursier et celui des CDS ?

c- Questions de recherche

Pour répondre à notre problématique de recherche, nous abordons d'abord l'étude des déterminants qui ont impacté les spreads obligataires souverains des pays de notre échantillon.

Les travaux existants liés à cette thématique de recherche se sont, en grande majorité, focalisés sur l'identification des facteurs qui impactent uniquement la moyenne des spreads et ce, sur la période 2009-2011. Cette thèse propose de déterminer les variables qui influencent la moyenne et la variance des spreads, conjointement. Elle étudie également la sensibilité des spreads souverains à certains facteurs de risque au lendemain de la phase la plus intense de la crise de la zone euro.

A cet effet, nous répondrons à la question suivante :

- Pour les pays de la zone euro, quels sont les facteurs de risque qui déterminent la dynamique des spreads obligataires souverains et leurs volatilités ?

Pour répondre à cette question, deux études empiriques ont été menées. La première étude propose une identification des facteurs de risque qui expliquent la moyenne et la variance des spreads souverains, conjointement. Elle est réalisée sur des séries temporelles relatives à chaque pays considéré dans notre échantillon. Pour ce faire, nous modélisons la volatilité des spreads à travers des modèles de type GARCH, afin de tenir compte de certains faits stylisés observés dans les séries financières (excès du kurtosis et « volatility clustering »). Nous étudierons si l'introduction de l'asymétrie des chocs dans ces modèles et la prise en compte d'une distribution non gaussienne des innovations permettent d'améliorer la qualité de nos estimations. La deuxième étude considère une étude en panel, dont l'objectif est la détermination des facteurs de risques qui expliquent les spreads souverains sur des sous-périodes de tension et de stabilité financière relative.

Les facteurs explicatifs utilisés sont liés à l'aversion générale au risque, à la liquidité, aux fondamentaux budgétaires et macroéconomiques spécifiques au pays, à la compétitivité, au cycle économique et à l'effet de contagion. Notre échantillon couvre onze pays de la zone euro, à savoir l'Allemagne (pays référent), l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal, étudiés sur la période du 02 janvier 2006 au 31 décembre 2014.

Deuxièmement, durant la crise de la zone euro, la dynamique des spreads souverains a été également associée à l'émergence du phénomène de contagion sur les marchés financiers de la zone euro. Cette thèse propose une étude qui examine les interactions entre le marché boursier, obligataire et celui des CDS souverains, afin de détecter la présence éventuelle de la contagion. A cet effet, nous répondrons aux questions suivantes :

- Existe-il un phénomène de contagion entre le marché boursier, obligataire et CDS souverains des pays de la zone euro ?

- Comment les corrélations entre ces marchés financiers ont elles évolué durant notre période d'étude et quel a été l'impact des crises survenues sur leurs dynamiques ?

Pour répondre à ces questions, nous faisons d'abord appel aux modèles autorégressifs à changements de régimes markoviens (MS-VAR). Nous testons l'existence de deux régimes de faible et de forte volatilité dans les rendements des différentes classes d'actifs

financiers et vérifions la présence de co-mouvements entre eux, afin de conclure ou non sur la présence d'un phénomène de contagion entre les marchés financiers. Nous déterminons également, une matrice des coefficients de corrélation entre ces différents actifs pour chaque régime et pour chaque groupe de pays, afin d'examiner les relations qui les lient.

Ensuite, nous nous penchons sur l'estimation des corrélations conditionnelles dynamiques entre les différents actifs financiers et les différents groupes de pays considérés, à travers un modèle autorégressif généralisé avec hétéroscédasticité conditionnelle et corrélations conditionnelles dynamiques (DCC-MVGARCH). L'analyse de ces corrélations nous permettra d'étudier l'évolution des relations entre les différentes classes d'actifs et les différents groupes de pays, et examiner l'effet de la crise des sub-primes et de la zone euro sur leur dynamique.

Cette deuxième investigation empirique est réalisée sur la période du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 et couvre un échantillon de neuf pays de la zone euro à savoir l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la France, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal.

d- Contributions et principaux résultats

Les travaux réalisés dans cette thèse contribuent à la littérature de nombreuses manières.

Notre première étude empirique s'intéresse à l'identification des variables déterminantes des spreads obligataires souverains des pays de notre échantillon. Pour ce faire, nous tenons compte dans une première étape, d'une volatilité conditionnelle des spreads souverains. Nous montrons que l'ajout d'asymétrie des chocs, positifs ou négatifs, sur la variance, permet d'améliorer la qualité de notre modèle. Ensuite, nous testons l'impact de l'introduction des facteurs de risque sur la volatilité des spreads obligataires. Nous trouvons que la variance des spreads est principalement expliquée par les facteurs de risque global et celui relatif à la liquidité, comparativement aux autres facteurs de risque. Tenant compte de ce résultat, nous estimons deux modèles où l'équation de la moyenne tient compte de toutes les variables explicatives, alors que l'équation de la variance varie, selon que les variables considérées soient liées au risque global ou à la liquidité.

Nous montrons que les spreads des pays « périphériques » de la zone euro sont plus sensibles aux facteurs de risque par rapport au pays du « cœur ». Nous identifions une prime de liquidité par l'intermédiaire de notre variable KfW. Nous illustrons un lien

significatif entre la variable représentative de l'effet de contagion et les spreads souverains.

Ensuite, nous examinons si l'impact des facteurs de risque sur les spreads est lié à la conjoncture économique et financière qui caractérise notre période d'étude. Pour cela, nous séparons notre échantillon en quatre sous-périodes, représentant chacune des périodes de tension et de stabilité financière relative. Nous exposons une significativité des variables plus prononcée suite au déclenchement des tensions sur les marchés financiers à partir de l'été 2007. Nous examinons une aversion au risque mondial des investisseurs pendant les crises financières. A partir de 2012, nous mettons en évidence une atténuation de la méfiance des investisseurs envers les marchés américains contre sa persistance sur les marchés de la zone euro. Nous montrons que la perception du risque chez les investisseurs à l'égard du marché obligataire de la zone euro est plus profonde que la simple observation d'une baisse des taux de rendement obligataires, provoquée par les mécanismes engagés pour la régulation des marchés financiers.

Par ailleurs, nous vérifions une relation d'interdépendance entre le marché obligataire souverain et le marché boursier. Aussi, nous démontrons un rôle significatif joué par la liquidité dans l'explication des spreads souverains. Le rôle des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques est également vérifié. En particulier, nous notons un degré élevé de l'inquiétude des investisseurs à l'égard d'un défaut souverain auprès des pays les plus endettés. Nous confirmons aussi la présence d'un effet de contagion pendant les périodes de crise.

Notre approche présente les spécificités suivantes :

- La modélisation de la variance conditionnelle des spreads obligataires souverains à travers un modèle EGARCH associé à une distribution gaussienne et GED ;
- L'étude de l'impact des facteurs de risque non seulement sur la moyenne, mais aussi sur la volatilité des spreads souverains conjointement, est originale sur ce sujet ;
- Le choix de notre échantillon temporel qui s'étend jusqu'à décembre 2014 permet de prolonger l'étendue de notre étude au-delà de la phase la plus intense de la crise de la zone euro. A notre connaissance, la majorité des études s'est focalisée sur l'analyse de la dynamique des spreads souverains au cours des périodes de crise, c'est-à-dire entre 2009 et la fin de 2011, uniquement.

Notre deuxième investigation empirique examine la présence d'un phénomène de contagion sur les marchés boursiers, obligataires et CDS souverains des pays de la zone euro et analyse les corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des différents actifs qui y sont échangés (indice boursier, obligation souveraine et CDS souverain).

Dans une première phase, nous faisons appel aux modèles autorégressifs à changements de régimes markoviens dans la variance. Dans le cadre d'une analyse en univarié (MSH-AR) réalisée sur chaque actif, nous vérifions la présence de deux régimes de faible et de forte volatilité dans leurs rendements respectifs. Egalement, nous constatons une coïncidence relative des deux régimes autour de certaines dates pour un même type d'actifs d'une part, et entre les différentes paires d'actifs à travers différents groupes de pays d'autre part. Nous concluons alors à l'existence des liens entre ces différentes classes d'actifs.

Dans une deuxième phase, nous menons une analyse multivariée (MSH-VAR), en considérant pour chaque groupe de pays les trois actifs financiers, conjointement. Nous démontrons l'existence d'équilibres multiples dans la volatilité des rendements des actifs, en identifiant la présence d'un régime de faible et de forte volatilité. Nous montrons que les corrélations entre les actifs financiers dépendent en effet, du groupe des pays considérés. Nous constatons la présence des transitions simultanées des rendements des actifs d'un régime de faible volatilité à un régime de forte volatilité, et inversement. Par ailleurs, nous vérifions que les points de retournement d'un régime à un autre coïncident avec certaines dates particulières. Ces dates sont principalement, liées à l'annonce des programmes d'intervention engagés, qu'ils soient liés à des plans de sauvetage au profit des pays en difficulté, ou à la création d'un nouveau mécanisme de régulation des marchés et à la dégradation des notes souveraines par les agences de notation. Enfin, l'existence d'un effet de co-mouvements des volatilités des rendements des différents actifs nous permet d'attester de la présence d'un phénomène de contagion entre les marchés boursiers, obligataires et CDS souverains des pays étudiés.

La deuxième partie de cette étude s'intéresse à l'analyse des corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des indices boursiers, des obligations et ceux des CDS souverains. Nous modélisons les résidus issus de l'analyse multivariée de l'étape précédente à l'aide d'un modèle DCC-MVGARCH.

Nous estimons les coefficients de corrélations dynamiques entre les différentes combinaisons possibles d'actifs financiers et nous détectons la présence des épisodes de contagion et de « fuite vers la qualité » entre les différentes paires d'actifs testées.

Par ailleurs, nous mettons en évidence que depuis la faillite de *Lehman Brothers* en septembre 2008, des divergences entre les corrélations des pays « cœur » et « périphériques » de la zone euro existent. Ces corrélations disparates qui se poursuivent au lendemain des phases où la crise de la zone euro a atteint son paroxysme, attestent de la fragmentation des marchés financiers selon les frontières nationales.

A travers cette étude, nous contribuons à la littérature par deux points. Premièrement, les travaux empiriques réalisés sur la contagion pendant la crise de la zone euro se limitent à l'étude de la transmission des chocs entre les pays, à travers l'examen de leurs corrélations sur les marchés obligataires ou celui des CDS. Nous considérons conjointement différents marchés financiers, à savoir le marché boursier, obligataire et celui des CDS. Cette étude offre donc l'avantage d'étudier la contagion entre les pays au sein d'un seul marché financier, à l'intérieur d'un même pays entre les marchés financiers et aussi entre les pays à travers différentes classes d'actifs.

Deuxièmement, notre analyse couvre un large échantillon temporel qui s'étend sur la période du 02 janvier 2006 à la mi-avril 2016. Cet échantillon nous permet de considérer les deux crises survenues au cours de cette dernière décennie et d'étendre la portée de notre analyse à une date récente (mi-avril 2016).

De plus, notre méthodologie empirique suivie dans cette thèse qui consiste en une combinaison d'un modèle VAR à changements de régimes markoviens et d'un modèle DCC-MVGARCH, est une approche originale dans l'étude de la contagion sur les marchés financiers de la zone euro.

e- Structure de la thèse

La structure de notre thèse se présente comme suit : le premier chapitre relate l'historique de la constitution de la zone euro et aborde la crise de la dette souveraine au sein de l'UEM, en décrivant les différentes phases de son émergence, depuis le déclenchement de la crise financière des subprimes jusqu'à sa mutation en crise obligataire. Le risque obligataire souverain et les mesures adoptées pour sa quantification sont également discutés.

Le deuxième chapitre passe en revue la littérature existante sur les spreads obligataires souverains des pays de la zone euro, présente l'échantillon de notre étude et les variables retenues pour notre investigation empirique, en examinant leurs comportements sur la période étudiée.

Le troisième chapitre décrit d'abord la méthodologie adoptée pour la modélisation de la volatilité conditionnelle des spreads obligataires, et détermine ensuite les facteurs explicatifs de leur dynamique. Les résultats des estimations sont également présentés.

Le quatrième chapitre présente une revue de la littérature sur le concept de la contagion et ses mesures. Il expose les données utilisées pour l'investigation empirique et leurs analyses descriptives. Il aborde la méthodologie économétrique suivie pour l'étude du phénomène de contagion sur les marchés financiers de la zone euro et discute des résultats empiriques issus de ces estimations.

Chapitre 1.

Marché obligataire européen et risque de crédit souverain

Sommaire

1.1. Introduction 11
1.2. Constitution de l'Union européenne et création de la zone euro 11
1.3. Etat des lieux du marché obligataire : cas de la zone euro 13
1.3.1. Caractéristiques d'une obligation et de son émetteur 13
1.3.2. Marché obligataire de la zone euro 18
1.3.3. Marché obligataire privé ou corporate 18
1.3.4. Marché obligataire souverain 19
1.4. Emergence de la crise de la dette souveraine européenne 26
1.5. Mesures du risque de crédit souverain 32
1.5.1. Spread obligataire souverain 32
1.5.2. Credit Default Swap (CDS) 34
1.5.3. Notation des dettes publiques 36
1.6. Conclusion 39
1.7. Annexes du chapitre 1 41

1.1. Introduction

L'endettement est une source de financement importante pour tous les États, leur permettant de combler leurs déficits et de faire face à leurs besoins d'investissement. Pour s'endetter, l'État a recours à des émissions sur le marché obligataire.

Au sein de la zone euro, l'instauration de la monnaie unique, l'euro, a contribué au développement du marché obligataire privé et public de l'UEM. Les émissions obligataires publiques au sein de la zone euro sont convoitées par les investisseurs nationaux et internationaux car elles sont souvent considérées comme particulièrement sûres. Toutefois, l'avènement de la crise financière aux États-Unis durant l'été de 2007, et de la crise de la dette publique dans certains pays de la zone euro à fin 2009, ont remis en cause le statut de benchmark des obligations d'État, qui étaient auparavant considérées comme des actifs de référence, dépourvus de tout risque de défaut. Une attention particulière est désormais portée par les investisseurs à la soutenabilité des finances publiques des pays. En effet, la possibilité du défaut d'un emprunteur public est maintenant envisagée dans les pays avancés et la notion de risque souverain, jusqu'alors confinée aux pays émergents ou en développement, s'est étendue à l'ensemble du monde.

Plusieurs travaux ont essayé d'identifier les facteurs qui influencent la qualité de crédit d'un État et à spécifier les mesures adéquates pour sa quantification.

Dans ce chapitre, nous allons exposer le processus de la constitution de la zone euro et présenter un état des lieux de son marché obligataire, en se focalisant sur la structure des émissions par pays.

Ensuite, nous abordons la crise de la dette souveraine au sein de la zone euro, en décrivant les différentes phases de son émergence, depuis le déclenchement de la crise financière des sub-primes jusqu'à sa mutation en crise obligataire. Nous rappelons également les principaux événements qui ont contribué à son développement. Nous définissons enfin le risque obligataire souverain et exposons les mesures adoptées pour sa quantification.

1.2. Constitution de l'Union européenne et création de la zone euro

L'Union européenne (UE) est un partenariat économique et politique entre 28 pays européens, dont l'objectif final est d'assurer le maintien de la paix en Europe en favorisant le progrès économique et social.

Les prémices d'une Europe unie remontent à 1951 avec la signature du Traité de Paris, instituant la Communauté Européenne du Charbon et de l'Acier (CECA). Ensuite, ledit Traité a été ratifié en 1957 par la signature du Traité de Rome, instaurant la Communauté Économique Européenne (CEE) et donnant lieu à un marché unique permettant la libre circulation des biens, des services, des capitaux et des personnes.

Depuis lors, les compétences de la CEE n'ont cessé de s'élargir dans de multiples domaines, notamment le droit, le développement technologique, l'environnement, la recherche et la politique sociale. Pour refléter ces changements, la CEE a changé de nom et est devenue l'Union Européenne (UE) suite à la signature du Traité de Maastricht, entré en vigueur le 1er novembre 1993. Ce traité propose également l'Union Économique et Monétaire (UEM) grâce à la mise en place d'une monnaie unique pour l'ensemble des membres de l'UE.

Le Traité de Maastricht constituait alors la première phase de lancement de l'UEM. Selon ce Traité les pays qui seront en mesure d'adhérer à l'UEM doivent obéir à de nombreux « critères de convergence », notamment un taux d'inflation qui ne doit pas excéder de 1,5% le taux moyen des trois pays membres ayant les plus faibles taux d'inflation, un déficit budgétaire inférieur à 3% du PIB et un endettement public soit ne dépassant pas 60% du PIB soit en voie de stabilisation.

L'instauration d'une monnaie unique européenne se veut un complément nécessaire du marché unique. Elle permet de faire disparaître les opérations et les commissions de change, promouvoir la transparence, la stabilité et la comparaison des prix pour le consommateur. Elle permet également de fournir un environnement économique stable aux échanges entre les opérateurs des pays membres. L'objectif d'une monnaie unique était de créer un véritable grand marché des biens et des services à l'intérieur de l'UE. Il s'agissait d'offrir à tous les agents économiques les meilleures conditions d'investissement et de financement, afin d'accroître la productivité et assurer une meilleure allocation des ressources.

La deuxième phase de préparation de l'UEM a été marquée par la mise en place de l'Institut Monétaire Européen (IME) en janvier 1994 et la signature du Pacte de Stabilité et de Croissance (PSC) en juin 1997. L'IME avait comme objectif la préparation de la mise en place d'une banque centrale transnationale et d'une politique monétaire commune pour les adhérents de l'UEM. C'est à cet effet, qu'il a été remplacé par la Banque Centrale Européenne, en juin 1997. En ce qui concerne le PSC, il a été adopté par tous les pays membres participant à la préparation de l'UEM, s'engageant à respecter un ensemble de critères visant à coordonner les politiques budgétaires

nationales et à assurer à terme, une convergence des budgets proches de l'équilibre ou excédentaires.

Le 1er janvier 1999 constitue le véritable début de l'entrée en vigueur de l'UEM avec la fixation irrévocable des taux de change entre les monnaies des onze États[3] membres et la mise en œuvre d'une politique monétaire unique sous la responsabilité de la BCE. Ces onze pays sont ceux qui avaient rempli à l'époque les critères du Traité de Maastricht et qui n'avaient pas opté pour rester à l'écart de l'UEM comme le Royaume-Uni et le Danemark (clause de « *opting out* »). L'euro est introduit en 1999, d'abord pour les marchés financiers, puis en 2002 comme monnaie fiduciaire pour l'ensemble des pays de la zone euro.

Avant la constitution de l'Union Économique et Monétaire, le marché obligataire européen était fragmenté, comprenant une grande variété de produits obligataires avec des caractéristiques différentes et complexes. De plus, les taux d'intérêt étaient très différents entre les pays pour refléter les anticipations de variations de change. Lane (2009) et Kalemli-Ozcan et al. (2009) ont exposé l'impact de l'adoption de l'euro sur la convergence des niveaux de rendement obligataire et l'amélioration du degré d'intégration du marché de la dette européenne. Au moment de l'UEM, tous les taux d'intérêt des pays membres ont convergé vers un taux d'intérêt commun. Cependant, le marché obligataire reste fragmenté entre les pays et la crise de 2008 a montré que les taux d'intérêt sur les obligations d'État peuvent diverger brusquement entre les pays membres sous l'effet de chocs extérieurs.

1.3. Etat des lieux du marché obligataire : cas de la zone euro

1.3.1. Caractéristiques d'une obligation et de son émetteur

Une obligation est un titre de créance qui représente une fraction d'un emprunt émis sur les marchés financiers par un État, une collectivité locale, un organisme public, ou une entreprise.

La souscription à des obligations revient à consentir un prêt à l'émetteur, à un taux et sur une durée donnés, ce dernier reconnaissant une dette au souscripteur. En

[3] La Belgique, l'Allemagne, l'Espagne, la France, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, l'Autriche, le Portugal et la Finlande.

contrepartie, le souscripteur perçoit une rémunération périodique, à un taux d'intérêt fixe ou variable, appelé coupon. Le montant emprunté est remboursé à l'échéance.

Les obligations peuvent être acquises à l'émission, lors d'un appel public à l'épargne matérialisé par une période de souscription (marché primaire). Les titres peuvent également être souscrits après émission et avant leur échéance, directement sur les marchés boursiers sur lesquels les obligations sont cotées (marché secondaire).

1.3.1.1 Caractéristiques d'une obligation

Les obligations peuvent être distinguées selon différents critères, que ce soit par leur nature (obligations subordonnées, convertibles en actions, etc.) ou par leur taux (fixe ou variable) ou encore à travers plusieurs autres caractéristiques (valeur nominale, maturité, coupon, etc.).

a- Nature des obligations

Les obligations subordonnées : aussi dites perpétuelles lorsqu'elles n'ont pas de maturité, sont des titres de créance dont le remboursement n'est possible qu'après le remboursement des autres créanciers de l'émetteur.

Ce type d'obligation offre généralement des versements de coupon plus importants que ceux des obligations classiques.

Les obligations indexées : sont des obligations dont le coupon et/ou le remboursement en capital sont partiellement ou intégralement indexés sur une valeur dite de référence.

Ce mécanisme d'indexation permet au porteur d'obligation de se prémunir contre une dépréciation des flux d'intérêts ou de capital, due par exemple à l'inflation.

Les obligations convertibles en actions (OCA) : sont des obligations auxquelles est attaché un droit de conversion qui offre à leurs détenteurs le droit, et non l'obligation, d'échanger ces obligations ou les flux de remboursements qui en résultent, par des actions de l'émetteur, et ce selon une parité de conversion déterminée.

Acquérir des obligations convertibles permet à un investisseur d'accompagner le développement d'une entreprise émettrice, en réduisant les risques encourus par rapport à l'acquisition d'actions de cette entité.

Les obligations remboursables en actions (ORA) : sont des obligations qui sont remboursables par l'attribution d'actions de la société émettrice, et ce à leur échéance et selon une parité fixée à l'émission.

b- Taux des obligations

Les obligations à taux fixe : offrent à leurs porteurs un coupon d'intérêt qui est fixé de façon définitive à l'émission, et versé selon une périodicité prédéfinie, jusqu'à échéance des obligations.

Les obligations à taux variable : diffèrent des obligations classiques par le fait que leur coupon d'intérêt évolue en fonction des conditions de marché. Ces obligations, qui offrent donc une rémunération variable, permettent aux porteurs et aux émetteurs de se couvrir contre les risques de variation de taux.

c- Autres caractéristiques d'une obligation

La valeur nominale (ou faciale) : la valeur nominale d'une obligation est sa valeur unitaire, correspondant à la part de l'emprunt détenue par son porteur, et au montant à rembourser à l'échéance. Les coupons versés par l'émetteur sont calculés sur la base de la valeur nominale.

Une obligation est généralement émise à un prix proche à sa valeur nominale. Le titre cote « au pair » lorsque son prix est égal à sa valeur nominale.

La maturité : la maturité d'une obligation est sa durée de vie résiduelle. Considérant que le marché obligataire est un marché de moyen et long terme, plus la durée de vie d'une obligation est longue, plus le risque qui lui est attaché et le coupon versé sont importants.

L'échéance de certaines obligations, dites perpétuelles, n'est pas fixée à l'émission. La date de remboursement est décidée par l'émetteur, et peut intervenir à très long terme.

Le coupon : le coupon correspond à l'intérêt que verse l'émetteur à l'investisseur en tant que rémunération, lors de la durée de l'emprunt. Ce coupon est calculé par l'application d'un taux à la valeur nominale, et est exprimé en pourcentage de cette valeur nominale.

Généralement, plus la qualité de l'émetteur est avérée et la durée de l'emprunt courte, plus le coupon est faible, et inversement.

Pouvant être fixe ou variable, le coupon est habituellement versé annuellement. Ce versement peut s'effectuer suivant une autre périodicité, semestrielle ou trimestrielle, pour certaines obligations. Les obligations dites « zéro coupon » n'offrent pas de coupon à leurs détenteurs pendant la période d'emprunt.

Le coupon couru correspond à la fraction du coupon qui se forme entre la date du dernier détachement et une date donnée.

Le prix : le prix d'une obligation est exprimé en pourcentage, soit une proportion de la valeur nominale. Ceci permet une meilleure comparabilité des obligations d'un même émetteur ou d'émetteurs différents.

Pratiquement, le prix d'une obligation correspond à la valeur actuelle des coupons futurs à recevoir, et du montant remboursé à l'échéance.

$$P = \sum_{t=1}^{T} \frac{C}{(1+r)^t} + \frac{VR}{(1+r)^T}$$

Avec,

P : prix de l'obligation,
C : valeur du coupon,
VR : valeur de remboursement, usuellement égale à la valeur nominale,
T : maturité,
r : taux de rendement interne.

Une obligation est échangée au pair, au-dessus du pair (à prime), ou au-dessous du pair (à escompte), lorsqu'elle se vend à une valeur égale, supérieure, ou inférieure à la valeur nominale, respectivement.

De même, l'obligation est échangée au pair, à prime, ou à escompte, lorsque le taux de coupon est égal, supérieur, ou inférieur au taux de rendement interne, respectivement.

Le taux de rendement interne d'une obligation est assimilable au taux d'intérêt exigé par les investisseurs pour prêter à l'émetteur de l'obligation. Ce rendement est donc variable, il fluctue en fonction du niveau des taux d'intérêt et de l'évolution de la qualité de l'émetteur.

Le rendement : le rendement courant d'une obligation est calculé par le rapport entre le coupon annuel et le prix de l'obligation. La relation entre le rendement d'une obligation est son prix est donc inverse.

Plus généralement, le rendement d'une obligation décrit le rendement à échéance (*yield to maturity*). Il s'agit du rendement réalisé par un investisseur détenant une obligation jusqu'à son échéance. Egalement appelé rendement actuariel ou effectif, le calcul de ce rendement tient compte des intérêts payés par l'obligation, du rendement issu du réinvestissement de ces intérêts, ainsi que des plus-values ou pertes de capital sur le prix.

1.3.1.2 Caractéristiques d'un émetteur d'obligation

L'émetteur d'obligations est soit un État (obligations d'État, dites « souveraines »), ou une entreprise (obligations de société, dites « corporate »). La sécurité de l'obligation se fonde essentiellement sur la qualité de l'émetteur. Ainsi, plus un émetteur est considéré sûr (notation élevée), plus le risque de défaut est faible.

La notation de crédit reflète la solvabilité d'un emprunteur public ou privé et constitue une appréciation quant à leur capacité et leur volonté d'honorer leurs engagements financiers, notamment le remboursement du principal et des intérêts de leurs crédits. La notation des dettes souveraines, attribuée par les agences de notations (dont les plus importantes sont *Standard and Poor's*, *Moody's* et *Fitch Ratings*), joue un rôle important dans la détermination des conditions avec lesquelles un pays emprunte sur les marchés des capitaux (Mellios et Paget-Blanc (2006)). Si la notation d'un pays est faible, ce dernier est contraint d'emprunter à des niveaux de taux élevés, et inversement (Reisen et Von Maltzan (1998)). Par rapport aux investisseurs, ces derniers exigent une rémunération plus importante en compensation du risque encouru suite à l'investissement dans une émission avec une notation inférieure.

Ces notations sont attribuées sur la base de facteurs qualitatifs et quantitatifs. Les facteurs quantitatifs sont liés à la performance des indicateurs économiques du pays (PIB/habitant, niveau du solde budgétaire, de la dette publique, de la balance commerciale, etc.). Quant aux facteurs qualitatifs, ils sont tributaires de l'environnement politique et social du pays (risque politique, niveau de transparence, etc.).

Deux grandes familles de notation peuvent être distinguées :

- *Investment Grade*, qui désigne l'ensemble des notations attribuées aux émetteurs dotés d'une bonne assise financière, et dont le risque de défaut est jugé faible.
- *Speculative Grade*, qui désigne l'ensemble des notations attribuées aux émetteurs dont la solidité financière n'est pas avérée. Le prêt consenti à ces émetteurs est considéré comme revêtant une connotation spéculative.

Pour *Standard & Poor's* et *Fitch Ratings*, la note « AAA » désigne la meilleure note, « BBB » constitue la limite inférieure des notes appartenant à la catégorie d'investissement (*Investment Grade*), la catégorie dite spéculative (*Speculative Grade*) commence à partir du BB et se termine au D, signifiant que l'emprunteur est en défaut (*Annexe 1.1*).

1.3.2. Marché obligataire de la zone euro

L'introduction de la monnaie unique et l'expansion rapide du marché des obligations libellées en euro qui s'en est suivie, constituent sans doute le phénomène le plus marquant de l'année 1999 sur les marchés de capitaux de la zone euro.

En effet, l'introduction de l'euro a favorisé le marché obligataire des pays membres, en permettant une meilleure intégration des marchés et en attirant les investisseurs internationaux. En janvier 1990, l'encours total des obligations en zone euro était d'environ 2 500 milliards d'euros, pour passer à près de 5 800 milliards en janvier 1998, et atteindre plus de 16 615 milliards d'euros, au début de 2012, soit un montant six fois supérieur.

La fusion des monnaies des États membres a permis aux emprunteurs d'accéder à une base d'investisseurs élargie, en leur évitant des risques de change existant auparavant. Ceci a permis aux institutionnels européens de diversifier leurs portefeuilles et d'accéder davantage à différents degrés de qualité de crédit. Parallèlement, la participation du secteur privé aux émissions obligataires a connu une forte croissance avec l'orientation des entreprises non financières vers le marché de capitaux pour combler leur besoin de financement. C'est ainsi que l'encours obligataire des sociétés non financières a presque triplé entre 1998 et 2011, passant d'environ 294 milliards d'euros à 868 milliards d'euros.

Bien qu'il existe des émissions publiques non souveraines (entreprises publiques, collectivités locales, etc.), le marché obligataire comporte deux catégories principales :

- Le marché obligataire privé constitué par les émissions d'entreprises (corporate),
- Le marché obligataire souverain regroupant les émissions d'États.

1.3.3. Marché obligataire privé ou corporate

L'adoption de la monnaie unique en 1999 a favorisé le développement du marché obligataire de la zone euro et l'accession d'un grand nombre d'entreprises, dont le financement était jusqu'alors majoritairement bancaire. La part la plus importante de ce marché reste accaparée par les émissions des institutions financières, par rapport aux entreprises non financières, soit 87% en 2015. Toutefois, l'encours des obligations émises par les entreprises non financières (industrielles et commerciales) a fortement progressé, passant de 932 milliards de dollars en 2007 à 1 228 milliards de dollars en 2015 (*Tableau 1.1*). Cette croissance s'explique par le développement rapide des émissions

d'entreprises européennes, qui étaient auparavant libellées en monnaie locale et qui sont désormais plus attractives en euro. En ce qui concerne la maturité des obligations, elle peut varier de 1 à 30 ans.

TABLEAU 1.1 - Répartition de l'encours des émissions d'emprunts obligataires privés de la zone euro, par émetteur (Milliards de dollars)

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Entreprises financières	9 721	10 417	12 278	11 289	11 285	11 445	11 089	9 506	8 250
Part dans le total des émissions	*91%*	*92%*	*92%*	*91%*	*91%*	*90%*	*89%*	*88%*	*87%*
Entreprises non financières	932	960	1 136	1 121	1 114	1 211	1 362	1 279	1 228
Part dans le total des émissions	*9%*	*8%*	*8%*	*9%*	*9%*	*10%*	*11%*	*12%*	*13%*
Total des émissions	**10 652**	**11 377**	**13 414**	**12 410**	**12 399**	**12 656**	**12 451**	**10 785**	**9 478**

Source : Banque des Règlements Internationaux (BRI)

En dépit de sa croissance et de son dynamisme, le marché des obligations privées ne saurait rivaliser, en termes de liquidité, avec les marchés d'obligations souveraines, compte tenu de l'importance des émissions publiques, comparativement au besoin en capital des émetteurs privés.

1.3.4. Marché obligataire souverain

L'endettement est une source de financement importante pour les États, permettant de combler leurs déficits. Pour s'endetter, l'État a recours aux émissions obligataires sur le marché. Le recours au marché permet aussi de renouveler les émissions qui arrivent à échéance.

Une obligation d'État est un titre de créance sur le Trésor public. Chaque État membre de la zone euro émet des obligations qui lui sont propres. Chacune de ces obligations se différencie par rapport à une autre émise par un autre État, notamment par sa notation, son taux de rendement, etc. Au sein de la zone euro, la structure des émissions par pays se présente comme suit :

- **Allemagne (Obligations d'État allemandes)**

Les obligations émises par l'État allemand sont considérées comme une référence en Europe, en termes de taux de rendement. Elles sont émises par la République fédérale d'Allemagne via son agence financière (*Bundesrepublik Deutschland finanzagentur*). Les principaux instruments de financement émis sont :

- Bons du trésor (*Bundesschatzanweisungen*) : Remboursés au pair et offrant un intérêt fixe, les bons de trésor ont l'échéance la plus courte, soit 2 ans.

- Bund (*Bundesanleihen*) : Ils sont disponibles avec une échéance de 10 ou 30 ans à compter de la date de délivrance et offrent un intérêt annuel fixe et la valeur nominale à l'échéance (remboursement au pair).

- Obligations fédérales (*Bundesobligationen*) : D'une maturité de 5 ans, ces obligations offrent un paiement annuel fixe d'intérêt et le remboursement de la valeur nominale à l'échéance.

- Obligations indexées sur l'inflation (*Inflationsindexierte Bundeswertpapiere*) : Par l'indexation du principal et du coupon sur l'indice des prix à la consommation, ces obligations prémunissent leur détenteur de l'effet de l'inflation. Les maturités des émissions commencent à 5 ans, puis vont de 10 à 30 ans. Outre le paiement d'un intérêt annuel fixe et le remboursement à la valeur nominale, le rendement des obligations inclut également la compensation liée à l'inflation.

- Obligations d'épargne (*Bundesschatzanweisungen*) : Ces obligations à prime de refinancement progressive (*step-up bond*) ont été émises jusqu'à décembre 2012, avec des échéances de 6 ou 7 ans.

A fin 2015, l'encours des émissions souveraines allemandes a atteint 1 779,088 milliards de dollars, soit l'équivalent de 21,3% de l'encours total des émissions souveraines de la zone euro à la même date.

- **Autriche (Obligations d'État autrichiennes)**

Les obligations d'État sont émises par le Trésor autrichien (*Oesterreichische Bundesfinanzierungsagentur*) au nom et pour le compte de la République d'Autriche. Ces obligations sont essentiellement émises sous la forme de titres à taux fixe. Le coupon est généralement versé une fois par an. L'obligation est remboursée en totalité à l'échéance.

Les obligations gouvernementales autrichiennes sont émises par adjudication ou via une syndication bancaire. Leurs maturités vont d'un (1) à cinquante (50) ans.

A fin 2015, l'encours les émissions souveraines de l'Autriche a été de 262,246 milliards de dollars, soit l'équivalent de 3,1% de l'encours total des émissions souveraines de la zone euro à la même date.

- **Espagne (Obligations d'État espagnoles)**

Les obligations d'État espagnoles sont des obligations du gouvernement espagnol émises par le Trésor public espagnol (*Tesoro Público*). Les principaux instruments de financement émis sont :

- Bons du Trésor (*Letras del Tesoro*) : Les bons du Trésor sont des titres à court terme dont les échéances sont de 6 mois, 12 et 18 mois, et dont les intérêts sont payés à l'échéance.
- Obligations d'État (*Bonos et Obligaciones del Estado*) : Quoique partageant les mêmes caractéristiques que les bons du Trésor, ces obligations se différencient par leurs échéances. Le Trésor espagnol procède à l'émission d'obligations avec des échéances de 3 et 5 ans, et d'autres dont les échéances sont de 10, 15 et 30 ans. Les coupons de ces obligations sont annuels. Certaines obligations d'État espagnoles sont également dites « démembrables » ; les coupons et le principal peuvent ainsi être séparés et négociés séparément.

A fin 2015, l'encours des émissions souveraines espagnoles a totalisé 998,415 milliards de dollars, représentant 12% du total de l'encours des émissions souveraines de la zone euro à la même date.

- **Finlande (Obligations d'État finlandaises)**

Les obligations d'État sont émises par le Trésor finlandais qui relève du ministère des finances (*Central Government Debt Management*). Les obligations gouvernementales finlandaises couvrent des maturités allant de 2 à 15 ans.

Les bons de Trésor assurent un financement de court terme, puisque leur maturité maximale est d'une année.

A fin 2015, l'encours des émissions souveraines de la Finlande a été de 114,103 milliards de dollars, soit l'équivalent de 1,4% de l'encours total des émissions souveraines de la zone euro à la même date.

- **France (Obligations d'État françaises)**

Connues sous le nom d'OAT (Obligations Assimilables du Trésor), les obligations d'État françaises sont des obligations à long terme. La France émet également des obligations à court terme BTF (Bons du Trésor à taux fixe et à intérêt précompté), et des obligations à moyen terme, les BTAN (Bons du Trésor à taux fixe et à intérêt annuel), d'échéances de 2 à 5 ans. L'Agence France Trésor (AFT) est le département du Ministère de

l'Économie et des Finances français, responsable de la gestion de la dette publique et du Trésor. Les principaux instruments de financement émis sont :

- OAT à taux fixe ou nominale : Émises pour des échéances allant jusqu'à 50 ans, ces obligations qui offrent un revenu garanti prévisible sont remboursées en une fois à l'échéance, au pair. Le coupon fixe est versé une fois par an pendant toute la durée de vie de l'obligation.
- OAT indexées sur l'inflation : Les obligations indexées sont des obligations à taux fixe, dont le principal est remboursé au pair à l'échéance et les intérêts versés annuellement. Les détenteurs de ces obligations sont prémunis contre l'inflation française (OATi) ou européenne (OAT Euro i) par indexation du principal sur une référence quotidienne calculée en fonction de l'indice français des prix à la consommation (hors tabac) pour les OATs i, ou de l'indice harmonisé des prix de la zone euro pour les OATs Euro i. Le coupon est ainsi composé d'une partie fixe (pourcentage du taux appliqué au principal) et une partie variable (indexée sur l'inflation).
- OAT de capitalisation (ou OAT à zéro-coupon) : L'OAT de capitalisation ne paie pas d'intérêt, seulement un principal.

A fin 2015, l'encours des émissions souveraines françaises a totalisé 1 935,083 milliards de dollars, représentant 23,2% de l'encours total des émissions souveraines de la zone euro à la même date.

- **Grèce (Obligations d'État grecques)**

Les obligations et bons de Trésor grecs sont émis par l'agence de gestion de la dette publique (*Public Debt Management Agency).*

Les obligations grecques étaient émises à des maturités de 3, 5, 10, 20 et 30 ans. Faisant suite à sa crise de la dette souveraine, la Grèce s'était vue exclue du marché des émissions à moyen et long terme en juin 2010, avant d'opérer une nouvelle émission obligataire en avril 2014.

Les instruments de court terme (bons de Trésor) sont actuellement émis à des maturités de 4, 13, 26 et 52 semaines.

A fin 2015, l'encours des émissions souveraines grecques a totalisé 82,384 milliards de dollars, soit l'équivalent de 1% de l'encours total des émissions souveraines de la zone euro à la même date.

- **Irlande (Obligations d'État irlandaises)**

Les obligations d'État irlandaises sont émises par le Trésor irlandais (*National Treasury Management Agency*). Les principaux instruments de financement émis sont :

- Obligations conventionnelles (*Treasury bonds*).
- Obligations amortissables (*Amortizing bonds*) : Les obligations amortissables offrent des versements annuels égaux sur leur durée de vie. Elles sont émises par adjudication, de manière continue, ou sur demande.
- Obligations à taux variable (*Floating Rate Treasury Bonds*).

A fin 2015, les émissions souveraines de l'Irlande ont atteint 137,428 milliards de dollars, soit l'équivalent de 1,6% du total des émissions souveraines de la zone euro à la même date.

- **Italie (Obligations d'État italiennes)**

Les obligations d'État italiennes sont émises par le Trésor italien (*Dipartimento del Tesoro*). Cinq types d'obligations d'État sont émis:

- BOT (*Buoni Ordinari del Tesoro*) : Il s'agit d'obligations à court terme dites à coupon zéro, et dont les échéances, exprimées en jours, sont de 3, 6 et 12 mois.
- CTZ (*Certificati del Tesoro Zero Coupon*) : Comme les BOT, les CTZ, sont des obligations à coupon zéro. Leur échéance est de 24 mois.
- BTP (*Buoni del Tesoro Poliennali*) : Ces obligations du Trésor italien sont émises avec des échéances de 3, 5, 10, 15 et 30 ans. Les BTP sont des obligations ordinaires avec des paiements de coupon d'intérêts semi-annuels, avec remboursement du principal à l'échéance. Certaines émissions de BTP sont « démembrables ».
- BTP Euro i - BTP indexées : Ces obligations du Trésor italien sont indexées sur l'inflation de la zone euro. Leurs émissions se font à des échéances de 5, 10, 15 et 30 ans. Le principal et les coupons, payables de façon semi-annuelle, tiennent compte des taux d'inflation dans la zone euro mesuré par l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) d'*Eurostat*, hors tabac. A échéance, les détenteurs de ces obligations sont compensés pour toute perte de pouvoir d'achat ayant eu lieu pendant la durée de détention.
- CCT (*Certificati di Credito del Tesoro*) : Il s'agit de titres (certificats du Trésor) à taux flottant et d'une échéance de 7 ans. Les coupons de ces obligations

caractéristiques s'ajustent aux taux du marché. L'intérêt semi-annuel est payé par des coupons indexés sur le rendement des bons du Trésor BOT de 6 mois.

A fin 2015, les émissions souveraines italiennes ont totalisé 1 985,190 milliards de dollars, représentant la part la plus importante des émissions souveraines de la zone euro à la même date (23,8%).

- **Pays-Bas (Obligations d'État néerlandaises)**

Les obligations de l'État des Pays-Bas sont émises par le Trésor néerlandais (*Dutch State Treasury Agency*). Les principaux instruments de financement émis sont :

- *Dutch State Loans (DSL)* : Obligations à taux fixe, remboursables à l'échéance au pair, actuellement émises avec des échéances de 3 et 10 ans. Le coupon est versé annuellement.
- *Dutch Treasury Certificates (DTC)* : Bons de Trésor à coupon zéro, émis par adjudication une fois par mois, pour des échéances de 3, 6 ou 12 mois. Ils sont émis avec une décote.

A fin 2015, les émissions souveraines néerlandaises ont été de 379,637 milliards de dollars, soit l'équivalent de 4,6% du total des émissions souveraines de la zone euro à la même date.

- **Portugal (Obligations d'État portugaises)**

Les obligations d'État portugaises sont émises par le Trésor portugais (*Agência de Gestão da Tesouraria e da Dívida Pública*). Les principaux instruments de financement émis sont :

- Bons de Trésor (*Bilhetes do Tesouro*) : Les bons du Trésor (BT) sont des titres à court terme dont l'échéance peut aller jusqu'à un an. Ils sont remboursables à échéance à leur valeur nominale.
- Obligations à taux fixe (*Obrigações do Tesouro*) : Les obligations gouvernementales portugaises à taux fixe sont des titres à moyen et long terme émis par adjudication, syndication, ou de manière continue. Les échéances de ces obligations sont comprises entre 2 et 50 ans. Elles peuvent porter un coupon fixe ou être à coupon zéro, sont remboursables à échéance à leurs valeurs nominales, et sont dans certains cas « démembrables » (négociation séparée du titre et du coupon).

A fin 2015, les émissions souveraines du Portugal ont atteint 149,556 milliards de dollars, soit l'équivalent de 1,8% des émissions souveraines de la zone euro à la même date.

L'abondance des émissions des États alimente la profondeur du marché obligataire. Au sein de la zone euro, les États se plaçaient au second rang après le secteur financier sur le marché obligataire (en 2007, les États ont émis 7 196 milliards de dollars d'emprunts obligataires, soit 40% du total des encours émis sur le marché obligataire de la zone euro). Cependant, la crise de la dette souveraine de certains pays de la zone euro a conduit les entreprises financières (les banques principalement) a mené une politique de désendettement. Ainsi, en 2015, les émissions publiques ont dépassé celles du secteur financier (*Tableau 1.2*).

TABLEAU 1.2 - Evolution de l'encours des émissions d'emprunts obligataires de la zone euro par émetteur (Milliards de dollars)

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Entreprises financières	9 721	10 417	12 278	11 289	11 285	11 445	11 089	9 506	8 250
États	7 196	7 385	8 515	8 699	8 883	9 245	10 037	9 125	8 341

Source : Banque des Règlements Internationaux (BRI)

Pour leurs nouvelles émissions, les États s'adressent au marché obligataire primaire via les agences en charge de la gestion de leurs dettes (*Agence France Trésor* pour la France ou la *Deutsche Finanzagentur* pour l'Allemagne, par exemple). Ces agences se chargent de placer les emprunts publics via des adjudications, au cours desquelles, un nombre limité, composé essentiellement par des banques (*Primary dealers*) achètent les titres de la dette publique, en passant un ordre avec un prix défini. A la fin des enchères, ces agences de gestion de la dette publique procèdent à l'allocation de ces titres en fonction des prix offerts et des quantités demandées. Une fois les obligations publiques émises, les *primary dealers* les placent auprès de leurs clients sur le marché secondaire.

Cependant, certaines émissions publiques peuvent être adressées à des investisseurs particuliers et ne s'opèrent pas via des adjudications, mais plutôt à travers des banques d'affaires, tout comme pour les obligations privées (syndication).

Dans l'ensemble, les marchés obligataires souverains sont attractifs pour les investisseurs grâce à leurs rendements relativement sûrs. Toutefois, les crises financières survenues au cours de ces dernières années ont remis en cause le statut de benchmark des obligations souveraines, qui étaient jusque-là considérées comme des actifs dépourvus de tout risque de défaut. Depuis que la perception du risque sur les dettes souveraines s'est accrue, les investisseurs exigent des rémunérations plus élevées pour accepter de prêter à certains pays en difficultés économiques et financières.

La prise en compte du risque sur les dettes souveraines a été ravivée par la crise des subprimes et la crise de la zone euro, qui ont ébranlé les marchés financiers à partir de l'été

2007 et jusqu'à la fin de l'automne 2012. Ces crises ont révélé la montée du risque de défaut chez plusieurs États en difficultés budgétaires, notamment l'État grec qui a dû restructurer sa dette début 2012.

1.4. Emergence de la crise de la dette souveraine européenne

La perception du risque souverain par les prêteurs, qu'ils soient publics ou privés, a fortement évolué durant ces dernières décennies.

A partir de 1945 et jusqu'au déclenchement de la crise de la dette Mexicaine en 1982, le risque de défaut d'un État a été largement sous-estimé par le marché. La probabilité de défaut d'un emprunteur public était alors considérée comme quasiment nulle. A partir des années 1980, lorsqu'un ensemble de pays d'Amérique latine a commencé à faire défaut sur sa dette, les prêteurs ont revu à la hausse leur évaluation du risque de défaut de tous les pays en voie de développement. Dans les années 1990, d'autres crises de la dette souveraine ont été observées, notamment en Asie du sud-Est en 1997, en Russie en 1998, puis en Argentine en 2001. D'autres pays se sont retrouvés face à de sérieux risques de défaut de paiements (le Brésil en 1998, 2001 et 2002, la Roumanie en 1998, par exemple).

Jusqu'alors, le risque de défaut d'un pays développé était peu plausible. Depuis la seconde guerre mondiale, aucun pays développé n'avait fait défaut. Au sein de l'Union Economique et Monétaire, le différentiel des taux d'intérêts entre les pays membres était très restreint, à partir du moment où le risque de change a été éliminé suite à l'adoption de l'euro (Codogno et al. (2003)). De fait, la réglementation prudentielle européenne considérait le risque de défaut comme nul pour les États de l'UE ; la preuve en est qu'aucun capital réglementaire n'était exigé de la part des banques ou des assurances, pour leur détention d'obligations de pays de l'espace économique européen.

Toutefois, depuis l'été 2007, le système financier mondial a connu une fragilisation suite à l'accentuation des crises dans certains pays. Tout d'abord, une crise financière qui a ébranlé le marché financier américain, dont les origines peuvent être attribuées aux institutions financières qui ont cherché à étendre leurs prêts auprès d'une clientèle peu solvable. La crise des sub-primes amorcée en 2007 aux États-Unis, est en effet due à des crédits hypothécaires accordés à des emprunteurs dont la solvabilité n'est pas assurée, en contrepartie d'une majoration de taux d'intérêt. Le montant total de ces crédits sub-

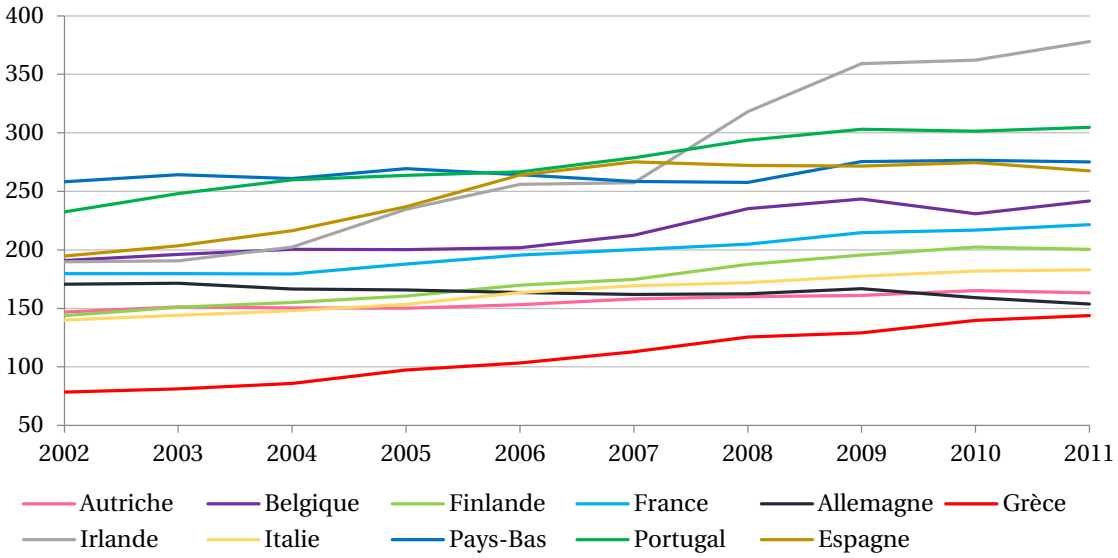
primes avait considérablement progressé avant la crise, passant de 2,4% à 13% du total de l'encours de prêts immobiliers aux États-Unis entre 1998 et 2007, voire même 40% des nouveaux crédits souscrits en 2007[4]. Parallèlement, toute une chaine d'intermédiaires financiers et de produits dérivés (*Mortgage based securities, Collateral Debt Obligations, …*) prospéraient sur cette filière en engrangeant des commissions.

La remontée des taux d'intérêt accompagnée d'un mouvement de baisse des prix de l'immobilier, ont conduit au défaut de paiement de nombreux emprunteurs. En conséquence, tous les produits dérivés assis sur les remboursements escomptés ont vu leur prix s'écrouler ; ces titres désormais considérés comme « toxiques » ont vu leur liquidité s'assécher, ce qui a déclenché les difficultés d'un grand nombre d'intermédiaires financiers. Par un phénomène de contagion, l'ensemble des marchés dérivés s'est écroulé, ce qui a conduit notamment à la faillite de *Lehman Brothers* en septembre 2008. Toutes les institutions financières ont pâti de cet écroulement des marchés. Partie du marché des sub-primes aux États-Unis, la crise a rapidement gagné l'ensemble des marchés dérivés, les bourses et les marchés interbancaires du monde entier ; elle s'est répercutée ensuite sur l'économie réelle, en déclenchant une profonde récession en 2008-2009 dans la plupart des pays.

Au sein de la zone euro, avant la crise de 2008, l'élimination des taux de change avec l'instauration de la monnaie unique a stimulé l'orientation des banques domestiques à emprunter auprès d'autres banques étrangères. Ceci a été favorisé par un accès facile aux crédits, couplé à un faible coût d'endettement suite à la réduction des taux d'intérêt dans certains pays de la zone euro, afin de converger au même niveau des taux d'intérêt allemands (Lane (2012)). De ce fait, avant la crise financière de 2007, la zone euro a connu une importante expansion des niveaux de l'endettement privé. La figure 1.1 retrace l'évolution du ratio rapportant la dette privée au PIB de certains pays de la zone euro entre 2002 et 2011. Une dérive importante a été enregistrée, principalement pour le Portugal, l'Espagne et l'Irlande, dont les ratios se sont établis à 279%, 275% et 257% en 2007, contre 233%, 195% et 190%, respectivement en 2002. Dans l'ensemble, les niveaux enregistrés ont largement dépassé le seuil maximum fixé par la Commission Européenne pour cet indicateur à 160% du PIB[5]. Pourtant, théoriquement, dépasser ce seuil aurait dû signaler un déséquilibre croissant pour le pays en question et déclencher une alerte.

[4] Intervention de Ben Bernanke du 31 août 2007 au Symposium de Jackson Hole.
[5] European Union Commission, Macroeconomic Imbalance Procedure.

FIGURE 1.1 - Evolution des dettes privées en pourcentage du PIB (2002-2011)



Source : OCDE

Durant la même période, un déséquilibre des comptes courants de certains pays de la zone euro a été observé (*Tableau 1.3*). Le solde du compte courant traduit la capacité ou le besoin de financement d'un pays.

TABLEAU 1.3 - Evolution des comptes courants en pourcentage du PIB (2002-2011)

	Autriche	Belgique	Finlande	France	Allemagne	Grèce	Irlande	Italie	Pays-Bas	Portugal	Espagne
2002	2,6	4,19	8,19	1,19	1,91	-6,66	-1,02	-0,74	2,52	-8,12	-3,18
2003	1,63	3,49	4,64	0,76	1,84	-6,5	-0,03	-1,25	5,27	-6,31	-3,43
2004	2,13	3,16	5,94	0,5	4,45	-5,43	-0,57	-0,9	7,27	-8,15	-5,13
2005	2,07	1,98	3,21	-0,46	4,83	-7,26	-3,39	-1,59	7,09	-10,03	-7,19
2006	2,66	1,76	4,01	-0,56	5,97	-10,88	-3,47	-2,48	8,83	-10,35	-8,76
2007	3,35	1,96	4,11	-0,96	7,23	-13,96	-5,16	-2,34	6,31	-9,74	-9,74
2008	4,7	-1,07	2,51	-1,7	5,98	-14,42	-5,43	-2,78	3,98	-12,15	-9,37
2009	2,63	-0,77	1,68	-1,27	5,72	-10,8	-2,22	-1,85*	4,79	-10,49	-4,68
2010	3,3	1,81	1,43	-1,31	6,05	-9,37	1,1	-3,27	6,84	-10,17	-4,35
2011	1,59	-1,2	-1,43	-1,74	6,61	-9,98	1,17	-2,89	8,45	-6,79	-3,62

**Valeur estimée*

Source : OCDE

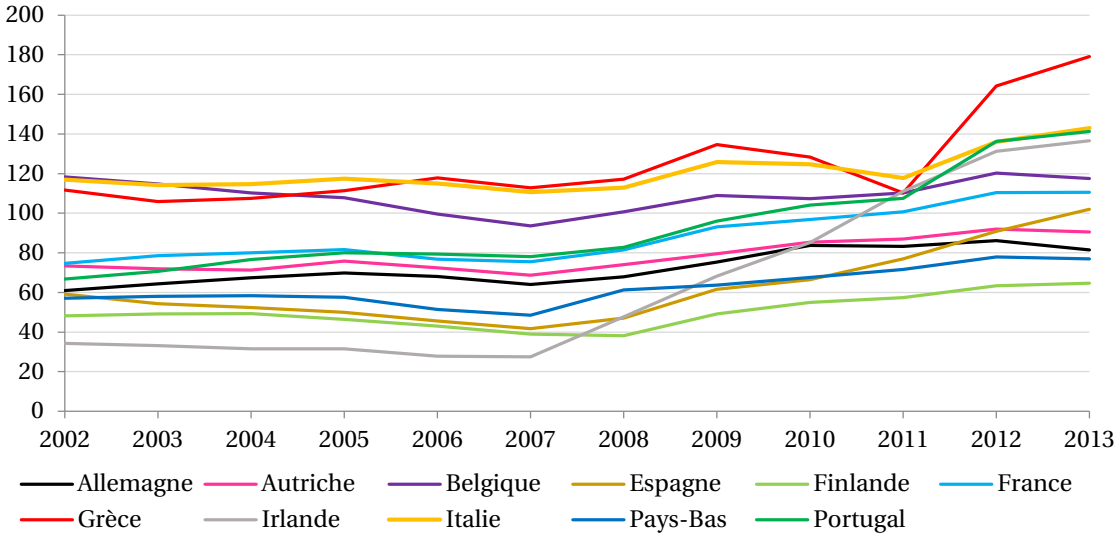
En termes de surplus de compte courant, seule l'Allemagne a connu une tendance haussière pratiquement continue sur la période observée, alors que le reste des pays de la zone euro, hormis l'Autriche, la Finlande et les Pays-Bas, ont creusé leur déficit. Toutefois, un déficit ou un excédent du compte courant ne représente pas un indicateur de performance économique ou de vulnérabilité. Les déséquilibres peuvent résulter d'une réallocation des ressources des pays riches vers les pays pauvres ou bien d'une mauvaise allocation des capitaux lorsqu'ils ne sont pas investis dans des projets productifs, notamment dans l'immobilier (Blanchard (2007)). Au sein de la zone euro,

le creusement des déficits des comptes courants a été longtemps négligé (Giavazzi et Spaventa (2011)).

La crise financière s'est alors muée en une crise économique qui a touché le système financier mondial. En effet, avec les difficultés financières rencontrées par un bon nombre d'institutions financières, les gouvernements et les banques centrales des pays touchés par la crise ont cherché à soutenir le secteur bancaire et à rétablir le fonctionnement « normal » des marchés financiers d'une part, et à mettre en œuvre des plans de relance de l'activité économique, d'autre part. Ces mesures de soutien au système financier et de relance budgétaire entreprises ont largement contribué à creuser les déficits des comptes courants et à l'accroissement de l'endettement public, déjà conséquent dans certains États. En 2006, les niveaux d'endettement public par rapport au PIB de la Grèce et de l'Italie étaient de 117,8% et 114,9%, respectivement.

A partir de l'été 2007, une tendance haussière générale des niveaux d'endettement public a été observée au sein des pays de la zone euro. Bien qu'à des degrés d'évolution différents, certains pays ont enregistré des niveaux d'endettement qui ont largement dépassé le seuil de 60% autorisé par l'UEM.

FIGURE 1.2 - Evolution des dettes publiques en pourcentage du PIB (2002-2013)



Source : OCDE

La crise économique s'est transformée ainsi en une crise de dette publique, stimulée par une crise de confiance des investisseurs quant à la solvabilité de certains États dont le niveau d'endettement était déjà trop élevé.

Les prémices de la crise de la dette publique européenne remontent aux difficultés budgétaires rencontrées par l'économie grecque. A la fin de 2009, le Premier Ministre

du gouvernement nouvellement élu à l'époque, Georges Papandréou, a dévoilé que les statistiques des comptes publics grecques n'étaient pas conformes à la réalité de la situation du pays (un déficit public de 12,7%, plus que le double de ce qui avait été annoncé et le quadruple du seuil de 3% fixé par l'UEM) (Lane (2012)). Un état de panique a ainsi régné sur le marché financier de la zone euro et les inquiétudes quant à la capacité de la Grèce à honorer ses engagements financiers ont plané, entrainant en conséquence, l'accroissement des primes de risque exigées pour investir dans les obligations grecques. Cette panique a été ravivée par la dégradation de la note souveraine de la Grèce par les agences de notation.

Face à cette situation, des plans de sauvetage ont été mis en place sous l'égide de la Commission européenne et du FMI (Fonds Monétaire International), dans le but d'alléger les difficultés de financements pour certains pays membres de la zone euro. Toutefois, ces plans d'aide n'ont pas empêché la montée de l'aversion au risque et la propagation de la contagion de la crise de la dette grecque vers d'autres pays de la zone euro.

En effet, lorsque la Grèce a affiché à fin avril 2010 un déficit plus important que prévu, les craintes que ce pays ne soit pas en mesure de refinancer une partie importante de sa dette venant à échéance en mai ont augmenté. Cette situation a conduit l'agence de notation *Standard & Poor's* a dégradé la note de la Grèce, puis celles du Portugal et de l'Espagne. Face à cette situation, un premier plan de sauvetage de la Grèce a été activé en mai 2010, pour un montant de 110 milliards d'euros. Egalement, un Fonds Européen de Stabilité Financière (FESF)[6] a été créé, dont le but est d'accorder des prêts de crise conditionnels pour les pays membres de la zone euro affectés par la crise grecque et qui présentent une demande d'aide. Bien que ces mesures aient permis d'assurer une stabilité relative aux marchés financiers, la crise s'est fortement intensifiée au cours du deuxième semestre de 2011. En effet, l'économie grecque a connu une profonde récession aggravée par les plans d'austérité imposés par les autorités monétaires lors de la mise en place de son premier plan de sauvetage. La détérioration de la situation de la Grèce a poussé Moody's à dégrader la note du Portugal, qui pâtissait lui aussi des difficultés économiques depuis déjà un certain temps. Eprouvant de plus en plus des difficultés à emprunter auprès des marchés financiers, le Portugal a sollicité à son tour en avril 2011 une aide de 78 milliards d'euros auprès de ses partenaires européens[7].

[6] Une revue des mécanismes d'intervention durant la crise de la zone euro est présentée en *annexe 1.2*.
[7] L'aide a été accordée par le fonds d'assistance, le FESF et le FMI, égalitairement.

Les discussions sur les grandes lignes d'un deuxième plan de sauvetage de la Grèce ont débuté en juillet 2010. En octobre, l'UE a donné son accord pour ce deuxième plan portant sur une aide de 237 milliards d'euros et qui comprend l'annulation de 50% de sa dette auprès de créanciers privés.

Suite à cette phase de forte tension, une légère accalmie a régnée sur les marchés financiers début 2012. Toutefois, des nouvelles craintes quant à la solidité financière de certains emprunteurs souverains sont réapparues pendant l'été de 2012. Le mois de mai de cette année a été marqué par une hausse des préoccupations relatives à la fragilité du secteur bancaire de l'Espagne. Cette situation a encouragé les anticipations sur la nécessité d'un plan de recapitalisation par l'État espagnol de son secteur bancaire. L'échec de formation d'un nouveau gouvernement en Grèce et l'annonce de nouvelles élections en juin, ont aussi ravivé les tensions sur les marchés et les craintes d'une sortie de la Grèce de la zone euro ont plané. Au même temps, l'Espagne a sollicité un soutien de 100 milliards d'euros auprès du FESF, pour secourir son secteur bancaire. Face à cette situation, la BCE a annoncé fin juillet 2012, la création du programme monétaire sur titres (OMT). Cette annonce a été favorablement accueillie par les marchés et s'est traduite par la baisse des taux et des écarts des rendements obligataires des pays de la zone euro par rapport au Bund allemand.

A posteriori, les mesures d'intervention prises pour contrôler la contagion au sein de la zone euro, n'ont pas été suffisantes pour limiter l'étendue de la crise à d'autres pays européens à travers divers canaux de transmission. Selon Forbes et Rigobon (2001), il existe des canaux qui ne dépendent pas de la crise (on parle de théorie de contagion non contingente), et ceux dont l'existence et l'activité sont conditionnées par la crise (on parle alors de théorie de contagion contingente), ce qui signifie que les mécanismes de transmission de la crise changent durant une crise, ayant pour conséquence une augmentation des liens entre les différents marchés après un choc initial.

Par ailleurs, Giordano et al. (2013) distinguent trois types de contagion. Premièrement, une contagion liée aux risques spécifiques du pays, c'est-à-dire aux changements de ses fondamentaux macroéconomiques et budgétaires (*wake-up-call contagion*). Deuxièmement, une contagion liée aux facteurs de risque commun, tel que l'aversion au risque global (*shift contagion*) et finalement une contagion liée à la psychologie des investisseurs qui peut impacter leur anticipation (*pure contagion*).

1.5. Mesures du risque de crédit souverain

La notion de risque de crédit souverain (ou encore risque de défaut) est souvent confondue avec la notion de risque pays. Or le risque pays est une notion large qui reflète l'environnement global d'un pays, notamment son environnement macroéconomique, financier, politique, social et qui est susceptible de présenter un risque inhérent à l'investissement dans ce pays. En revanche, le risque de crédit est le risque de perte émanant du défaut d'un emprunteur, privé ou public, par rapport au remboursement de ses dettes à échéance et en totalité.

Le risque de crédit souverain est défini par la probabilité selon laquelle un État ayant émis un emprunt se trouve dans l'incapacité de respecter ses engagements de remboursement régulier des intérêts et/ou du principal de sa dette, à l'échéance. Ce risque présente une mesure de la capacité, mais aussi de la volonté d'un État à rembourser la totalité de sa dette à échéance, car ce dernier peut décider de ne pas rembourser ses dettes même s'il dispose des ressources nécessaires pour le faire.

La montée du risque de défaut signifie donc que la probabilité de défaut augmente. Bien entendu, la plupart du temps, cet évènement de défaut ne se réalise pas, l'État en question continue à honorer ses engagements et s'il est amené à payer plus cher les intérêts sur sa dette, il peut aussi tenter d'entreprendre des réformes pour limiter son déficit. La montée du risque du défaut traduit donc simplement la dégradation perçue par le marché de la qualité de crédit d'un émetteur souverain.

La qualité de crédit attribuée à un État peut être impactée aussi bien par des facteurs macroéconomiques externes au pays, que par des facteurs qui lui sont spécifiques (Jarrow et al. (2005)). Elle peut être mesurée par certains indicateurs dont :

- Le spread obligataire souverain ;
- La prime des CDS (Credit Default Swap) et ;
- La notation de crédit (rating).

La détérioration de la qualité de crédit d'un émetteur public peut se traduire par une hausse du spread obligataire souverain, de sa prime CDS et/ou d'une révision défavorable de sa classe de notation par les agences de notation.

1.5.1. Spread obligataire souverain

Le taux d'intérêt d'une obligation d'État représente le taux auquel un pays emprunte ou encore le rendement exigé par un investisseur pour financer un emprunteur souverain.

De ce fait, ces taux sont généralement considérés comme une mesure quantitative du risque de défaut souverain.

Le spread obligataire souverain[8] représente la différence entre le taux de rendement d'une obligation d'un pays donné et le taux de rendement d'un actif sans risque, de même maturité et de même monnaie. En d'autres termes, ce spread mesure la prime additionnelle qu'un investisseur devrait payer pour investir dans des actifs risqués, au lieu d'un placement dans des actifs sans risque. Au niveau de la littérature existante sur les spreads de crédit souverains des pays de la zone euro, il est d'usage de considérer le taux de rendement de l'obligation allemande (Bund) à 10 ans, comme actif sans risque. Ce taux est considéré comme une référence étant donné que depuis la création de la zone euro, l'Allemagne est le pays qui emprunte aux taux les plus bas. Ainsi, pour le calcul du spread d'un pays, il est convenu de soustraire du taux de rendement de son obligation le taux de rendement du Bund allemand.

De manière générale, les rendements des obligations souveraines incorporent une prime de risque de crédit lié à la probabilité de défaut d'un emprunteur public ; ils incorporent aussi une prime de risque de change, s'ils sont libellés dans une monnaie autre que celle de l'investisseur, cette prime est alors égale à la dévaluation anticipée de la monnaie, elle-même souvent liée au taux d'inflation.

Avec l'introduction de la monnaie unique, la disparition du risque de change couplée à la faiblesse des anticipations d'inflation entre les pays de la zone euro, ont laissé place au risque de crédit souverain comme seul facteur explicatif des écarts de taux d'intérêt souverains entre pays de la zone euro. Cependant, les travaux récents menés sur les spreads souverains ont démontré l'existence d'autres facteurs explicatifs de ces spreads, notamment, la liquidité, l'aversion au risque global, la contagion, etc.

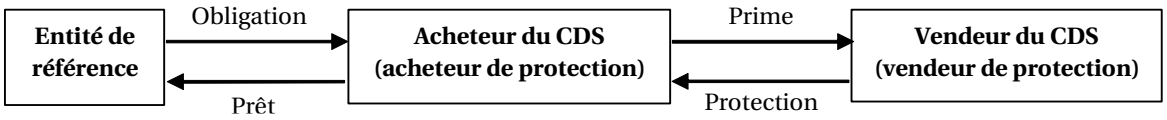
Lorsque le taux d'intérêt obligataire d'un État dit « fragile » augmente par rapport à un autre État (augmentation de son spread), cela traduit le fait que la probabilité de défaut de cet État augmente par rapport aux autres, en raison de la dégradation de ses fondamentaux macroéconomiques et budgétaires ou à la détérioration de l'environnement économique global dans lequel il évolue. Concrètement, les prix des obligations émises par cet État se déprécient, entrainant une augmentation de leur taux de rendement actuariel par rapport au rendement du Bund allemand (pays référent) et par conséquent, de son spread de crédit.

[8] Appelé aussi « spread de crédit souverain » ou « spread de crédit » ou « spread souverain » ou « spread ».

1.5.2. Credit Default Swap (CDS)

Un CDS est un contrat d'assurance qui met en relation deux contreparties, un acheteur et un vendeur de protection. A l'achat d'un actif de référence, l'acheteur d'un CDS transfère le risque associé à cet actif au vendeur de protection, sans que l'actif de référence soit cédé par l'acheteur de protection au vendeur du CDS. L'actif peut être une obligation ou un prêt. A cet effet, l'acheteur de protection, qui est vendeur de risque, sera couvert contre un éventuel défaut de l'entité de référence et ce, moyennant le versement d'une prime périodique au profit du vendeur de protection qui a accepté d'acheter le risque. Cette prime est appelée « spread de CDS » ; elle reflète la valeur du CDS sur les marchés financiers. Ce mécanisme est illustré dans la figure suivante :

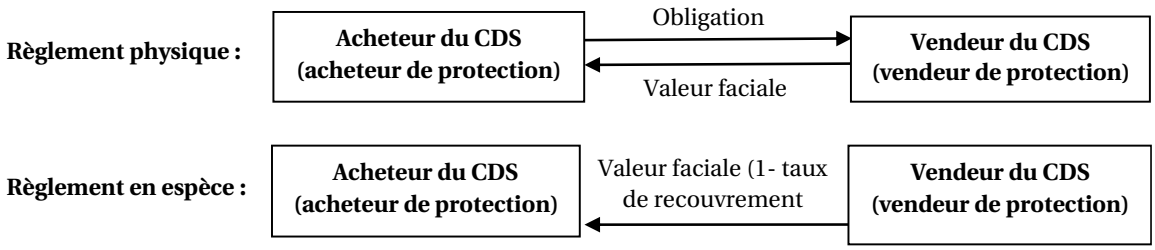
FIGURE 1.3 - Credit Default Swap



La prime du CDS dépend de la probabilité de défaut de l'entité de référence face au paiement de ses dettes au profit de ses créanciers et du taux de recouvrement attendu en cas de défaut. Plus un emprunteur est fragile, plus la probabilité de sa défaillance est importante et plus la valeur de son spread CDS augmente, et inversement.

Si l'entité de référence fait défaut, le vendeur de la protection doit verser à l'acheteur du CDS soit la valeur faciale de l'obligation (actif de référence), soit la différence entre sa valeur au moment du défaut (valeur faciale x le taux de recouvrement) et sa valeur faciale (Fontana et Scheicher (2010)). Ces deux options de règlement possibles sont appelées respectivement, règlement physique (dans ce cas, l'acheteur du CDS livre l'obligation au vendeur du CDS) et règlement en espèces (cash) (dans ce cas, il y'aura pas un transfert de l'obligation entre les deux contreparties). Ces mécanismes sont illustrés dans la *figure 1.4*.

FIGURE 1.4 - Credit Default Swap (Evénement de défaut)



Le déclenchement d'un CDS obéit à certaines règles liées à la survenance d'un événement de crédit. L'ISDA (International Swaps and Derivatives Association) a fixé certaines actions pouvant être considérées comme déclencheur d'un évènement de crédit[9], notamment pour un emprunt souverain :

- **La banqueroute** : L'émetteur déclare sa faillite ou est mis sous redressement judiciaire ;
- **Incapacité à payer** : L'émetteur ne paie pas, à l'issue d'une période de grâce, ses emprunts ou obligations. Cela mène généralement à déclarer faillite.
- **Restructuration de la dette** : Suite à la dégradation de la qualité de crédit de l'émetteur, les prêteurs ou détenteurs d'obligations acceptent de réduire ou retarder le coupon, changer la devise de paiement ou augmenter la subordination, de manière obligeant la totalité des prêteurs.
- **Intervention gouvernementale** : Conformément à une loi ou législation, et indépendamment des termes d'émission des titres de créance, une action est entreprise ou une annonce faite par une autorité gouvernementale, ayant pour résultat la réduction ou le report du paiement du principal ou du coupon, le changement de caractéristiques, allant à l'annulation, la conversion ou l'échange obligatoire de la dette.
- **Répudiation ou moratoire de la dette :** Report des obligations de paiement de la dette, aboutissant généralement à une « Incapacité à payer » ou une « Restructuration de la dette ».
- **Exigibilité du paiement** : Le paiement d'un emprunt ou le remboursement d'une obligation devient exigible à une date précédant la date prévue, suite à un défaut autre que « l'incapacité à payer ».

[9] Selon les définitions de l'ISDA publiées en 2014, mettant à jour celles de 2003.

Il est à noter que dans le cadre d'un emprunt souverain, les règles de déclenchement liées à la banqueroute ou à l'intervention gouvernementale peuvent différer, notamment pour les emprunts souverains européens.

1.5.3. Notation des dettes publiques

La période de la crise de la zone euro a été marquée par une recrudescence de l'activité des agences de notation.

Sur la période allant de janvier 2009 à décembre 2012, pas moins de 150 annonces liées aux notations souveraines ont été publiées par *S&P*, *Moody's* et *Fitch Ratings*, soit les principales agences de notations (changements de perspective, mises sous surveillance, dégradations de notations).

Avec le développement de la crise de la zone euro initiée fin 2009 par une montée du déficit public grec ayant abouti à un risque de défaut sur la dette du pays, les autorités européennes ont mis en place mi-2011 un programme de restructuration de la dette grecque. La réaction des agences de notation, amorcée en 2009 et poursuivie en 2010, s'est intensifiée en 2011 et 2012 (Le *tableau 1.4* expose l'intensification de la réaction de Moody's à partir de 2009 dans la révision des notes de crédits de certains pays de la zone euro). Les organismes de notation, considérant que les actions décidées ne suffiraient pas pour éliminer le risque de contagion entre les pays de la zone euro, ont procédé à la dégradation de la note de plusieurs pays de la zone. Ces dégradations trouvent également leur origine dans le fait que plusieurs banques privées européennes avaient massivement investi[10] dans les obligations souveraines des pays dont les fondamentaux étaient les plus fragiles, et qui étaient donc les plus exposés à un risque systémique, jugé élevé[11], et pouvant occasionner un phénomène de contagion.

[10] Au terme du premier trimestre 2012, les banques françaises, par exemple, détenaient environ 347 milliards de dollars de dette italienne et 128 milliards de dollars de dette espagnole (*Source : BRI*).
[11] Chaque pays de l'union monétaire serait amené à renflouer les pays en difficultés, ce qui aurait un effet sur sa propre solvabilité.

TABLEAU 1.4 - Evolution des notes de la dette souveraine à long terme, attribuées par *Moody's*, pour les pays de la zone euro depuis 2005

	Allemagne	Autriche	Belgique	Espagne	France	Finlande	Grèce	Irlande	Italie	Pays-Bas	Portugal
2005	Aaa	Aaa	Aa1	Aaa	Aaa	Aaa	A1	Aaa	Aa2	Aaa	Aa2
2006	Aaa	Aaa	Aa1	Aaa	Aaa	Aaa	A1	Aaa	Aa2	Aaa	Aa2
2007	Aaa	Aaa	Aa1	Aaa	Aaa	Aaa	A1	Aaa	Aa2	Aaa	Aa2
2008	Aaa	Aaa	Aa1	Aaa	Aaa	Aaa	A1	Aaa	Aa2	Aaa	Aa2
2009	Aaa	Aaa	Aa1	Aaa	Aaa	Aaa	A2 22/12/2009	Aa1 02/07/2009	Aa2	Aaa	Aa2
2010	Aaa	Aaa	Aa1	Aa1 30/09/2010	Aaa	Aaa	A3 22/04/2010 Ba1 14/06/2010	Aa2 19/07/2010 Baa1 17/12/2010	Aa2	Aaa	A1 13/07/2010
2011	Aaa	Aaa	Aa3 16/12/2011	Aa2 10/03/2011 A1 18/10/2011	Aaa	Aaa	B1 07/03/2011 Caa1 01/06/2011 Ca 25/07/2011	Baa3 15/04/2011 Ba1 12/07/2011	A2 04/10/2011	Aaa	A3 15/03/2011 Baa1 05/04/2011 Ba2 05/07/2011
2012	Aaa	Aaa	Aa3	A3 13/02/2012 Baa3 13/06/2012	Aa1 19/11/2012	Aaa	C 02/03/2012	Ba1	A3 13/02/2012 Baa2 13/07/2012	Aaa	Ba3 13/02/2012
2013	Aaa	Aaa	Aa3	Baa3	Aa1	Aaa	Caa3 29/11/2013	Ba1	A3 13/02/2013 Baa2 26/04/2013	Aaa	Ba3
2014	Aaa	Aaa	Aa3	Baa2 21/02/2014	Aa1	Aaa	Caa1 01/08/2014	Baa3 17/01/2014 Baa1 16/05/2014	Baa2	Aaa	Ba2 09/05/2014 Ba1 25/07/2014
2015	Aaa	Aaa	Aa3	Baa2	Aa2 18/09/2015	Aaa	Caa2 29/04/2015 Caa3 01/07/2015	Baa1	Baa2	Aaa	Ba1
2016*	Aaa	Aaa	Aa3	Baa2	Aa2	Aa1 03/06/2016	Caa3	A3 14/05/2016	Baa2	Aaa	Ba1

*Jusqu'au 13/06/2016.

Source : Moody's

Plus précisément, entre avril 2011 et janvier 2012, l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie et le Portugal ont vu leurs notes respectives dépréciées *par Moody's, Standard & Poor's* et *Fitch Ratings*. En janvier 2012, *S&P* a abaissé au total la notation de 9 pays membres de l'union européenne, dont la France (qui est passée de AAA à AA+). 14 pays de l'union ont été assignés des perspectives négatives. Seule la notation de l'Allemagne avait été épargnée. Fin février 2012, *S&P* avait attribué à la dette grecque la notation la plus basse, indiquant le défaut de l'émetteur. Le *tableau 1.5* présente les principaux évènements liés aux notations souveraines des pays de la zone euro entre 2011 et 2012.

TABLEAU 1.5 - Principaux évènements liés aux notations souveraines des pays de la zone euro (2011-2012)

Agence de notation	Date	Annonce
Standard and Poor's (S&P)	5 décembre 2011	Mise sous surveillance de 15 pays de la zone euro, dont la France.
	13 janvier 2012	Dégradation de la notation de 9 pays de la zone euro, dont la France.
	4 décembre 2012	Menace de dégradation de note de toute la zone euro (surveillance négative).
Moody's	18 octobre 2011	Menace de dégradation de la note française.
	13 février 2012	Dégradation de la notation de 6 pays de la zone euro (Espagne, Italie, Malte, Slovaquie, Slovénie et Portugal).
	24 juillet 2012	Menace de dégradation des notes des pays aux AAA (Allemagne, Luxembourg et Pays-Bas) suite au à la nouvelle situation de la Grèce et de l'Espagne.
	19 novembre 2012	Dégradation de la note de la France.
Fitch Ratings	19 décembre 2011	Menace de dégradation de la Belgique, Chypre, l'Espagne, la France, l'Irlande et la Slovénie.
	27 janvier 2012	Dégradation de la notation de la Belgique, Chypre, l'Espagne, l'Italie et la Slovénie, avec perspective négative pour l'Irlande.
	11 mai 2012	Mise sous surveillance négative des pays de la zone euro en cas de Grexit.

Plusieurs travaux attestent de la présence d'un effet d'entrainement significatif entre les annonces de changement de notations liées à l'occurrence d'un évènement spécifique à un pays, et les marchés de pays non directement concernés par des évènements qui leurs sont spécifiques.

Arezki et al. (2011) rapportent que les dégradations de notes à des niveaux approchants de ceux *Speculative Grade* ont un effet particulièrement contagieux sur les pays et

marchés financiers. A titre d'exemple, l'abaissement de notation grecque de A- à BBB+ annoncé par *Fitch Ratings* en décembre 2009 a eu un effet d'entrainement significatif parmi les pays de la zone euro, incluant une hausse de 5 points de base des spreads des CDS irlandais.

Afonso, Furceri et al. (2012) estiment que les abaissements de notations relatives à des pays dont la note est basse occasionnent une forte contagion sur les pays les mieux notés de la zone euro.

Plus récemment et spécifiquement à la période de crise, Baum et al. (2016) ont abouti au moyen d'une étude d'événements, qu'entre janvier 2011 et décembre 2012, les annonces "négatives" des agences de notation avaient eu un impact significatif sur le rendement des obligations souveraines des pays de la zone euro, et par conséquent sur les niveaux de spreads souverains. Cet impact est matérialisé par l'accroissement des taux de rendements des obligations, et est plus prononcé pour l'Espagne et l'Italie. Cet impact est moindre pour la France, et est carrément négatif pour l'Allemagne, les obligations allemandes ayant représenté une "valeur refuge" en période de crise (phénomène de « fuite vers la qualité »).

Globalement, les résultats de Baum et al. (2016) confirment le fait que les annonces liées aux notations souveraines ont contribué à la réallocation des actifs, des pays les plus sinistrés par la crise, vers les pays dont la dette souveraine est plus sûre, et ce dans le but de réduire l'exposition des investisseurs au risque de défaut.

1.6. Conclusion

La constitution de l'Union européenne et l'instauration de la monnaie unique, l'euro, constituent sans doute l'un des évènements majeurs qui ont marqué la deuxième moitié du vingtième siècle. L'objectif était de fournir un environnement économique et financier stable aux échanges entre les opérateurs des pays membres. Toutefois, le déclenchement de la crise financière de 2007 amorcée aux États-Unis, a révélé un déséquilibre des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques de certains pays de la zone. En effet, pour soutenir leur système financier impacté par cette crise, les États de la zone euro ont dû s'endetter pour absorber une partie de la dette des banques et ce, en plus de leur propre besoin d'endettement. Ceci a contribué à l'accroissement de l'endettement public et à creuser les déficits des comptes courants, déjà conséquent dans certains États.

La crise économique s'est transformée alors en une crise de dette publique, stimulée par une crise de confiance des investisseurs quant à la solvabilité de certains États dont le niveau d'endettement était déjà trop élevé.

Bien que la crise de la zone euro trouve ses origines en Grèce, elle s'est vite propagée vers d'autres pays de la zone, caractérisés par de faibles fondamentaux. Pour faire face à cette crise, les autorités européennes ont réagi par l'instauration de certaines mesures visant à garder l'équilibre des marchés financiers de la zone euro. Parmi ces mesures nous citons la mise en place des plans de sauvetage pour les pays les plus touchés par la crise comme la Grèce, l'Irlande et le Portugal, la création du FESF, l'instauration du programme OMT et l'adoption du Quantitative Easing (QE).

La mise en place de ces mesures d'intervention contre la transmission de la contagion entre les pays, nécessite une évaluation fiable du risque que présente un emprunteur public, de la part des autorités monétaires.

Le risque de crédit souverain reflète la probabilité, selon laquelle un État ayant émis un emprunt se trouve dans l'incapacité de respecter ses engagements de remboursement régulier des intérêts et/ou du principal de sa dette, à l'échéance. Ce risque peut être mesuré par le spread obligataire souverain, la prime des CDS et/ou la notation de crédit attribuée par les agences de notation.

Par ailleurs, la qualité de crédit attribuée à un État peut être impactée aussi bien par des facteurs macroéconomiques externes au pays, que par des facteurs qui lui sont spécifiques.

Dès lors, l'identification de ces facteurs de risque et la compréhension des interactions entre les marchés financiers sont nécessaires dans l'élaboration des politiques d'intervention, afin de tenir compte des répercussions de ces décisions sur l'ensemble des pays et des marchés financiers de la zone euro.

1.7. Annexes du chapitre 1

ANNEXE 1.1 - Tableau de correspondance des notations de long terme des trois principales agences de notation

	Moody's	Fitch Ratings	Standard & Poor's	Risque sur le long terme
Catégorie d'investissement *(Investment Grade)*	Aaa	AAA	AAA	Sécurité maximale
	Aa1	AA +	AA +	Qualité haute ou bonne
	Aa2	AA	AA	
	Aa3	AA -	AA -	
	A1	A +	A +	Qualité moyenne
	A2	A	A	
	A3	A -	A -	
	Baa1	BBB +	BBB +	Qualité moyenne inférieure
	Baa2	BBB	BBB	
	Baa3	BBB -	BBB -	
Catégorie spéculative *(Speculative Grade)*	Ba1	BB +	BB +	Spéculatif
	Ba2	BB	BB	
	Ba3	BB -	BB -	
	B1	B +	B +	Hautement spéculatif
	B2	B	B	
	B3	B -	B -	
	Caa1	CCC	CCC+	Mauvaise condition
	Caa2		CCC	
	Caa3		CCC-	
	Ca	CC	CC	Extrêmement spéculatif
	C	C	C	Avis de mise en faillite
		D / RD	D / SD	En défaut

ANNEXE 1.2 - Mécanismes d'intervention durant la crise de la zone euro

a- Securities Markets Programme (SMP)

Programme d'interventions de l'Eurosystème sur le marché obligataire secondaire, représentées par le rachat de dettes publiques et privées. L'objectif de ce programme est « d'assurer la profondeur et la liquidité dans les segments du marché qui sont dysfonctionnels, et rétablir ainsi un mécanisme de transmission appropriée de la politique monétaire ».

Pratiquement, ce programme a été amorcé le 10 mai 2010 par la BCE, qui a autorisé les opérations de rachats pour la première fois depuis la signature du traité de Maastricht, avec pour objectif la stabilisation des prix à moyen terme.

Les principales interventions étaient relatives à la dette grecque, espagnole, italienne et portugaise, et leur montant s'est élevé à près de 211 milliards d'euros.

Les opérations entreprises en mai 2010 sur la dette grecque, concomitamment à la mise en place du plan d'aide à la Grèce, s'étaient accompagnés par le passage des taux d'intérêt grecs à 10 ans de 12,65 % début mai, à 6,7 %.

Le SMP a été clôturé en septembre 2012.

b- Fonds Européen de Stabilité Financière (FESF)

Le FESF a été mis en place en juin 2010 par les États européens pour résoudre les problèmes de financement de dette des pays « périphériques » de l'UE. L'objectif de cette structure était d'inciter les investisseurs à prêter de l'argent à travers une levée du capital sur les marchés financiers, sous la garantie des États de la zone euro. Les montants empruntés seront par la suite accordés aux pays en difficulté qui en font la demande. La capacité de prêts du FESF est de 440 milliards d'euros, complétée par 60 milliards d'euros provenant du Mécanisme Européen de Stabilité Financière (MESF, un fonds supervisé par la CE dont l'objectif est de fournir un soutien financier pour les pays en difficulté de l'UE). En considérant également le soutien du FMI jusqu'à 250 milliards d'euros, la capacité d'aide financière du FESF totalise ainsi 750 milliards d'euros.

En janvier 2011, les premières obligations FESF ont été émises dans le cadre d'un soutien financier de la part de l'UE et du FMI pour l'Irlande.

En octobre 2012, le MESF et le FESF ont été remplacés par le Mécanisme Européen de Stabilité (MES). Ce nouveau fonds a principalement les mêmes missions que le FESF et dispose de 700 milliards d'euros de ressources, avec une capacité de prêt de 500 milliards d'euros.

c- Long Term Refinancing Operations (LTRO)

Les LTRO sont des prêts à long terme, d'un montant illimité, accordés par la BCE aux banques, sur une durée de trois ans. Ces opérations avaient été lancées en décembre 2011 pour dynamiser le marché interbancaire, relancer l'activité de crédit et par ricochet soutenir la relance économique.

En 2011 et 2012, les établissements financiers de la zone euro avait profité de près de 1 100 milliards d'euros dans le cadre des LTRO.

d- Outright Monetary Transactions (OMT)

Annoncé en septembre 2012 en remplacement du Securities Markets Programme (SMP), l'Outright Monetary Transactions (OMT) est un programme d'intervention de la BCE pour le rachat, sur le marché secondaire, des obligations des pays ayant sollicité

l'aide européenne pour remédier à leur situation financière, notamment à travers le FESF puis le MES.

Ce programme, qui n'est pas restreint par une limite temporelle ou quantitative, avait permis de réduire les tensions sur la dette des pays les plus affectés par la crise, et ainsi réduire les rendements associés à leurs obligations. Il avait donc été jugé fructueux par la BCE.

A la fin de l'année 2012, les primes de risque de pays comme l'Espagne ou l'Italie avaient retrouvé des niveaux inférieurs à ceux atteints en juillet de la même année.

e- Quantitative Easing (QE)

Une politique d'assouplissement quantitatif avait été annoncée en janvier 2015 pour contrer les risques déflationnistes sur la zone euro.

Cette politique qui représente un instrument de politique monétaire est matérialisée par un achat d'obligations d'État à long terme sur le marché primaire. Ce procédé d'achat massif augmente la quantité de monnaie en circulation, et l'augmentation qui s'en suit des prix des obligations permet de diriger les nouveaux apports de liquidité des banques vers l'activité de crédit et donc d'investissement, les obligations souveraines étant devenues moins attractives.

Le recours à ce mécanisme n'est pas inédit, puisqu'il a déjà été mis en place notamment au Japon et aux États-Unis.

Pour la BCE, la taille du QE annoncée en janvier 2015 avoisinait les 1 400 milliards d'euros (rachat mensuel de près de 60 milliards d'euros d'actifs jusqu'à septembre 2016). L'assouplissement quantitatif a été par la suite prolongé et consolidé, notamment en décembre 2015, pour un montant supplémentaire de 1 100 milliards d'euros.

Chapitre 2.

Spreads obligataires souverains : Revue de la littérature et construction des variables explicatives

Sommaire

2.1. Introduction 45
2.2. Spreads obligataires souverains : Revue de la littérature 46
2.2.1. Spread obligataire souverain 47
2.2.2. Facteur de risque global 48
2.2.3. Facteur de risque spécifique 49
2.2.4. Facteur de risque de liquidité 51
2.3. Présentation de l'échantillon et description de la période d'étude 54
2.4. Déterminants des spreads obligataires souverains 59
2.4.1. Variable dépendante : Données, faits stylisés et statistiques descriptives 59
2.4.2. Variables explicatives : Données, faits stylisés et statistiques descriptives 65
2.5. Conclusion 85
2.6. Annexes du chapitre 2 87

2.1. Introduction

La crise financière de l'été 2007, dans un premier temps, et la crise de la zone euro dans un second temps, ont montré que la probabilité de défaut d'un emprunteur public peut être envisageable. Ces crises ont révélé la vulnérabilité des finances publiques de certains États de la zone euro, entraînant une montée de l'aversion au risque chez les investisseurs. Depuis l'avènement de ces crises, l'évaluation du risque de crédit d'un émetteur souverain est devenue une préoccupation majeure pour les intervenants des marchés financiers de la zone euro.

Comme discuté précédemment, différentes mesures peuvent être considérées pour l'évaluation du risque de crédit souverain, à savoir le spread obligataire souverain, le spread CDS et la notation de crédit. Dans cette thèse, nous allons considérer le spread obligataire souverain comme mesure du risque de défaut d'un emprunteur public. Nous ne nous sommes pas référé au spread CDS parce qu'avant la crise des sub-primes, le marché des CDS était peu développé et moins liquide que le marché obligataire, étant donné que la perception du risque de défaut d'un emprunteur public était très faible. En plus, la crise de la zone euro a entraîné une très forte volatilité des primes des CDS de certains États et même la suspension des cotations des CDS grecs. Le marché des CDS est donc moins représentatif que le marché obligataire souverain.

Egalement, nous avons choisi de ne pas recourir aux notations de crédit souverain, et ce même si elles sont considérées comme un indicateur de solvabilité d'un emprunteur public. En effet, les agences de notation ont été accusées d'être parmi les acteurs qui ont contribué au déclenchement de la crise des sub-primes, pour avoir attribué de bonnes notes à des produits financiers très risqués, ce qui n'a pas permis d'anticiper cette crise. Récemment, avec la survenance de la crise de la dette souveraine, ces agences ont été de nouveau critiquées. En fait, il a été reproché à ces agences la lenteur de leurs réactions et l'opacité des méthodes de détermination des notations souveraines attribuées. Selon Altman et Rijken (2006), les agences de notation ont toujours évité de faire fluctuer leurs notations fréquemment, de peur d'être critiquées. Ainsi, la lenteur accusée dans la révision à la hausse ou à la baisse des notes souveraines a induit une discordance entre la capacité d'un pays à honorer ses dettes et la notation qui lui est accordée.

Le déclenchement de la crise de la zone euro a été accompagné par une importante ascension des taux de rendement obligataire, entraînant un élargissement des écarts de rendements entre les obligations souveraines et le Bund allemand.

Ainsi, plusieurs travaux ont cherché à déterminer les facteurs de risque qui ont impacté la convergence des taux obligataires, tant observée entre les pays de la zone euro avant l'été de 2007.

Dans ce chapitre, nous passons en revue la littérature existante sur les spreads obligataires souverains des pays de la zone euro et nous exposons un aperçu théorique des liens entre ces spreads et leurs facteurs explicatifs. Dans une deuxième section, nous présentons notre échantillon et discutons du choix de la période de notre étude. Dans une troisième section, nous introduisons les variables explicatives de la dynamique des spreads souverains retenues, et nous examinons leurs comportements sur la période de notre étude.

La pertinence de notre travail est double. D'abord, par le choix de nos variables explicatives, nous avons retenu les variables les plus pertinentes pour l'explication des spreads souverains, en référence à la littérature. La combinaison de ces variables dans un même modèle est également inédite. Ensuite, par le choix de notre échantillon temporel qui s'étend jusqu'à décembre 2014, nous serons en mesure de prolonger l'étendue de notre étude au-delà de la phase la plus intense de la crise de la zone euro. A notre connaissance, la majorité des études s'est focalisée sur l'analyse de la dynamique des spreads souverains au cours des périodes de crise, c'est-à-dire uniquement entre 2009 et la fin de 2011.

2.2. Spreads obligataires souverains : Revue de la littérature

Il existe une vaste littérature sur la manière dont les marchés évaluent le risque de défaut souverain d'un pays et sur les déterminants d'un tel risque. Les analyses empiriques des spreads obligataires remontent aux travaux d'Edwards (1984) qui a été le premier à expliquer les écarts des taux souverains par la perception du marché du risque de crédit d'un pays, lié à un éventuel défaut de paiement de sa dette. Au fil des années, les mouvements des taux longs ont été impactés par l'avènement de plusieurs crises financières qui ont fait apparaître de nouveaux facteurs explicatifs, à travers les pays et les périodes.

Au sein des pays développés, l'inquiétude sur un éventuel défaut souverain est relativement récente, comparativement aux études menées sur les pays émergents ou en voie de développement. Pour les pays de la zone euro, le regain d'intérêt pour le risque de défaut souverain s'est manifesté au cours de la dernière décennie, suite au

déclenchement de la crise des sub-primes aux États-Unis et sa transmission vers les marchés obligataires publics européens.

Dans sa majorité, la littérature existante sur les spreads souverains des pays de la zone euro peut être scindée en deux groupes de travaux selon la période considérée : la période antérieure à la crise financière des sub-primes et la période post-crise. Ces études s'accordent pour attribuer l'évolution des spreads souverains à trois facteurs majeurs, à savoir :

- **Le facteur de risque global :** Ce facteur est lié à la perception générale du risque international par les investisseurs. Il est généralement considéré comme un facteur de risque commun à tous les pays (Manganelli et Wolswijk (2009), Arghyrou et Kontonikas (2012), etc.),

- **Le facteur de risque spécifique** : Ce facteur traduit la probabilité de défaut d'un emprunteur public. Il est généralement tributaire des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques, historiques ou attendus (*expected*), propres à un pays (Ardagna et al. (2007), Attinasi et al. (2009), Arghyrou et Kontonikas (2012), Afonso, Arghyrou et al. (2012), etc.),

- **Le facteur de risque de liquidité :** Ce facteur traduit la facilité de revente rapide ou pas, d'une obligation. Selon Schwartz (2010), le risque de liquidité reflète une éventuelle contraction de la liquidité au moment où l'utilité marginale de l'investisseur est à son niveau le plus élevé. Ce risque reflète la possibilité que l'investisseur soit contraint à baisser le prix de son obligation, pour pouvoir la vendre à un moment donné. Le risque de liquidité dépend de la taille et la profondeur du marché obligataire (Barrios et al. (2009), Afonso, Arghyrou et al. (2012), etc.).

Afin de quantifier les facteurs explicatifs des spreads souverains, plusieurs mesures ont été retenues. Mais tout d'abord, nous allons aborder les proxys utilisés pour l'évaluation des spreads obligataires souverains.

2.2.1. Spread obligataire souverain

Le spread représente la différence entre le taux de rendement obligataire d'un emprunteur et le taux de rendement d'un actif sans risque, de même maturité et dans la même monnaie. Pour la zone euro, de nombreuses études, notamment Attinasi et al. (2009), Barrios et al. (2009), Afonso, Arghyrou et al. (2012), Arghyrou et Kontonikas

(2012), De Santis (2014) se sont référé au Bund allemand comme un actif dépourvu de tout risque de défaut. Beber et al. (2009) et Fontana et Scheicher (2010), ont considéré le taux swap à 10 ans comme mesure du taux sans risque. Par ailleurs, sur une étude des déterminants du spread souverain grec entre août 2007 et août 2011, Arghyrou et Kontonikas (2012) ont mesuré le spread souverain par la différence entre les CDS grecs et les CDS allemands. De même, De Santis (2012) et Aizenman et al. (2013) ont exprimé les spreads par l'écart entre les primes CDS à 5 ans d'un pays et celles de l'Allemagne.

2.2.2. Facteur de risque global

Pour la mesure de ce type de risque, Gerlash et al. (2010), Afonso, Arghyrou et al. (2012) et Arghyrou et Kontonikas (2012) emploient la volatilité implicite de l'indice S&P 500 (VIX). Cet indice qui est largement utilisé dans les travaux liés aux spreads souverains de la zone euro, est considéré comme une jauge du niveau de crainte des investisseurs car il reflète leur degré d'aversion pour le risque, qui a tendance à augmenter pendant les périodes de turbulence. Codogno et al. (2003), Attinasi et al. (2009) et Manganelli and Wolswijk (2009), font référence, entre autres, aux spreads des obligations privées américaines (*corporate*), correspondant à la différence entre les taux de rendement à 10 ans des obligations privées notées AAA et ceux du bon de Trésor Américain, de même maturité. De Santis (2012) emploie pour la même mesure les rendements des obligations privées notées BBB, alors que Niehof (2014) exprime ce spread corporate par l'écart des rendements d'une obligation privée de faible notation (Baa) et une autre de bonne notation (Aaa). Gerlash et al. (2010) ont adopté le spread swap américain[12] (*US Swap spread*) et le TED-Spread[13] comme mesures du facteur du risque commun. Barrios et al. (2009) déterminent ce risque à partir d'une analyse en composantes principales[14]. Manganelli et Wolswijk (2009) illustrent ce risque à travers le taux des opérations principales de refinancement (*MRO- Main Refinancing Operations*)[15]. Un signe positif

[12] Spread swap américain = Taux swap à 10 ans – (T-Notes).

[13] TED-Spread = LIBOR 3 mois - Treasury Bills 3 mois. Cette mesure a été également adoptée par Aizenman et al. (2013).

[14] Pour la mesure du risque global, Barrios et al. (2009) construisent un indicateur d'aversion générale pour le risque. Cet indicateur est représenté par le premier facteur issu d'une analyse en composantes principales (ACP), réalisée sur les variables suivantes : un spread de crédit corporate (reflétant le risque du marché obligataire privé), l'indice VSTOXX (mesurant la volatilité du marché boursier) et la volatilité du taux de change euro-yen (comme indicateur de perception du risque sur les marchés de change). Leurs résultats démontrent que la première composante explique 89% de la variance de ces variables, dont les contributions au premier facteur sont très proches.

[15] En général, lorsque les taux d'intérêt de court terme sont faibles, les investisseurs sont plus incités à investir dans des actifs risqués, afin de compenser cette baisse et espérer des rendements meilleurs pour leurs portefeuilles. Sur les marchés obligataires souverains, un faible niveau de taux d'intérêt favorise un rétrécissement des spreads, générant une corrélation

est attendu, du moment où les spreads souverains augmentent (diminuent) lorsque la perception du risque global est élevée (faible) (*Tableau 2.1*).

TABLEAU 2.1 - Facteur de risque global (Facteur commun)

Mesures	**Signe attendu sur le spread**
VIX	+
Le taux des opérations principales de refinancement (MRO)	+
Spread corporate à 10 ans = obligation corporate AAA- Bon de Trésor US	+
Spread corporate à 10 ans = obligation corporate BBB- Bon de Trésor US	+
Spread corporate à 10 ans = obligation corporate Baa- obligation corporate Aaa	+
Spread swap américain = Taux swap à 10 ans – (T-Notes)	+
TED-Spread = 3 months LIBOR - 3 Month Treasury Bills	+
Analyse en composante principale	+

L'impact de ce facteur de risque sur la dynamique des taux longs diffère selon les périodes étudiées. Pour les études antérieures à la crise financière de 2007[16], le facteur de risque global se présentait comme un déterminant majeur dans l'explication du différentiel des rendements des obligations d'États. Ce résultat a été démontré à travers les travaux de Codogno et al. (2003), Longstaff et al. (2011), Barrios et al (2009) et Manganelli et Wolswijk (2009). L'effet de cette variable a été plus prononcé pendant les périodes de tension sur les marchés financiers mondiaux (Barrios et al. (2009)) et plus marqué dans les pays ayant des niveaux élevés de dette publique (Codogno et al. (2003)). En revanche, pour Afonso, Arghyrou et al. (2012) et Arghyrou et Kontonikas (2012), le risque global n'est significatif qu'à partir d'août 2007.

2.2.3. Facteur de risque spécifique

Les variables les plus couramment utilisées pour l'appréciation d'un tel risque sont les indicateurs macroéconomiques et ceux représentant la situation des finances publiques du pays, notamment le ratio (Solde Budgétaire/PIB) et (Dette Publique/PIB). Ces

positive entre eux. Par conséquent, un niveau de taux d'intérêt bas peut se traduire par une convergence des spreads, basée uniquement sur des considérations de risque-rendement. Ce taux d'intérêt est reflété par de taux de refinancement ou le taux bid minimum (MRO) qui est le taux d'intérêt que les banques de la zone euro sont obligées de payer lorsqu'elles empruntent auprès de la BCE.

[16] Dans la majorité de la littérature existante sur les spreads souverains, la date d'août 2007 fait référence à la date de déclenchement de la crise financière. Elle correspond aussi à la première intervention de la BCE (9 août 2007), pour injecter 94,8 milliards d'euro dans le système financier européen, afin d'accroître les liquidités qui manquaient au marché. Il s'agissait de la plus grande mise à disposition de fonds faite en un seul jour par la BCE.

indicateurs peuvent être illustrés par des données observées (Codogno et al. 2003) ou anticipées[17]. L'emploi des variables anticipées au lieu des variables observées a été adopté par plusieurs études récentes menées sur les déterminants des spreads souverains de l'UEM, à l'instar d'Attinasi et al. (2009), Barbosa et Costa (2010), Gerlach et al. (2010), Afonso, Arghyrou et al. (2012) et Favero et Missale (2012). Par ailleurs, d'autres mesures ont été employées pour l'évaluation du risque spécifique comme, les encours des intérêts payés sur les dettes publiques, par rapport au PIB (Alexopoulou et al. (2010)[18]), ou encore les notations des agences (Manganelli et Wolswijk (2009) et De Santis (2012)) et les spreads CDS souverains à 5 ans, adoptés par Barrios et al. (2009)[19]. Sur une étude réalisée sur les déterminants des spreads souverains des pays émergents entre 2004 et 2014, Aizenman et al. (2013) ont eu recours à l'inflation pour refléter ce risque. Liu et Morley (2013) ont illustré le risque spécifique par le taux de chômage, à travers une étude de panel constitué des pays de l'UE, des États-Unis et du Japon. Les signes attendus de l'impact sur les spreads souverains pour les mesures du risque spécifique, sont exposés dans le *tableau 2.2*.

TABLEAU 2.2 - Facteur de risque spécifique

Mesures	**Signe attendu sur le spread**
Solde budgétaire/PIB	-
Dette publique/PIB	+
Notations de crédit	+
Spread CDS souverain	+
Taux de croissance du PIB	-
Encours des intérêts payés sur les dettes publiques/PIB	+
Dette publique/Export	+
Taux d'inflation	+
Taux de chômage	+
Compte courant/PIB	-
Credit Default Swap (CDS) 5 ans	+

Le risque de défaut souverain était peu évalué avant la survenance de la crise des subprimes. En effet, en raison des critères de convergence dictés par le Pacte de Stabilité et

[17] Collectées sur le site de la Commission Européenne et exprimées sur une base biannuelle.
[18] Sur une étude réalisée sur des pays qui sont en passe d'intégrer la zone euro.
[19] Bien que les spreads CDS puissent ne pas refléter correctement le risque spécifique d'un pays et contenir d'autres primes de risque à l'égard de la prime de liquidité, Barrios et al. (2009) argumentent à la faveur de cet indicateur comme meilleure mesure du risque souverain disponible à haute fréquence. En effet, les auteurs emploient des données hebdomadaires des spreads souverains, alors que les autres mesures alternatives de ce risque, à l'égard des variables macroéconomiques sont uniquement disponibles à une fréquence trimestrielle ou mensuelle.

de Croissance pour les adhérents de l'UEM, les investisseurs accordaient peu d'attention aux indicateurs économiques et d'endettement des pays de la zone euro. L'intérêt des investisseurs à l'égard de ce risque s'est manifesté avec le déclenchement de la crise financière de 2007, et s'est intensifié suite à la mutation de cette dernière en une crise de la zone euro. Afonso, Arghyrou et al. (2012) et Arghyrou et Kontonikas (2012), entre autres, calculent les anticipations des ratios (Dette Publique/PIB) et (Solde Budgétaire/PIB) pour chaque pays, afin d'évaluer la soutenabilité des finances publiques et son impact sur les rendements des obligations souveraines. Sur des régressions réalisées sur les spreads obligataires souverains des pays de la zone euro, leurs résultats empiriques ont démontré que seulement le ratio (Solde Budgétaire/PIB) anticipé est significatif durant toute la période étudiée[20]. Par ailleurs, à partir de mars 2009, le pouvoir explicatif de ce ratio devient plus important dans l'explication des écarts des taux de rendements obligataires entre les pays de la zone euro. En revanche, le ratio (Dette Publique/PIB) anticipé, n'est significatif qu'à partir d'août 2007, avec un effet plus prononcé sur les spreads à partir de mars 2009. Barbosa et Costa (2010) ont testé l'impact du risque spécifique à travers deux variables : des variables macroéconomiques et les primes des CDS souverains. Les régressions menées en considérant à chaque fois une des deux variables, ont démontré la significativité de ces mesures de risque spécifique dans la détermination des spreads souverains, surtout après la faillite de *Lehman Brothers* (mi-septembre 2008). De même, Barrios et al. (2009) ont démontré que jusqu'à juillet 2007, les variables liées au facteur de risque spécifique n'expliquent pas la dynamique des spreads souverains et que leur significativité est avérée au-delà de cette date. Toutefois, cette approche consistant à expliquer les spreads souverains par les spreads de CDS nous semble un peu tautologique, puisque les spreads obligataires et les spreads de CDS expriment tous deux le même risque de défaut perçu et ont tendance à s'ajuster l'un sur l'autre comme l'ont montré par exemple Coudert et Gex (2010b).

2.2.4. Facteur de risque de liquidité

Similairement aux autres facteurs de risque, la liquidité peut être mesurée à travers différentes variables. Plusieurs études se réfèrent à la profondeur du marché obligataire mesurée par le spread bid-ask des obligations d'États pour l'appréciation de ce risque (Barrios et al. (2009), Gerlash et al. (2010) et Afonso, Arghyrou et al. (2012), Bernoth et Erdogan (2012)). En général, le bid-ask spread représente la différence entre le prix

[20] Les périodes étudiées s'étendent entre janvier 1999 et décembre 2010 pour Afonso, Arghyrou et al. (2012), et janvier 1999 et août 2011 pour Arghyrou et Kontonikas (2012).

d'achat et le prix de vente d'un titre sur le marché, c'est aussi la différence entre le prix le plus haut qu'un acheteur est en mesure de payer pour un actif (prix offert) et le prix le plus bas auquel un vendeur accepte de vendre l'actif (prix demandé). Sur le marché obligataire, une augmentation du spread bid-ask d'une obligation souveraine correspond à une contraction de la liquidité sur ce marché et peut affecter les spreads (souverains ou non).

Par ailleurs, d'autres études emploient le spread entre les rendements des obligations KfW[21] et le Bund allemand (Barbosa et Costa (2010), Monfort et Renne (2014), De Santis et Stein (2015), Schwartz (2010)). Attinasi et al. (2009), Barbosa et Costa (2010) et Arghyrou et Kontonikas (2012) utilisent, entre autres, la taille du marché obligataire mesurée par la dette émise par un pays sur la dette totale de la zone euro. D'autres mesures peuvent également être employées à savoir, le volume d'échange sur le marché obligataire, le ratio de rotation (mesure de la fréquence d'échange d'une obligation), la valeur des obligations émises (mesure de la profondeur du marché). Les signes attendus de l'impact sur les spreads souverains pour les mesures du risque de liquidité sont exposés dans le *tableau 2.3*.

TABLEAU 2.3 - Facteur de risque de liquidité

Mesures	**Signe attendu sur le spread**
Bid-ask spread des obligations gouvernementales	+
Spread KfW	+
Taille du marché obligataire souverain	-
Volume d'échange	-

Le rôle de la liquidité dans la détermination des variations des spreads souverains est mitigé en termes de significativité et de signe attendu. Arghyrou et Kontonikas (2012) ont démontré qu'avant la crise des sub-primes, bien qu'elle soit significative, la liquidité exerce un impact de signe positif, contrairement au signe négatif attendu. Pour Afonso, Arghyrou et al. (2012), la liquidité n'affecte la dynamique des spreads souverains qu'à partir de mars 2009, date de début de la crise de la dette souveraine. Pour Barrios et al. (2009), avant la crise financière (entre mars 2003 et juillet 2007), la liquidité est pour la plupart des cas non significative et ressort avec un signe différent du signe attendu.

[21] Les KfW sont des obligations émises par le groupe bancaire KfW détenu par l'État allemand. Le groupe vise à promouvoir le développement économique, social et écologique. Les obligations de la KfW sont explicitement garanties par le gouvernement allemand.

Toutefois, à partir d'août 2007, l'impact de cette variable devient, en majorité, significatif et de signe attendu.

En conclusion, les études menées sur la période antérieure à la crise financière (jusqu'à août 2007) ne concluent pas de manière unanime quant à l'impact de chacun des trois facteurs retenus dans l'explication des spreads souverains. En revanche, les investigations réalisées sur les spreads, après le déclenchement de la crise des sub-primes et à l'aune de la crise obligataire souveraine, ont des conclusions convergentes montrant l'importance des facteurs de risque global et de risque spécifique dans la détermination des rendements obligataires des pays de la zone euro. Outre ces facteurs, certaines études ont révélé l'existence d'un effet de contagion au sein des pays de la zone euro, qui peut jouer un rôle important dans la transmission des facteurs de risque d'un pays à un autre et en conséquent, dans l'élargissement de leurs spreads (Afonso, Arghyrou et al. (2012), Longstaff et al. (2011) et Arghyrou et Kontonikas (2012)).

Par ailleurs, plusieurs autres variables ont été considérées pour expliquer la dynamique des spreads souverains en dehors de ces trois facteurs mentionnés précédemment (risques global, spécifique et de liquidité). Ces variables peuvent être liées au niveau de compétitivité du pays, appréciée par le taux de change effectif réel (Afonso, Arghyrou et al. (2012) et Arghyrou et Kontonikas (2012)), au développement de son économie, évalué par le taux de croissance du PIB ou encore par le taux de croissance du volume de sa production industrielle, reflétant le cycle économique du pays (Afonso, Arghyrou et al. (2012), Arghyrou et Kontonikas (2012)). Aussi, des variables qualitatives (muettes) ont été adoptées afin de détecter des changements éventuels de l'impact des variables explicatives retenues sur les spreads souverains, liés à la survenance d'un événement ou d'une annonce majeurs sur les marchés financiers. Les signes attendus de l'impact de ces variables sur les spreads souverains sont exposés au niveau du *tableau 2.4*.

TABLEAU 2.4 - Autres variables explicatives

Mesures	**Signe attendu sur le spread**
Variable dépendante retardée	+
Taux de croissance du volume de la production industrielle	-
Contagion	+
Taux de change effectif réel	+

2.3. Présentation de l'échantillon et description de la période d'étude

L'analyse empirique couvre un échantillon constitué des premiers pays[22] à avoir adopté la monnaie unique au 1er janvier 1999, à savoir l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce[23], l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal. Les autres pays de la zone euro n'ont pas été considérés au niveau de notre échantillon, en raison de leur intégration relativement récente à l'UEM[24], et de la taille étroite de leurs marchés obligataires (Attinasi et al. (2009)), comparativement aux autres pays retenus. L'Allemagne est considérée comme un pays référent pour le calcul des spreads souverains des pays de la zone. Sur le choix des pays, il faut noter que la crise de la zone euro concerne un ensemble de pays de la zone, notamment l'Irlande et le Portugal, bien que la Grèce ait été le pays le plus touché.

La période d'étude s'étend entre le 1er janvier 2006 et le 31 décembre 2014. Bien que les premières manifestations de la crise de la dette publique ne soient apparues qu'en 2009, le choix de cet échantillon temporel est justifié par diverses considérations. Premièrement, l'étude de l'évolution des dettes publiques par rapport au PIB et des comptes courants des pays de la zone euro (cf. *Chapitre 1*) a démontré que ces ratios ont connu des niveaux alarmants pour certains pays, avant même le déclenchement de la crise des sub-primes en 2007. De ce fait, nous avons jugé opportun de fixer la date de janvier 2006 comme début de notre période d'étude, afin de déceler si les rendements des obligations publiques tenaient compte de la fragilisation de certains indicateurs économiques à cette période ou pas. Deuxièmement, et comme il a été évoqué précédemment (cf. *Chapitre 1*), le déclenchement de la crise financière mondiale en 2007 a suscité l'intervention des États auprès des banques et des institutions financières afin d'éviter leur faillite, maintenir la stabilité financière et relancer la croissance. Ceci a engendré l'accroissement des dettes publiques et la fragilisation des fondamentaux de certains pays de la zone euro, entraînant une crise obligataire sans précédent au sein des pays développés. Ainsi, il sera intéressant d'étudier les différentes phases de développement de cette crise, depuis la crise financière et jusqu'à sa mutation en crise obligataire. Troisièmement, nous avons voulu étudier le comportement des spreads souverains au-delà de la phase la plus intense de la crise de la dette européenne, en

[22] A l'exception du Luxembourg en raison de l'indisponibilité des données.
[23] La Grèce a intégré la zone euro en 2001.
[24] Chypre en 2008, Estonie en 2011, Lettonie en 2014, Lituanie en 2015, Slovaquie en 2009 et Slovénie en 2007. *Source : BCE.*

prolongeant notre période d'étude jusqu'à fin 2014 afin de comprendre quels ont été les facteurs décisifs qui ont permis au marché de retrouver des niveaux habituels.

Par le choix de cet échantillon, notre étude présente l'avantage d'étudier les écarts des obligations souveraines au lendemain de la crise de la zone euro, alors qu'à notre connaissance, la majorité des études s'est uniquement focalisée sur l'analyse de la dynamique des spreads souverains au cours des périodes de crise, c'est-à-dire entre 2009 et la fin de 2011.

Les données utilisées dans l'analyse sont de fréquence journalière, mensuelle et trimestrielle, selon leur disponibilité. Nous avons choisi de standardiser toutes les données à une fréquence mensuelle. Ainsi, une moyenne mensuelle des observations disponibles a été calculée.

Afin de mieux interpréter la dynamique des spreads souverains au cours de la période fixée, et tenant compte des changements importants qu'ont connus les marchés financiers durant la même période, nous avons choisi de scinder notre période d'étude en sous-périodes. Pour l'identification de chacune de ces sous-périodes, nous avons reconstitué l'enchainement des événements importants qui ont marqué les marchés financiers internationaux entre janvier 2006 et décembre 2014. Pour appuyer nos choix, nous avons tenu compte de la volatilité, puisque cet indicateur permet de refléter le climat d'incertitude auquel est confronté un marché.

La volatilité peut être évaluée par deux mesures : soit par la volatilité historique de l'indice boursier soit par son indice de volatilité implicite. La volatilité historique se calcule à partir des prix historiques observés, comme un écart type glissant des rendements journaliers sur une fenêtre donnée (par exemple de 1 mois ou de 6 mois).

La volatilité implicite peut être directement extraite du prix de marché des options. Contrairement à la mesure de la volatilité historique, cette mesure reflète la volatilité future anticipée par le marché.

Pour étudier la volatilité sur le marché des changes, Coudert et Mignon (2011), utilisent l'indice de volatilité implicite « VIX » pour scinder leur période d'analyse en sous-période de forte ou faible volatilité. Cet indice représente un indicateur de volatilité du marché financier américain, mesurant la volatilité de l'indice S&P 500 et calculé quotidiennement par le *Chicago Board Options Exchange* (CBOE). Une faible volatilité sur ce marché correspond à une période de tranquillité, alors qu'une forte volatilité indique généralement des périodes de turbulences et donc de crises (Whaley (2000)).

Par analogie, et comme nos travaux portent sur l'analyse des spreads souverains de la zone euro, nous avons choisi de nous référer à l'indice de volatilité du marché financier européen, à savoir le Vstoxx. L'étude des événements majeurs qui ont marqué les marchés financiers sur la période entre janvier 2006 et décembre 2014 (*Tableau 2.5*), couplée aux observations de l'évolution de l'indice Vstoxx sur la même période (*Annexe 2.1*), nous ont permis de distinguer les quatre sous-périodes suivantes :

- Janvier 2006 - juillet 2007 : Période d'avant crise ;
- Août 2007 - septembre 2009 : Crise financière des sub-primes ;
- Octobre 2009 - août 2012 : Crise de la zone euro ;
- Septembre 2012 - décembre 2014 : Retour à la normale.

TABLEAU 2.5 - Evénements qui ont marqué les marchés financiers entre janvier 2006 et décembre 2014

Evénements	Evolution du Vstoxx
Sous-période 1 : Janvier 2006 - juillet 2007 Période d'avant crise	
Période caractérisée par la stabilité des marchés financiers et la convergence des niveaux des spreads de crédit souverains entre les pays de la zone euro.	L'indice de volatilité Vstoxx a affiché une moyenne de 16,83%, entre le 1er janvier 2006 et le 31 juillet 2007.
Sous-période 2 : Août 2007* - septembre 2009 Crise financière des sub-primes	
-Entre le 18 septembre 2007 et le 16 décembre 2008 : la Fed a abaissé son taux directeur, le ramenant de 5,25% à une marge de fluctuation allant de 0% à 0,25%.	L'indice de volatilité Vstoxx a culminé à 34,74% le 16 août 2007, contre une moyenne de 16,83%, enregistrée entre le 1er janvier 2006 et le 31 juillet 2007. Une importante hausse de cet indice a été également observée après la faillite de *Lehman Brothers* en septembre 2008, passant de 21% à plus de 87% en seulement quelques jours, avant de retrouver ses niveaux d'avant crise.
-Entre le 08 octobre 2008 et le 07 mai 2009 : la BCE a réduit son taux directeur de 4,25% à un niveau historique de 1%.	
-Le 15 septembre 2008 : *Lehman Brothers* dépose son bilan et déclare sa faillite. La crise des sub-primes, partie des États-Unis, affecte les banques européennes et la BCE injecte 125 milliards d'euro en une semaine dans des opérations de refinancement de ces banques.	
-Le 02 décembre 2008 : un plan de relance européen mobilisant 200 milliards d'euros, soit 1,5% du PIB européen, est approuvé par les chefs d'États européens.	
-Le 13 et 14 janvier 2009 : un deuxième plan de soutien allemand à l'économie de 50 milliards d'euros et une perte annoncée par Deutsche Bank de 3,9 milliards en 2008.	
-Le 13 février 2009 : le Congrès américain et le Parlement allemand, adoptent le plan de relance de l'économie de 787 milliards de dollars et 50 milliards d'euros, respectivement.	
-Le 29 mars 2009 : la Banque d'Espagne et le gouvernement espagnol sont contraints de sauver la Caisse d'Epargne de Castille.	
-Le 07 mai 2009 : la Commission européenne propose de renforcer la surveillance bancaire au niveau de l'Union en instaurant un "Système Européen de Superviseurs Financiers".	
-Le 23 juillet 2009 : pour faire face à sa crise bancaire, monétaire et de la dette, l'Islande dépose officiellement sa demande d'adhésion à l'UE, espérant bénéficier du soutien accordé aux pays de la zone euro.	
-Le 15 septembre 2009 : le président de la FED déclare que la récession aux États-Unis est probablement terminée. De même, le gouverneur de la Banque d'Angleterre déclare que l'économie britannique est à nouveau en croissance.	
Sous-période 3 : Octobre 2009 – août 2012 Crise de la zone euro	
-Le 15 octobre 2009 : le gouvernement grec nouvellement élu déclare que la prévision de déficit pour 2009 est de 12% du PIB au lieu de 6% annoncé par l'ancien gouvernement conservateur. En référence à De Santis (2012), le 16 octobre 2009 désigne le début de la crise de la dette publique de la zone euro, après le discours parlementaire par le Premier ministre grec Georges Papandreou. A partir de cette date, plusieurs événements se sont succédé :	
-Le 14 janvier 2010 : le gouvernement grec adopte un premier plan d'austérité qui vise une réduction du déficit public à 2,8% du PIB en 2012.	

-Le 02 mai 2010 : la zone euro valide un premier plan d'aide à la Grèce pour 110 milliards d'euros sur trois ans, dont 30 milliards à financer par le FMI.	
-Le 10 mai 2010 : l'Union européenne et le FMI créent le Fonds Européen de Stabilité Financière (FESF), un plan de stabilisation à hauteur de 750 milliards d'euros, dont l'objectif est d'enrayer tout phénomène de contagion à d'autres pays. La participation du FMI à ce plan est de 250 milliards d'euros, sous la forme de prêts exceptionnels. Le FESF est devenu officiellement opérationnel le 4 août 2010. La durée de vie de ce fond est limitée à 3 ans.	Après une période de repli, l'indice Vstoxx a enregistré de nouveau une tendance haussière de ses niveaux, surtout en mai 2010, suite à la création du FESF et la validation du premier plan d'aide au profit de la Grèce, ou encore entre août et novembre 2011, après la dégradation de la note souveraine américaine.
-Le 29 juillet 2010 : l'Italie adopte un plan d'austérité afin de réduire sa dette publique qui a culminé à près de 120% du PIB.	
-Le 28 novembre 2010 : l'Irlande demande le soutien financier du FESF, validé pour une aide de 85 milliards d'euros.	
-Le 03 mai 2011 : le Portugal, troisième pays qui a demandé l'assistance financière de l'Union européenne et du FMI, s'engage en contrepartie à ramener son déficit de 5,9% en 2011 à 3% en 2013.	
-Le 05 août 2011 : *Standard & Poor's* dégrade la note de la dette américaine d'un cran à AA+, pour la première fois de son histoire.	
-Le 04 décembre 2011 : le nouveau gouvernement italien annonce un troisième plan de rigueur pour l'Italie, portant sur des réformes structurelles.	
-Le 21 février 2012 : Second plan d'aide à la Grèce, ramenant le total des aides obtenues à 237 milliards d'euros, en échange d'une nouvelle cure d'austérité sans précédent.	
-Le 10 juin 2012 : l'Espagne demande l'assistance financière de la zone euro pour une aide maximale de 100 milliards d'euros, en contrepartie de la recapitalisation de ses banques.	
-Durant la même période, nombreux pays européens ont connu la dégradation de leur notation de la part des trois agences de notation, *Moody's, Standard & Poor's* et *Fitch Ratings*, notamment l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, les Pays-Bas, la Slovénie, etc.	
Sous-période 4 : Septembre 2012 – décembre 2014 Retour à la normale	
-Le 06 septembre 2012 : la BCE calme les marchés et annonce le rachat illimité des dettes des pays de la zone euro attaqués, notamment l'Espagne et l'Italie. Impact positif immédiat sur les bourses européennes et sur le coût des emprunts espagnols et italiens.	
-Le 08 octobre 2012 : mise en place du Mécanisme Européen de Stabilité (MES), un fonds doté de 700 milliards d'euros et qui peut intervenir sur les marchés à travers une recapitalisation directe des banques de la zone euro, sans alourdir la dette des États.	Le Vstoxx retrouve ses niveaux d'avant crise financière.
-Le 31 octobre 2013 : le gouvernement grec affiche pour la première fois un excédent primaire (hors charge de la dette) de 2,6 milliards d'euros, enregistré entre janvier et juillet, et annonce un retour à la croissance prévu pour 2014 de 0,6%.	

*En référence à Attinasi et al. (2009), Barrios et al. (2009), Afonso, Arghyrou et al. (2012) et Arghyrou et Kontonikas (2012), le mois d'août 2007 correspond à la plus grande mise à disposition de fonds de sauvetage par la BCE dans le système financier européen, afin d'accroître la liquidité qui manquait au marché.

Source : Banque de France. Documents et débats, N°4. Mai 2012.

2.4. Déterminants des spreads obligataires souverains

Afin d'étudier la dynamique des spreads obligataires souverains des pays de la zone euro, différentes variables peuvent être utilisées. En référence à la littérature existante, ces variables peuvent être regroupées en trois facteurs, à savoir le facteur de risque global, le facteur de risque spécifique et le facteur de liquidité. Dans cette section, nous allons tout d'abord aborder la mesure retenue pour le calcul de notre variable dépendante ; le spread obligataire souverain. Ensuite, nous allons exposer les variables explicatives des spreads, leurs sources et leurs modes de calcul.

2.4.1. Variable dépendante : Données, faits stylisés et statistiques descriptives

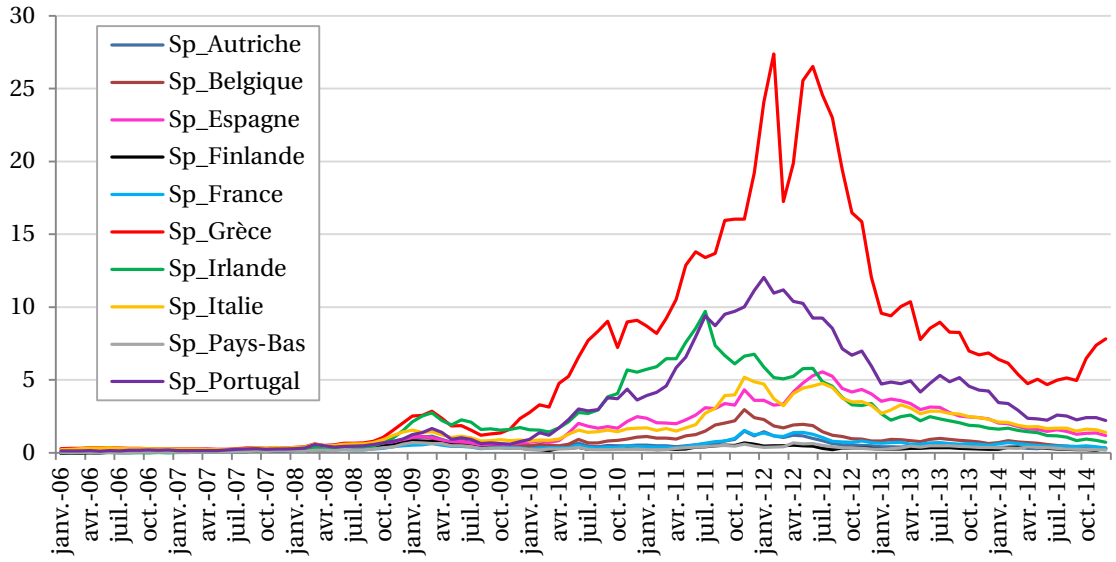
Le spread obligataire souverain représente le différentiel des taux de rendement entre une obligation émise par un pays donné de la zone euro et le rendement d'un actif sans risque. Similairement aux travaux recensés dans la revue de la littérature, nous considérons le Bund allemand comme un actif sans risque (pays référent). Ainsi, nous retenons les taux de rendement obligataires souverains à maturité 10 ans. Cette dernière constitue la maturité de référence sur le marché de la dette publique. A l'instar d'Afonso, Arghyrou et al. (2012), les données relatives aux taux de rendement des obligations gouvernementales des pays de notre échantillon sont extraites de la base de données de la Banque Centrale Européenne[25], à une fréquence mensuelle.

2.4.1.1 Spreads obligataires souverains : Faits stylisés

Au cours de ces dernières années, la perception des investisseurs du risque de défaut souverain a constamment évolué d'un pays à un autre. La *figure 2.1* expose l'évolution des spreads obligataires à 10 ans des pays de la zone euro.

[25] http://goo.gl/1QsZh6

FIGURE 2.1 - Evolution des spreads obligataires souverains des pays de la zone euro



Source : BCE

Avant la crise des sub-primes de 2007, les écarts des obligations souveraines à 10 ans ont connu une évolution stable à des niveaux faibles et ce, malgré la détérioration des fondamentaux macroéconomiques et budgétaires de certains pays. À partir d'août 2007, une hausse des spreads a été observée. Cette hausse a été plus prononcée pour certains pays comme la Grèce, l'Irlande et le Portugal. Ensuite, entre avril et octobre 2009, une période de stabilité relative a été observée, durant laquelle les spreads obligataires se sont légèrement réduits. Cette période correspondait, en effet, aux interventions menées par certains États, à travers la mise en place des plans de soutien et de relance au profit de nombreuses institutions financières, ce qui a permis de calmer les marchés et d'atténuer l'aversion générale au risque, momentanément.

Toutefois, à partir d'octobre 2009, les spreads souverains ont connu un élargissement sans précédent. Cette hausse a été déclenchée suite à la révision à la hausse du déficit grec par le nouveau gouvernement élu. L'annonce a été suivie par la dégradation de la note souveraine de la Grèce, entre autre par *Fitch Ratings* de A à A- avec une perspective négative. Ainsi, la soutenabilité des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques de la Grèce et de certains autres pays considérés comme fragiles a été scrutée par les investisseurs. Ce problème particulièrement observé en Grèce a soulevé les disparités existantes entre les pays de la zone euro, en matière de solde budgétaire et de niveau de dette publique. En effet, les mesures de soutien entreprises au profit du système financier et de la relance de la croissance, couplées à une diminution des revenus de taxation engendrée par la contraction de l'économie, ont largement contribué à creuser le déficit budgétaire et à l'accroissement de l'endettement public de ces pays.

Le *tableau 2.6* expose les niveaux historiques du ratio (Solde Budgétaire/PIB) enregistrés entre 2006 et 2009 sur les 11 pays fondateurs de la zone euro, et renseigne sur l'évolution qui était alors attendue pour ces ratios à l'horizon de 2012 par la Commission Européenne.

TABLEAU 2.6 - Solde Budgétaire en pourcentage du PIB

	Historique				Prévision		
	2006	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**	**2011**	**2012**
Allemagne	-1,6	0,3	0,1	-3	-3,7	-2,7	-1,8
Autriche	-1,6	-0,4	-0,5	-3,5	-4,3	-3,6	-3,3
Belgique	0,3	-0,3	-1,3	-6	-4,8	-4,6	-4,7
Irlande	2,9	0	-7,3	-14,4	-32,3	-10,3	-9,1
Grèce	-5,7	-6,4	-9,4	-15,4	-9,6	-7,4	-7,6
Espagne	2	1,9	-4,2	-11,1	-9,3	-6,4	-5,5
France	-2,3	-2,7	-3,3	-7,5	-7,7	-6,3	-5,8
Italie	-3,4	-1,5	-2,7	-5,3	-5	-4,3	-3,5
Portugal	-4,1	-2,8	-2,8	-9,3	-7,3	-4,9	-5,1
Finlande	4	5,2	4,2	-2,5	-3,1	-1,6	-1,2
Pays-Bas	0,5	0,2	0,6	-5,4	-5,8	-3,9	-2,8

Source: Economic Forecast, European Commission - Autumn 2009 & Autumn 2010.

En 2009, à l'exception de l'Allemagne et la Finlande, tous les pays ont affiché un déficit budgétaire en pourcentage du PIB au-dessus du seuil de 3% autorisé par le Traité de Maastricht. Le déficit budgétaire de la Grèce par rapport à son PIB a considérablement augmenté, passant de 5,7% à 15,4% entre 2006 et 2009. Le même scénario a été observé en Irlande, dont le ratio est passé d'un surplus de 2,9% à un déficit de 14,4% sur la même période. En revanche, l'Allemagne a connu une hausse maîtrisée de son déficit qui s'est établi à 3,0% en 2009, contre 1,6% en 2006. D'un autre côté, les prévisions réalisées par la Commission Européenne pour 2010, 2011 et 2012, montrent qu'un déficit budgétaire substantiel est attendu pour tous les pays. Uniquement l'Allemagne et la Finlande auraient été en mesure de respecter le seuil de 3% autorisé.

Par ailleurs, les taux d'intérêt observés sur les marchés obligataires attestent alors du statut de benchmark que joue le Bund allemand. Selon Beber et al. (2009), au cours des périodes de tensions, particulièrement sur les marchés obligataires, les investisseurs sont généralement amenés à restructurer leur portefeuille en vendant des actifs perçus comme risqués et non liquides et en achetant d'autres non risqués et plus liquides, faisant référence aux phénomènes de « fuite vers la qualité » et de « fuite vers la liquidité », respectivement.

Le phénomène de « fuite vers la liquidité » est exposé au niveau de la *figure 2.2*. Cette figure expose l'évolution du taux de rendement du Bund allemand à 10 ans contre le Vstoxx[26], perçu comme un indicateur de risque global, commun à tous les pays.

FIGURE 2.2 - Phénomène de « Fuite vers la liquidité »

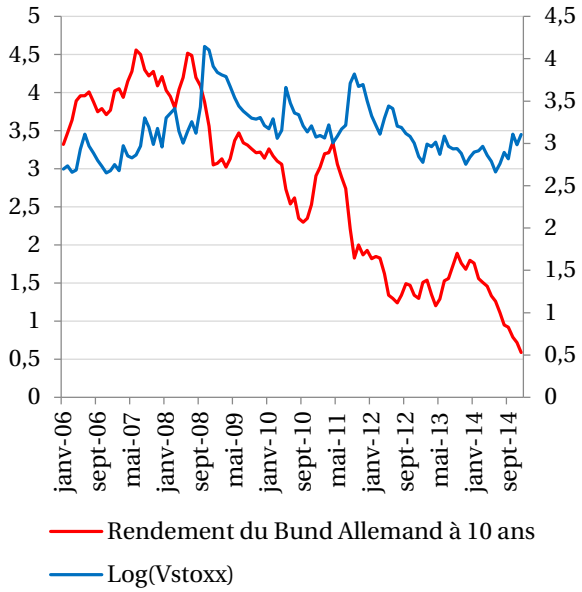
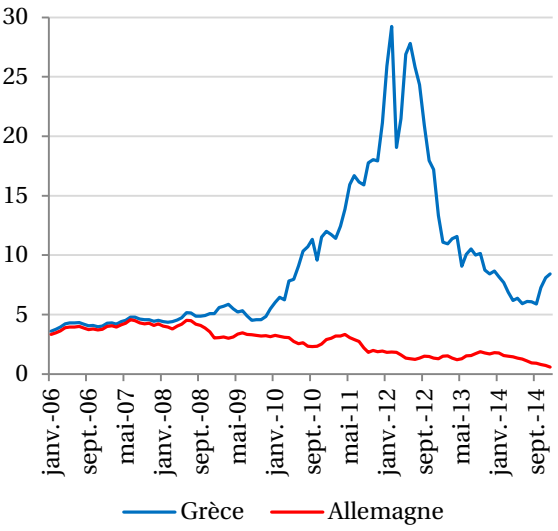


FIGURE 2.3 - Phénomène de « Fuite vers la qualité »



Durant les périodes de la crise des sub-primes des États-Unis (été 2007) et celle de la zone euro (à partir de l'automne 2009), lorsque le Vstoxx augmente, le rendement du Bund diminue, démontrant l'afflux des investisseurs vers les actifs les plus liquides au cours de ces périodes de tension. Néanmoins, il est vrai que la baisse des taux d'intérêt à court terme par la BCE peut aussi expliquer ces évolutions.

La comparaison de l'évolution des taux de rendement des obligations grecques et allemandes à 10 ans (*Figure 2.3*) renseigne sur le phénomène de « fuite vers la qualité ». A partir de l'été 2007, nous remarquons une divergence dans les tendances des deux taux de rendement. Plus le rendement des obligations de la Grèce augmente, plus les rendements du Bund diminuent, démontrant l'afflux des investisseurs vers les actifs les plus sûrs. Ces résultats confortent notre choix de considérer les obligations allemandes comme obligation de référence pour le calcul des spreads souverains des pays de la zone euro.

[26] L'indice de volatilité sur le marché de l'*Eurostoxx 50*.

2.4.1.2 Spreads obligataires souverains : Statistiques descriptives

Dans le but d'étudier la dynamique des spreads souverains entre janvier 2006 et décembre 2014, une analyse descriptive de ces spreads a été menée. Le *tableau 2.7* expose les résultats de cette analyse sur les pays de notre échantillon.

TABLEAU 2.7 - Analyse descriptive des spreads souverains (Janv. 2006-déc. 2014)

Pays	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Sp_Autriche	0,449	0,328	0,010	1,490
Sp_Belgique	0,723	0,596	0,030	2,970
Sp_Espagne	1,610	1,487	0,010	5,550
Sp_Finlande	0,284	0,183	-0,040	0,800
Sp_France	0,452	0,343	0,020	1,540
Sp_Grèce	6,456	6,944	0,230	27,390
Sp_Irlande	2,303	2,305	-0,010	9,710
Sp_Italie	1,658	1,322	0,210	5,190
Sp_Pays_Bas	0,283	0,178	-0,020	0,690
Sp_Portugal	3,171	3,319	0,110	12,030

Sur cette période, nous remarquons une dispersion entre les écarts des rendements des obligations souveraines des différents pays, reflétant une hétérogénéité des risques souverains. Pour l'Espagne, l'Irlande, l'Italie, le Portugal et la Grèce, la moyenne des spreads est supérieure à 1. Parallèlement, ces pays enregistrent les niveaux les plus élevés de volatilité. En revanche, les autres pays de notre échantillon, à savoir l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France et les Pays-Bas, ont connu des spreads souverains moins élevés avec des rendements moins volatiles. Le spread souverain de la Grèce a culminé à 27,4, contre uniquement 0,69 enregistré par les Pays-Bas. D'un autre côté, nous observons des spreads de crédit négatifs pour certains pays de notre échantillon, notamment la Finlande et les Pays-Bas. En effet, la solidité des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques de ces pays par rapport aux autres pays de la zone euro, a joué en leur faveur avec des taux de rendement obligataires supérieurs aux taux longs du Bund allemand, pour certaines périodes.

En raison des mouvements extrêmes qui peuvent affecter la moyenne et la volatilité des spreads souverains dus à la survenance de la crise des sub-primes et de la dette publique au cours de notre période d'analyse, nous avons analysé la dynamique des spreads sur les quatre sous-périodes fixées, distinctement. Le *tableau 2.8* montre que, pratiquement, tous les pays de la zone euro ont connu une hausse de leurs spreads obligataires souverains au cours de la crise de la dette publique (octobre 2009- août 2010), mais à des degrés différents. D'un côté, l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie et le Portugal, dont la moyenne et la volatilité des spreads ont fortement augmenté. D'un

autre côté, certains pays enregistrent une faible hausse (Autiche et Pays-Bas), voire un léger recul (Finlande) de leurs spreads moyens et une baisse de leurs volatilités. Ceci correspond à la théorie de « fuite vers la liquidité ». Néanmoins, sur la période de crise de la dette souveraine, les spreads obligataires sont supérieurs à la moyenne sur l'ensemble de l'échantillon. Ils ont atteint leur maximum sur la période de crise obligataire et leur minimum pendant la période avant la crise financière.

Egalement, aucun des pays de notre échantillon n'a connu un spread négatif au cours de la crise de la dette souveraine. Ce résultat ne peut que confirmer le statut de benchmark dont jouissent les obligations de l'État allemand, et corrobore la théorie de « fuite vers la qualité ».

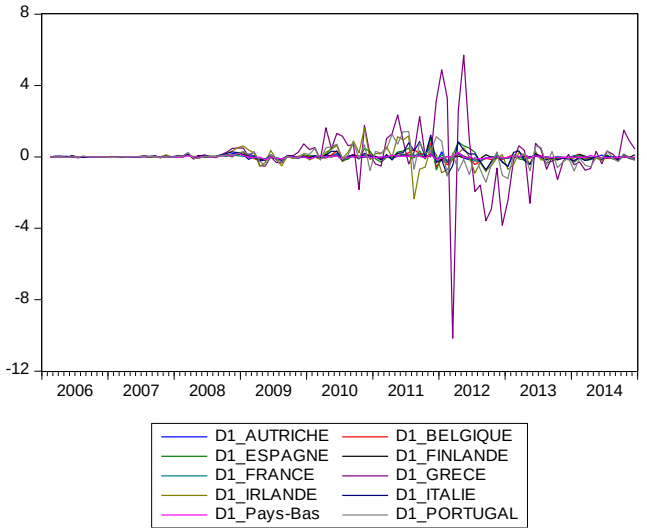
TABLEAU 2.8 - Analyse descriptive des spreads souverains sur les sous-périodes

Pays	Sous-Périodes	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Sp_Autriche	P1	0,045	0,021	0,010	0,090
	P2	0,475	0,324	0,080	1,140
	P3	0,687	0,320	0,380	1,490
	P4	0,402	0,086	0,220	0,550
Sp_Belgique	P1	0,059	0,020	0,030	0,120
	P2	0,493	0,287	0,140	1,110
	P3	1,249	0,671	0,420	2,970
	P4	0,733	0,214	0,320	1,120
Sp_Espagne	P1	0,038	0,025	0,010	0,100
	P2	0,481	0,319	0,100	1,100
	P3	2,546	1,424	0,570	5,550
	P4	2,557	1,038	1,190	4,420
Sp_Finlande	P1	0,032	0,037	-0,040	0,090
	P2	0,363	0,234	0,090	0,800
	P3	0,354	0,127	0,160	0,670
	P4	0,293	0,056	0,180	0,400
Sp_France	P1	0,044	0,018	0,020	0,080
	P2	0,297	0,159	0,090	0,630
	P3	0,674	0,402	0,260	1,540
	P4	0,594	0,117	0,330	0,800
Sp_Grèce	P1	0,288	0,036	0,230	0,350
	P2	1,136	0,822	0,300	2,850
	P3	12,213	7,767	1,360	27,390
	P4	8,386	3,694	4,670	19,420
Sp_Irlande	P1	0,017	0,026	-0,010	0,090
	P2	1,015	0,897	0,100	2,740
	P3	4,777	2,235	1,430	9,710
	P4	1,957	0,832	0,720	3,790
Sp_Italie	P1	0,265	0,041	0,210	0,340
	P2	0,788	0,406	0,280	1,550
	P3	2,454	1,483	0,820	5,190
	P4	2,418	0,698	1,400	3,760
Sp_Pays_Bas	P1	0,027	0,020	-0,020	0,060
	P2	0,312	0,205	0,080	0,690
	P3	0,357	0,136	0,190	0,670
	P4	0,336	0,083	0,190	0,470
Sp_Portugal	P1	0,159	0,030	0,110	0,230
	P2	0,677	0,404	0,240	1,660
	P3	5,922	3,791	0,580	12,030
	P4	4,091	1,528	2,220	7,130

Par ailleurs, un diagnostic de stationnarité réalisé par l'application du test *Augmented Dickey Fuller* (ADF) (*Annexe 2.2*) indique que toutes les séries de spreads souverains sont intégrées d'ordre 1, au seuil de 5%, et donc non stationnaires.

Une représentation graphique des spreads souverains en différence (*Figure 2.4*) montre l'apparition de la volatilité en fin 2008 et son intensification à partir de janvier 2010. Aussi, nous pouvons remarquer l'existence d'un phénomène de regroupement de volatilité « *volatility clustering* ». Ce phénomène a été mis en évidence par Mandelbrot (1963) qu'il résume par « de fortes variations tendent à être suivies par de fortes variations, et des faibles variations par des faibles variations ».

FIGURE 2.4 - Représentation graphique de l'évolution des spreads souverains en différence



D'un autre côté, l'étude des moments d'ordre 3 et 4 des spreads obligataires (*Annexe 2.3*) nous a permis de relever un excès de kurtosis reflété à travers un coefficient largement supérieur à celui de la distribution normale pour la majorité des pays, et particulièrement pour la Grèce.

2.4.2. Variables explicatives : Données, faits stylisés et statistiques descriptives

2.4.2.1 Variables relatives au facteur de risque global

Ce facteur traduit l'aversion face au risque international et est considéré comme un facteur commun à tous les pays. Il est généralement mesuré par l'incertitude sur les marchés financiers et/ou par un indicateur de prime de risque lié aux obligations privées (*corporate*). Les variables sélectionnées pour sa quantification sont :

a- Vstoxx (V2X)

Il s'agit de l'indice de volatilité sur le marché de l'*Eurostoxx 50*. Ce dernier regroupe les 50 actions dont les capitalisations sont les plus grandes de la zone euro. Plus le prix des actions est volatile, plus la perception générale du risque est importante, ce qui fait augmenter les primes de risques et les spreads obligataires. Les données sont collectées sur internet[27] et exprimées en fréquence journalière.

b- US Swap Spread

Ce spread est égal à la différence entre le taux swap américain à 10 ans et le taux de rendement du Bon de Trésor américain (*T-Notes*[28]), de même maturité. Les swaps sont échangés sur le marché interbancaire qui est généralement très liquide. Ainsi, si leurs taux affichent une différence par rapport au taux sans risque, qui est aussi très liquide, alors cette prime reflète le risque de contrepartie du marché (Codogno et al. (2003) et Favero et al. (2010)). De ce fait, une relation positive est attendue. Les données sont collectées sur la Federal Reserve Database et sont exprimées en fréquence mensuelle.

c- US Corporate spread

Le spread de crédit corporate est une mesure fréquemment utilisée comme proxy de l'aversion au risque global (Codogno et al. (2003), Manganelli et Wolswijk (2009), Attinasi et al. (2009), Barrios et al. (2009), De Santis (2014)). Le spread de crédit corporate est égal à la différence entre les taux de rendement d'une obligation privée (*corporate*) de note (Baa) et d'une obligation privée notée (Aaa), à maturité égale. Dans les périodes de forte tension, on assiste à un élargissement des spreads corporate, expliqué par une orientation générale vers les titres les moins risqués. Bénéficiant du statut de benchmark, un afflux des investisseurs vers les Bunds allemands sera observé, entraînant une diminution de son taux de rendement et en conséquent, un élargissement des spreads obligataires souverain. Une relation positive est donc attendue entre les spreads corporate et souverains. Les données sont extraites de la Federal Reserve Database et sont exprimées en fréquence mensuelle.

d- Ted-Spread

Ce spread est égal à la différence entre un taux risqué (Libor à 3 mois) et un taux sans risque (bon du Trésor Américain) de même maturité, sur le marché monétaire. Selon Gerlach et al. (2010), ce spread devrait être nul en l'absence d'une prime de risque

[27] https://www.stoxx.com/index-details?symbol=V2TX

[28] *Treasury Notes (T-Notes)* sont des titres de créance obligataires à moyen terme émis par le Département du Trésor des États-Unis.

associée au taux Libor. De ce fait, une hausse du Ted-Spread implique une montée de l'aversion au risque sur le marché monétaire, qui se retrouve sur le marché obligataire. Ainsi, les spreads obligataires augmentent. Les données sont collectées directement sur la Federal Reserve Database et sont exprimées en fréquence mensuelle.

e- Faits stylisés et statistiques descriptives

Nous présentons dans l'*annexe 2.4* l'évolution mensuelle des variables US Swap spread, US corporate spread et Ted-Spread (Vstoxx a été présenté en *annexe 2.1*). L'observation de ces graphiques montre que ces variables ont été largement impacté par la crise des sub-primes, en particulier lors de la faillite de *Lehman Brothers*. Aussi, nous pouvons remarquer une hausse des niveaux de ces variables entre 2011 et 2012, traduisant l'effet de la crise de la zone euro sur la montée de l'aversion mondiale au risque.

Par ailleurs, un diagnostic de stationnarité (*Annexe 2.6*) indique que seule la variable Vstoxx est stationnaire en niveau. Les trois autres variables étant intégrées d'ordre 1, au seuil de 5%, et sont donc non stationnaires.

2.4.2.2 Variables relatives à la liquidité

a- Taille du marché obligataire

A l'instar de Bernoth et al. (2004), Gomez-Puig (2006), Attinasi et al. (2009) et Arghyrou et Kontonikas (2012), la taille du marché obligataire est déterminée par le ratio rapportant les dettes publiques émises par un pays sur les dettes totales de la zone euro. Une contraction de la liquidité sur le marché obligataire public favorise la hausse des taux de rendement obligataire. Une relation négative est donc attendue entre la liquidité et les spreads souverains. Les données sont extraites de la base de données de la Banque Centrale Européenne à une fréquence mensuelle.

b- Profondeur du marché obligataire

A l'égard de Barrios et al. (2009), Gerlash et al. (2010), Afonso, Arghyrou et al. (2012) et Bernoth et Erdogan (2012), la profondeur du marché obligataire est reflétée par de spread bid-ask des obligations gouvernementales des pays de notre échantillon. Selon Bernoth et Erdogan (2012), ce spread constitue une approximation du coût d'exécution d'une transaction sur le marché obligataire et est influencé par la profondeur de ce marché, c'est-à-dire, sa capacité à absorber les ordres d'achat et de vente existants. De ce fait, un marché obligataire profond est associé à un faible spread bid-ask, d'où une prime de liquidité réduite dans les spreads souverains. Une relation positive est donc

attendue entre cette variable et les spreads. Les données sont extraites de *Bloomberg* à une fréquence hebdomadaire.

c- Spread KfW

Ce spread représente la différence entre les rendements des obligations KfW et ceux du Bund allemand. Puisqu'elles sont explicitement garanties par l'État Fédéral allemand, les bons KfW jouissent de la même qualité de crédit que les Bund. Toutefois, la liquidité des obligations KfW est inférieure à celle des Bund. Selon Monfort et Renne (2014), ce constat est attribué à diverses raisons. D'abord, la différence de taille mesurée par le volume total des émissions de chacune des obligations (les dettes négociées de l'État allemand sont trois à quatre fois plus importantes que celles du KfW). Ensuite, les Bunds sont les seules obligations livrables des contrats futures[29] des taux long terme européens (Eurex), ce qui stimule la demande en leur faveur, par rapport à d'autres dettes de la zone euro, et renforce ainsi leur liquidité. Par ailleurs, bien qu'elles soient toutes deux acceptées par la BCE comme garantie pour les opérations de refinancement, les obligations KfW et Bund ne sont pas classées dans les mêmes catégories de liquidité fixées par la BCE (les bons KfW se classent dans la deuxième catégorie de liquidité la plus élevée, alors que les Bund se retrouvent dans la première catégorie). Tous ces éléments attribuent la différence des rendements des bons KfW et Bund à une prime de liquidité exigée par les investisseurs. Schwartz (2010) et Monfort et Renne (2014) ont également démontré que cette mesure n'est pas spécifique à la liquidité du marché obligataire allemand, mais elle reflète la liquidité du marché de la dette européenne[30]. Toute différence entre les rendements des obligations KfW et ceux du Bund allemand devrait refléter une préférence des investisseurs pour les actifs à faible risque de liquidité. Une relation positive est donc attendue entre le spread KfW et les spreads souverains.

Toutefois, comme la courbe des rendements zéro-coupon des obligations KfW n'est pas directement observable, nous nous sommes référés à la courbe établie par De Santis et Stein (2015) à l'aide du modèle spline exponontiel de Merrill Lynch (*Merrill Lynch exponential spline –MLES*). Cependant, les données fournies par De Santis (2015) sont à une fréquence journalière et elles ne sont disponibles que jusqu'à la date du 20 mai 2014.

[29] Un *future* sur obligation notionnelle est fondamentalement un contrat permettant d'acquérir à terme une obligation d'État.

[30] Une forte corrélation a été observée entre le spread KfW et d'autres spreads mesurés par la différence entre des bons garantis par l'État et des obligations souveraines, pour l'Autriche, la France et les Pays-Bas.

Finalement, il est à noter qu'à l'exception du spread KfW, toutes les données liées au facteur de risque de liquidité de chaque pays ont été rapportées à celles de l'Allemagne, pays référent (rapport entre donnée pays/donnée Allemagne).

d- Faits stylisés et statistiques descriptives

Nous présentons dans l'*annexe 2.4* l'évolution mensuelle des variables « taille du marché obligataire » (Dette publique i/Dettes totales), « profondeur du marché obligataire » (spread bid-ask) et « spread KfW ». Les graphiques relatifs à la taille du marché obligataire par pays, montrent les différences de taille de ce marché entre les pays de la zone euro. Les marchés de la dette de la France et l'Italie sont les plus importants. Aussi, nous pouvons constater l'asséchement du marché de la dette de la Grèce en mars 2012. Le graphique des spreads bid-ask confirme bien cette contraction de liquidité sur le marché grec pendant la période de crise (2011-2012). Par ailleurs, le graphique du spread KfW expose clairement le phénomène de « fuite vers la qualité » vers le Bund allemand dans les périodes de crise et confirme son statut de benchmark sur le marché obligataire de la zone euro.

L'*annexe 2.5* expose les statistiques descriptives des variables liées à la liquidité, exprimées en rapport avec l'Allemagne. Pour la variable « Dette publique i/Dettes totales », les valeurs de la moyenne montrent l'importance du marché de la dette allemande par rapport au reste des pays de la zone euro (valeur inférieure à 1 pour la majorité des pays). Egalement, nous pouvons examiner l'importance des écarts-types, en particulier pour l'Espagne et la Grèce par rapport aux autres pays, traduisant la forte volatilité de leurs marchés de la dette, respectifs. Pour la variable « spread bid-ask », il est évident de constater que le Bund allemand offre les coûts de transaction les plus faibles sur le marché obligataire de la zone euro (moyenne supérieure à 1 et qui culmine à 126 pour la Grèce).

Par ailleurs, un diagnostic de stationnarité (*Annexe 2.6*) indique que les variables « Dette publique i/Dettes totales » et « spread KfW » sont intégrées d'ordre 1, au seuil de 5%, et donc non stationnaires. Le « spread bid-ask » est stationnaire pour la Finlande, l'Italie et les Pays-Bas et intégré d'ordre 1 pour les autres pays.

2.4.2.3 Variables relatives au facteur de risque spécifique

Ce facteur est lié aux spécificités d'un pays et porte généralement sur ses fondamentaux macroéconomiques et les variables relatives à ses finances publiques, susceptibles d'affecter sa capacité à honorer ses dettes. Les variables sélectionnées sont les suivantes :

a- Ratios du Solde Budgétaire et de la Dette Publique par rapport au PIB

Ces ratios sont exprimés par le Solde Budgétaire et les Dettes Publiques, respectivement rapportées au Produit Intérieur Brut ((SB/PIB) et (DP/PIB) par la suite). A l'égard d'Afonso, Arghyrou et al. (2012), Attinasi et al. (2009), Barbosa et Costa (2010) et Arghyrou et Kontonikas (2012), nous allons employer les données attendues (*expected*) de ces ratios et non pas celles historiquement observées. Les variables nécessaires pour la construction de ces indicateurs sont extraites des rapports prévisionnels réalisés par la Commission Européenne (CE) et publiés à une périodicité semestrielle.

Pour la détermination de ces ratios, Attinasi et al. (2009) calculent, à chaque publication d'un nouveau rapport, la moyenne annuelle entre les variables attendues pour les deux fins d'années à venir. En revanche, pour la transformation des données semestrielles en données mensuelles, Arghyrou et Kontonikas (2012) suggèrent de se référer à la dernière prévision disponible, considérée constante entre le mois de son annonce et la prochaine révision publiée. Ils supposent que les investisseurs prennent uniquement en considération la dernière prévision disponible, jusqu'à publication de sa nouvelle révision.

Similairement à Barbosa et Costa (2010), pour un mois donné, nous calculons le ratio (SB/PIB) ou (DP/PIB) correspondant à la valeur attendue une année à venir (*one-year-ahead*), selon l'équation suivante :

$$X_{i,j}^{one-year-ahead} = X_{i,j}\,(12 - i + 1/12)\; + X_{i,j}^{j+1}\,(i - 1/12)$$

Avec,

$X_{i,j}^{one-year-ahead}$: la variable attendue lors du mois i de l'année j, pour l'année à venir,

$X_{i,j}$: la prévision la plus récente disponible lors du mois i de l'année j, pour l'année j,

$X_{i,j}^{j+1}$: la prévision la plus récente disponible lors du mois i de l'année j pour l'année j+1.

Concrètement, pour le calcul du ratio (SB/PIB) attendu pour le mois de janvier 2006, nous nous référons au rapport « Autumn 2005 » publié par la CE le 07 novembre 2005. Ce rapport publie des prévisions du ratio (SB/PIB) entre le mois de novembre 2005 et le mois d'avril 2006 (date de la publication suivante), pour les années 2005, 2006 et 2007. Le calcul du ratio (SB/PIB) pour le mois de janvier 2006, est égal à la somme pondérée de la prévision la plus récente du ratio pour 2006 et sa prévision la plus récente pour 2007. Nous accordons une pondération plus importante pour l'observation relative à

l'année j (2006, dans notre cas) par rapport à l'observation prévue pour 2007 pour le même mois.

Plus précisément, si un investisseur se place en janvier 2006, il a à sa disposition les deux prévisions du ratio (SB/PIB) à l'horizon du 31/12/2006 et à celui du 31/12/2007. Légitimement à cette date, il va accorder toute la pondération à la valeur du 31/12/2006, pour estimer la valeur du ratio en janvier. Lorsqu'il avance dans le temps (février 2006, mars 2006…), l'investisseur va faire varier ses pondérations, en allouant un poids moins important à l'année 2006 et un poids plus important à 2007, et ainsi de suite.

L'emploi des données anticipées au lieu de celles observées suppose que pour l'appréciation des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques d'un pays donné, les investisseurs font appel aux données prévisionnelles disponibles à un instant donné. L'emploi de ces indicateurs anticipés et calculés en référence aux prévisions émises par la Commission Européenne, tient compte de l'évaluation fréquente réalisée sur les fondamentaux des pays de notre échantillon, surtout durant les périodes de turbulence qui caractérisent notre échantillon temporel.

Un signe négatif est attendu pour le ratio (SB/PIB) anticipé. En effet, si un pays a un excédent budgétaire ((SB/PIB) positif), il est en mesure de payer ses créanciers et présente ainsi, une probabilité de défaut faible. En revanche, pour un autre pays, plus son déficit budgétaire est important, plus son risque de ne pas honorer ses engagements financiers est élevé et plus sa probabilité de défaut est importante. En conséquent, une valeur élevée (faible) du ratio, implique une réduction (accroissement) du spread souverain.

En revanche, un signe positif est attendu pour le ratio (DP/PIB) anticipé. En effet, plus un pays est endetté, plus sa probabilité de défaut est conséquente, et inversement. Ainsi, une forte (faible) valeur du ratio entraîne un élargissement (rétrécissement) du spread souverain.

Les ratios calculés sont ensuite rapportés à ceux de l'Allemagne. Ceci revient à supposer que les investisseurs fixent leurs stratégies d'investissement en considérant l'évolution des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques des pays de la zone euro par rapport à celle de l'Allemagne (pays référent).

b- Inflation

Un faible niveau d'inflation est considéré comme un élément de stabilité macroéconomique. Une économie stable est associée à un faible taux d'inflation (et inversement). Aizenman et al. (2013) ont démontré que la probabilité de défaut d'un

État est significativement liée à l'inflation comme facteur macroéconomique. Une relation positive est attendue donc entre cet indicateur et les spreads souverains. A l'instar d'Aizenman et al. (2013), l'inflation est mesurée par les indices des prix à la consommation harmonisés (IPCH), publiés par *Eurostat* à une fréquence mensuelle.

c- Taux de chômage

Le taux de chômage reflète la santé globale de l'économie d'un pays. Un taux élevé du chômage, surtout de longue durée, peut avoir un impact négatif sur le potentiel de croissance d'un pays, ainsi que sur sa situation budgétaire. En effet, un haut niveau de chômage nécessite des paiements de transfert (entre autres les allocations de chômage) qui peuvent peser sur l'équilibre des finances publiques. De ce fait, un signe positif est attendu entre cette variable et les spreads souverains. Similairement à Liu et Morley (2013), nous employons les taux de chômage des pays de la zone euro publiés par *Eurostat*[31], à une fréquence mensuelle.

Finalement, il est à noter que toutes les données liées au facteur de risque spécifique de chaque pays, ont été rapportées à celles de l'Allemagne, pays référent (rapport entre donnée pays/donnée Allemagne).

d- Faits stylisés et statistiques descriptives

Nous présentons dans l'*annexe 2.4* l'évolution mensuelle des variables Solde Budgétaire/PIB (SB/PIB), Dettes Publiques/PIB (DP/PIB), le taux d'inflation et le taux de chômage[32]. Sur les graphiques du ratio (SB/PIB), nous pouvons remarquer qu'à partir de novembre 2008, les pays de la zone euro accusent un déficit budgétaire, plus important pour les pays du groupe 2[33]. Ce déficit s'est largement creusé entre 2009 et 2010, impacté par les politiques de relance engagées par les États pour soutenir leurs secteurs financiers touchés par la crise des sub-primes. Pour ce faire, ces États se sont massivement endettés sur les marchés, entraînant une hausse importante de leur dette publique (graphique DP/PIB). Ceci étant, les niveaux du déficit et d'endettement

[31] La définition d'*Eurostat* du taux de chômage est comme suit : « Le taux de chômage représente le pourcentage de chômeurs dans la population active. La population active représente le nombre total des personnes ayant un emploi ou étant au chômage. Les chômeurs sont les personnes âgées de 15 à 74 ans qui :
- sont sans travail pendant la semaine de référence,
- sont disponibles à commencer à travailler dans les deux semaines suivantes,
- qui soit ont été à la recherche active d'un travail pendant les quatre semaines précédentes, soit qui ont trouvé un travail à commencer dans les trois mois suivants. »

[32] Nous présentons pour chaque variable deux graphiques selon le groupe de pays considérés. La classification des pays par groupe est établie selon l'importance du niveau des spreads examinée dans le point 2.4.1 du présent chapitre.

[33] Le groupe 2 comporte l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie et le Portugal.

demeurent moins importants pour les pays du groupe 1[34], par rapport aux pays du groupe 2. Un examen de l'évolution des taux d'inflation montre que la tendance suivie est générale à travers les pays des deux groupes. A partir de la fin de 2008, la chute de la demande mondiale et des prix du pétrole, entrainée par la crise financière, a engendré une baisse des taux d'inflation. Ensuite, après une période de correction relative, nous observons une nouvelle phase de ralentissement des taux d'inflation, plus précoce pour la Grèce, en raison des coupures budgétaires et des plans d'austérité adoptés pour faire face à la crise de sa dette. Le graphique qui rapporte l'évolution du taux de chômage expose la tendance haussière qui a marqué ce taux à partir de la crise financière, en particulier auprès des pays du groupe 2.

L'*annexe 2.5* expose les statistiques descriptives des variables liées au risque spécifique, exprimées en rapport avec l'Allemagne. Une observation de la moyenne du ratio (SB/PIB) à travers les pays montre que seule la Finlande rapporte un (SB/PIB) supérieur à l'Allemagne. La comparaison des ratios de (SB/PIB) entre les pays révèle la fragilité de cet indicateur auprès des pays du groupe 2. Le ratio (DP/PIB) permet d'examiner l'importance de l'endettement public des pays de la zone euro. Sans surprise, la Grèce présente la moyenne la plus élevée (1,82). Par ailleurs, bien que certains pays du groupe 1 affichent une valeur élevée de leurs ratios (DP/PIB) (par exemple la Belgique 1,28), la volatilité de cette variable ressort beaucoup plus importante pour les pays du groupe 2. Par rapport au taux d'inflation, les valeurs de la moyenne sont pratiquement toutes supérieures à 1. Le taux de chômage est également important au sein des pays de la zone euro, à l'exception de l'Autriche et des Pays-Bas qui affichent des taux inférieurs à celui de l'Allemagne.

Par ailleurs, un diagnostic de stationnarité (*Annexe 2.6*) indique que seule la variable (SB/PIB) est stationnaire en niveau. La variable (DP/PIB) est intégrée d'ordre 1, au seuil de 5%, pour tous les pays. La variable taux d'inflation est stationnaire en niveau uniquement pour la France, l'Irlande, les Pays-Bas et le Portugal et en différence pour les autres pays. La variable taux de chômage est stationnaire en niveau pour la Belgique et la France et en différence pour les autres pays.

2.4.2.4 Variables relatives à la compétitivité et au cycle économique

a- Variable liée à la compétitivité

Similairement à Afonso, Arghyrou et al. (2012), Arghyrou Kontonikas (2012) et De Santis (2014), nous nous référons au taux de change effectif réel pour l'appréciation de la

[34] Le groupe 1 comporte l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France et les Pay-Bas.

compétitivité des pays de la zone euro. En général, le taux de change effectif d'un pays représente l'évolution de sa monnaie par rapport à l'ensemble des taux de change de ses principaux partenaires commerciaux, tout en tenant compte du poids de chacun. Cependant, pour que la mesure de la compétitivité ne soit pas faussée par le fait que les prix n'évoluent pas de la même manière à travers les pays de la zone euro, nous faisons appel au taux de change effectif réel, qui prend en compte la moyenne pondérée des monnaies des principaux partenaires commerciaux, ajustée des différentiels d'inflation. Une hausse de ce taux correspond à une dégradation de la compétitivité prix du pays qui conduit à une faible production, accompagnée de l'augmentation du chômage qui contribue au creusement du déficit budgétaire du pays, impliquant des besoins d'emprunt plus importants et en conséquent, des taux d'intérêt sur les obligations d'État plus élevés (Arghyrou et Tsoukalas (2011)).

Les données de cette variable sont extraites de la Banque des Règlements Internationaux (*Bank of International Settlement –BIS*) à une fréquence mensuelle.

b- Variable liée au cycle économique

Selon Alesina et al. (1992), le risque de défaut d'un pays dépend de sa situation économique globale. En phase de récession, les recettes publiques diminuent et la probabilité de défaut augmente. Afin de se renseigner sur le cycle économique d'un pays donné, Afonso, Arghyrou et al. (2012), Arghyrou et Kontonikas (2012) font appel au taux de croissance du volume de la production industrielle[35]. Ainsi, une hausse (diminution) de ce taux indique un (une) accroissement (baisse) des performances économiques du pays et améliore (détériore) sa solvabilité vis-à-vis de ces créanciers, impliquant des spreads obligataires souverains moins (plus) importants. Les données sont extraites de la base de l'OCDE à une fréquence mensuelle.

Finalement, il est à noter que toutes les données liées aux facteurs de compétitivité et au cycle économique de chaque pays, ont été rapportées à celles de l'Allemagne, pays référent (rapport entre donnée pays/donnée Allemagne).

c- Faits stylisés et statistiques descriptives

Nous présentons dans l'*annexe 2.4* l'évolution mensuelle des variables « taux de change effectif réel » et « taux de croissance de la production industrielle », des pays de la zone

[35] Selon l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE), « la production industrielle désigne la production des entités industrielles et recouvre des secteurs tels que l'extraction minière, les activités manufacturières et les services publics collectifs (électricité, gaz et eau). Cet indicateur prend la forme d'un indice qui exprime les variations de volume de production par rapport à une période de référence ».

euro. Les graphiques qui exposent le taux de change effectif réel montrent l'impact négatif de la crise financière sur la compétitivité des pays de la zone euro. Après cette crise nous remarquons que la reprise était plus franche pour les pays du groupe 1, alors que les pays du groupe 2 ont maintenu un niveau de compétitivité relativement stable. L'avènement de la crise de la zone euro a de nouveau affecté la compétitivité des pays du groupe 1. Dans l'ensemble, nous constatons que la dynamique du taux de change effectif réel est plus présente dans les pays du groupe 1 que dans ceux du groupe 2. Les graphiques des taux de croissance du volume de la production industrielle permettent de remarquer un dynamisme plus important auprès des pays du groupe 1, par rapport aux pays du groupe 2. Pour les pays du groupe 1, nous constatons une importante variation négative pendant la crise des sub-primes et entre 2011 et 2012. Pour les pays du groupe 2, l'amplitude des variations est plus importante.

L'*annexe 2.5* expose les statistiques descriptives des variables liées à la compétitivité et au cycle économique, exprimées en rapport avec l'Allemagne. En moyenne, les valeurs des taux de change effectif réel des pays de la zone euro sont proches, en raison de la monnaie unique. Les taux de croissance du volume de la production industrielle ressortent faibles par rapport à l'Allemagne, et négatifs pour la Belgique, l'Espagne et la Finlande.

Par ailleurs, un diagnostic de stationnarité (*Annexe 2.6*) indique que la variable « taux de change effectif réel » est intégrée d'ordre 1, au seuil de 5%, elle est donc non stationnaire pour tous les pays. La variable « taux de croissance de la production industrielle » est stationnaire en niveau pour tous les pays.

2.4.2.5 Variable relative à la contagion

Afonso, Arghyrou et al. (2012) ont démontré que les mouvements récents des spreads souverains ont révélé l'existence d'une dichotomie entre des pays « cœur » et « périphériques » de la zone euro. Bien que la hausse des spreads souverains ait concerné les deux groupes, elle a été plus prononcée pour les pays « périphériques », par rapport à la période avant la crise de la dette souveraine. Ce constat plaide pour l'existence d'un effet de contagion intragroupe, transmis d'un pays « périphérique » à un autre, ou intergroupe transmis d'un pays « périphérique » à un pays « cœur ».

Pour tester cette hypothèse, il est nécessaire de quantifier l'effet de contagion. A l'instar d'Afonso, Arghyrou et al. (2012), Longstaff et al. (2011) et Arghyrou et Kontonikas (2012), une analyse en composantes principales a été établie.

a- Analyse en Composantes Principales : principe théorique

L'analyse en composantes principales (ACP) a été introduite par K. Pearson en 1901 et développée ensuite par H. Hotelling en 1933. Il s'agit d'une technique statistique d'analyse multivariée de données quantitatives, qui consiste à transformer des variables corrélées entre elles en nouvelles variables non corrélées les unes des autres. Cette méthode est appliquée lorsque nous disposons d'un nombre important de variables permettant d'expliquer un phénomène donné.

Grâce à sa propriété de compression des données, l'ACP permet de réduire plusieurs variables à un nombre inférieur de « dimensions », sans pour autant perdre une trop grande quantité d'information. L'ACP permet alors une analyse descriptive des données sans faire l'hypothèse d'une relation linéaire entre les variables. Ainsi, si les individus étudiés sont hétérogènes et leur dispersion est importante, l'ACP permet de constituer des groupes homogènes, d'une manière statistiquement robuste.

L'ACP est entièrement basée sur le calcul de la matrice de variance-covariance, ou de corrélation, des variables, qui va permettre de comprendre la variation et la dispersion des données considérées. L'objectif étant de réduire le nombre de variables expliquant un phénomène, tout en construisant des composantes principales (ou d'axes factoriels) en fonctions des variables corrélées. Ces axes factoriels sont eux-mêmes des variables, combinaisons linéaires pondérées de l'ensemble des variables ou indicateurs analysés. Sur le plan graphique, chaque point correspondant à une variable du nuage initial sera projeté sur le nouveau plan factoriel. Ainsi, nous obtenons une nouvelle représentation graphique du nuage des variables et d'individus.

L'ACP permet de construire deux types de graphiques, le graphique des variables et le graphique des individus (les pays dans notre cas).

Le graphique des variables permet de représenter au mieux les corrélations existantes, projetées sur un plan factoriel qui est composé de deux axes et un cercle de rayon égal à 1. Chaque axe factoriel est indiqué par les variables qui lui sont proches et qui sont situées sur la circonférence du cercle. Plus la projection est proche de la circonférence, meilleure est la qualité de sa représentation. Par ailleurs, les distances séparant les différentes variables sont proportionnelles à leurs corrélations. A ce niveau, trois cas de figure peuvent se présenter :

- Les deux variables sont géométriquement proches (faible distance), elles sont alors positivement corrélées,

- Les deux variables sont diamétralement opposées, elles sont alors négativement corrélées,

- Les deux variables sont orthogonales, elles sont alors non corrélées.

Le graphique des pays (individus) permet de représenter au mieux leur distribution sur le même plan factoriel que celui défini par le graphique des variables. Ainsi, les caractéristiques d'un pays sont définies à partir de l'axe factoriel qui lui est proche.

b- Analyse en Composantes Principales : application numérique

La méthode ACP a été appliquée sur un panel cylindré comprenant les dix pays de notre échantillon. Pour chaque pays, nous considérons les observations mensuelles des spreads obligataires entre janvier 2006 et décembre 2014.

L'application de l'ACP nécessite tout d'abord de s'assurer de la présence d'une corrélation[36] entre les spreads souverains des pays de notre échantillon. La matrice de corrélation entre les spreads souverains est représentée au niveau de l'*annexe 2.7*. Nous remarquons qu'il existe de fortes corrélations positives entre certains pays de la zone euro. La plus forte (0,96) est observée entre l'Italie et l'Espagne, alors que la plus faible (0,43) existe entre la Finlande et la Grèce.

Les résultats de l'analyse en composantes principales sur les spreads obligataires souverains des pays de la zone euro sont représentés dans le *tableau 2.9*. Le panel A représente toute la période d'étude, le panel B représente la période d'avant crise de la zone euro, le panel C représente la crise de la zone euro et le panel D représente la période de retour à la normal. Au niveau du panel A, les valeurs propres cumulatives (*cumulative*) reportées démontrent que 91,99% de la dynamique des spreads de crédit souverains est expliquée par les deux premiers facteurs (appelés aussi composantes principales). Sur la base des colonnes (*pc1*) et (*pc2*), le premier facteur (*pc1*) affiche des niveaux de contributions très proches pour tous les pays, laissant présager que ce facteur représente un indicateur de risque commun à tous les pays de l'UEM[37]. Le second, par contre, avec des signes de contributions positifs et négatifs, présente une divergence entre deux groupes de pays.

[36] Dans notre étude, les valeurs propres sont calculées sur la base de la matrice des corrélations, du moment où nos données initiales (les spreads souverains) présentent des écarts-types différents (cf. *Chapitre 1*). Autrement, c'est la matrice de covariance qui devait être utilisée.
[37] Ce résultat est similaire aux travaux d'Afonso, Arghyrou et al. (2012), Longstaff et al. (2011), Arghyrou et Kontonikas (2012) et Favero et al. (2010).

TABLEAU 2.9 - Analyse en composantes principales des spreads obligataires souverains

Component	Eigenvalue	Cumulative	Eigenvectors (loadings)	1er facteur (*pc1*)	2ème facteur (*pc2*)
Panel A	***Toute la période (janvier 2006 - décembre 2014)***				
1	7,990	0,799	Autriche	0,315	0,336
2	1,209	0,920	Belgique	0,342	0,015
3	0,405	0,960	Espagne	0,320	-0,285
4	0,189	0,979	Finlande	0,259	0,600
5	0,727	0,987	France	0,342	-0,003
6	0,459	0,991	Grèce	0,321	-0,329
7	0,437	0,996	Irlande	0,297	-0,144
8	0,215	0,998	Italie	0,335	-0,186
9	0,017	0,999	Pays-Bas	0,290	0,450
10	0,007	1,000	Portugal	0,331	-0,284
Panel B	***Première sous-période : Avant crise (janvier 2006 – septembre 2009)***				
1	9,764	0,976	Autriche	0,319	-0,093
2	0,118	0,988	Belgique	0,316	0,365
3	0,037	0,992	Espagne	0,319	-0,094
4	0,027	0,995	Finlande	0,317	0,330
5	0,016	0,996	France	0,317	0,122
6	0,016	0,998	Grèce	0,316	-0,254
7	0,009	0,999	Irlande	0,308	-0,759
8	0,006	0,999	Italie	0,316	0,221
9	0,005	1,000	Pays-Bas	0,318	0,111
10	0,002	1,000	Portugal	0,316	-0,158
Panel C	***Deuxième sous-période : Crise de la zone euro (octobre 2009 - août 2012)***				
1	8,054	0,805	Autriche	0,320	0,347
2	0,084	0,890	Belgique	0,337	0,000
3	0,576	0,947	Espagne	0,319	-0,208
4	0,292	0,976	Finlande	0,293	0,342
5	0,100	0,986	France	0,340	0,244
6	0,065	0,993	Grèce	0,322	-0,170
7	0,035	0,996	Irlande	0,227	-0,745
8	0,020	0,998	Italie	0,342	0,029
9	0,010	0,999	Pays-Bas	0,310	0,180
10	0,007	1,000	Portugal	0,338	-0,208
Panel D	***Troisième sous-période : Retour à la normale (septembre 2012 - décembre 2014)***				
1	7,417	0,742	Autriche	0,343	0,074
2	1,495	0,891	Belgique	0,347	0,204
3	0,552	0,946	Espagne	0,352	-0,184
4	0,271	0,974	Finlande	0,151	0,593
5	0,114	0,985	France	0,337	-0,051
6	0,070	0,992	Grèce	0,305	-0,344
7	0,032	0,995	Irlande	0,358	-0,116
8	0,026	0,998	Italie	0,359	-0,117
9	0,017	0,999	Pays-Bas	0,164	0,629
10	0,006	1,000	Portugal	0,354	-0,151

Note: Pour les panels B, C et D, les signes des contributions du deuxième facteur (*pc2*) ont été standardisés d'une manière à ce que les pays « cœur » (« périphériques ») ressortent avec un signe positif (négatif)[38].

[38] Dans le but d'avoir une cohérence entre les signes du facteur (*pc2*) des différents pays de l'échantillon, nous avons procédé à la standardisation des signes issus de l'analyse ACP sur les différentes sous-périodes étudiées (par inversion de certains signes). Les pays ont été regroupés

Les contributions du deuxième facteur (*pc2*) permettent de distinguer entre deux catégories de pays au sein de la zone euro. La première catégorie représente les pays « cœur » de l'UEM (dont le signe de *pc2* ressort positif) : Autriche, Finlande et Pays-Bas ; la deuxième catégorie regroupe les pays périphériques (dont le signe de *pc2* est négatif) : Espagne, Grèce, Irlande, Italie et Portugal.

La France et la Belgique présentent des signes ambigus qui les rendent difficiles à classer dans l'une de ces catégories. En effet, pour la France, la deuxième composante apparaît légèrement négative sur toute la période, ce qui la rattacherait au groupe des pays périphériques. Cependant cette deuxième composante devient nettement positive sur la période de crise de la zone euro, ce qui la situe alors dans les pays du cœur. Au niveau de la crise, il est intéressant de remarquer que nous retrouvons ainsi les résultats issus des travaux d'Afonso, Arghyrou et al. (2012) et Arghyrou et Kontonikas (2012)[39] qui classent la France parmi les pays du cœur de l'Europe.

Inversement, la Belgique apparaît parmi les pays du cœur lorsque l'on considère la période totale, mais sa deuxième composante devient légèrement négative au moment de la crise. Ce comportement observé pendant la crise nous permet de rejoindre les travaux précités d'Afonso, Arghyrou et al. (2012) et Arghyrou et Kontonikas (2012).

Pour ces deux pays, France et Belgique, l'étendue de notre échantillon nous permet d'aller plus loin que les constats posés dans les études précédentes. En effet, notre période d'analyse couvre la dynamique des spreads souverains jusqu'à décembre 2014, tenant compte, entre autres, de l'abaissement de la note souveraine de la France survenu en novembre 2012[40].

Pour illustrer ces résultats, nous présentons graphiquement les pays sur le premier plan factoriel, formé par les deux premiers facteurs retenus (*Figure 2.5*)[41].

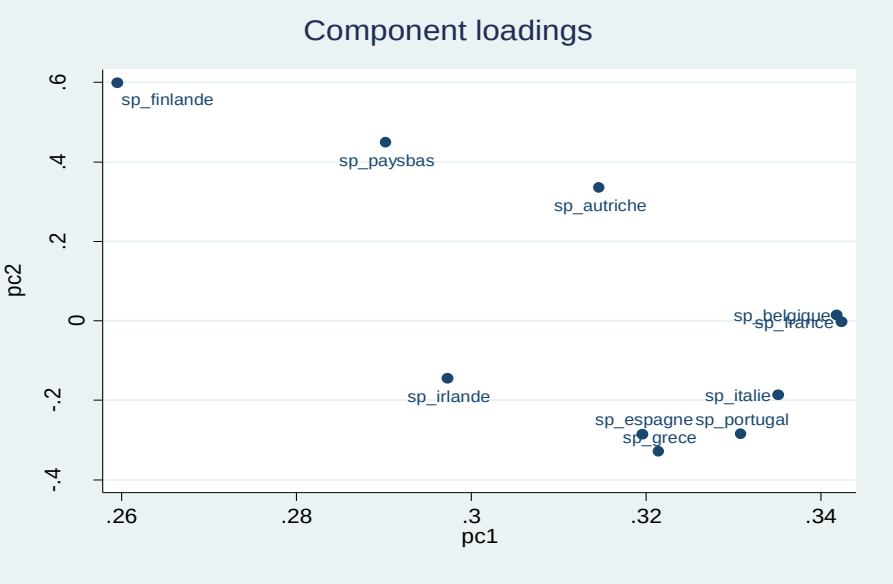
suivant leurs positions par rapport à la ligne horizontale d'ordonnée nulle sur les plans factoriels relatifs à chaque sous-période. Cette procédure a été également adoptée par Arghyrou et Kontonikas (2012).

[39] Les résultats de l'ACP d'Afonso, Arghyrou et al. (2012), réalisée entre janvier 1999 et décembre 2010, ont positionné la France et marginalement la Belgique (contribution positive mais faible) au niveau des pays « cœur » de la zone euro. Celle d'Arghyrou et Kontonikas (2012), réalisée entre janvier 2001 et août 2008, ont classé la France comme un pays « cœur » et marginalement la Belgique parmi des pays « périphériques ».

[40] Le 19 novembre 2012, *Moody's* a abaissé la note de la France d'un cran de Aaa à Aa1, avec une perspective négative.

[41] Nous avons uniquement représenté le graphique des pays du fait que les résultats issus de notre ACP ont démontré que le premier facteur est expliqué par une seule variable commune à tous les pays (contributions très proches).

FIGURE 2.5 - Représentation des pays selon les deux axes factoriels (*pc1*) et (*pc2*)



Nous remarquons que le nuage de pays représenté sur ce plan, fait distinguer trois groupes de pays :

- Le premier groupe rassemble les pays dont les ordonnées (c'est-à-dire *pc2*) sont de signe positif. Les pays appartenant à ce groupe sont la Finlande, les Pays-Bas et l'Autriche. Ces pays sont caractérisés par des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques solides (compte courant positif, évolution des dettes privées et publiques par rapport au PIB moins importante que le reste des pays de l'UEM, cf. *Chapitre 1*). Ils peuvent être qualifiés de pays du « cœur » (*core*).

- Le deuxième groupe rassemble les pays dont les ordonnées sont négatives et au-dessous de la ligne horizontale d'ordonnée zéro. Les pays appartenant à ce groupe sont l'Espagne, l'Irlande, l'Italie, le Portugal et la Grèce. Ces pays sont caractérisés par des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques fragiles (compte courant négatif, évolution très importante des dettes privées et publiques par rapport au PIB, cf. *Chapitre 1*). A cet égard, ils sont souvent qualifiés de « périphériques ».

- Le troisième groupe rassemble les pays situés presque sur la ligne horizontale. Les pays appartenant à ce groupe sont la France et la Belgique. Ces pays sont caractérisés par des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques préoccupants (au cours des dernières années, un déficit de compte courant et une évolution plus prononcée des dettes privées et publiques par rapport au PIB ont été observés, cf. *Chapitre 1*). L'analyse du *tableau 2.9* par sous-période

montre que ces deux pays oscillent entre le cœur et la périphérie selon les périodes, la France notamment apparaissant comme un pays « cœur » de l'Europe pendant la crise de la zone euro puis perdant cette propriété en fin de période.

Afin de mieux cerner les groupes de pays présents au sein de la zone euro, il convient d'analyser le résultat de l'ACP sur chacune des trois sous-périodes, présentées dans les panels B, C et D du *tableau 2.9* :

- Première sous-période entre janvier 2006 et septembre 2009, que nous avons qualifiée de période d'avant crise de la zone euro,
- Deuxième sous-période entre octobre 2009 et août 2012, que nous avons qualifié de période de crise de la zone euro,
- Troisième sous-période entre septembre 2012 et décembre 2014, que nous avons qualifiée de période de retour à la normal.

Les *annexes 2.8, 2.9* et *2.10* exposent les différentes représentations des pays selon les deux axes factoriels (*pc1*) et (*pc2*) des trois sous-périodes fixées. Les résultats de ces représentations sont résumés dans le *tableau 2.10*.

TABLEAU 2.10 - Signes du 2ème facteur de l'ACP sur les trois sous-périodes

Sous-périodes	Pays "cœur"	Pays "périphériques"
Première période *Avant crise*	Belgique, Finlande, France, Italie, Pays-Bas	Grèce, Irlande, Portugal et dans une moindre mesure l'Autriche et l'Espagne
Deuxième période *Crise de la zone euro*	Autriche, Finlande, France, Pays-Bas et dans une moindre mesure l'Italie*	Espagne, Grèce, Portugal, Irlande et dans une moindre mesure la Belgique*
Troisième période *Post-crise de la dette souveraine*	Autriche, Belgique, Pays-Bas, Finlande	Espagne, Grèce, Italie, Irlande, Portugal et dans une moindre mesure la France*

*Ces pays se retrouvent alors proches de la ligne horizontale d'ordonnée nulle.

Au cours de la première et deuxième période, la France appartient au groupe des pays « cœur ». Au cours de la troisième période, elle s'est rapprochée du groupe des « périphériques ». Comme mentionné plus haut, ceci pourrait être expliqué par l'abaissement de la notation souveraine de ce pays, survenu en novembre 2012. En ce qui concerne la Belgique, ce pays appartient aux pays du cœur de la zone euro

sauf pendant la période de crise. En conséquence, nous avons choisi d'associer ces deux pays à la catégorie des pays du cœur.

Ainsi, dans la suite de notre travail, nous allons considérer uniquement deux groupes de pays :

- Le groupe des pays « cœur », rassemblant l'Autriche, la Belgique, la France, la Finlande et les Pays-Bas,
- Le groupe des pays « périphériques », rassemblant l'Espagne, la Grèce, l'Italie, l'Irlande et le Portugal.

Ces deux groupes étant déterminés, il convient alors de vérifier la nature de la relation entre les différents pays qui les constituent.

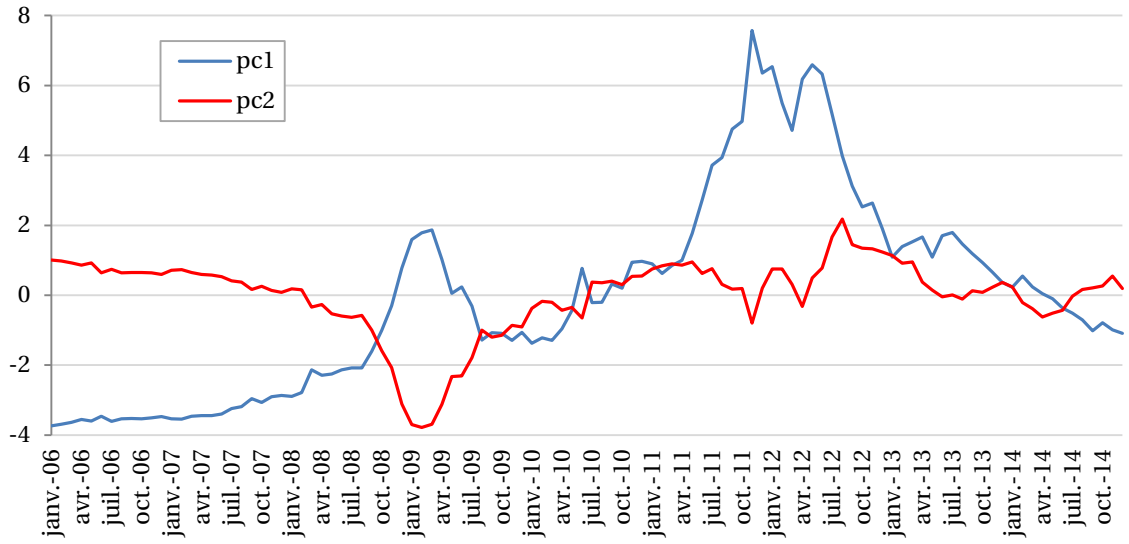
Les contributions du deuxième facteur (*pc2*) peuvent être considérées comme des écarts entre les pays « cœur » et « périphériques » de notre échantillon. Elles représentent une mesure de divergence entre ces deux groupes (d'Afonso, Arghyrou et al. (2012), Longstaff et al. (2011) et Arghyrou et Kontonikas (2012)). Le deuxième facteur (*pc2*) est interprété comme le risque couru par un investisseur qui décide de placer dans des obligations émises par un pays « périphérique » au lieu d'investir dans les obligations des pays « cœur », considérées comme plus sûres. Ainsi, l'augmentation de la probabilité de défaut au sein des pays « périphériques » se traduit par un élargissement de la divergence entre les deux catégories. De ce constat, nous pouvons supposer que la divergence entre les pays « cœur » et « périphériques » est liée au concept de la contagion à travers deux canaux :

- Un canal intra-périphérique, où le défaut d'un pays « périphérique » peut engendrer le défaut d'un autre pays appartenant à la même catégorie (effet domino). Ainsi, une augmentation des divergences entre les pays « coeur » et « périphériques » est synonyme d'une hausse de la probabilité de défaut d'un pays « périphérique » et donc de l'élargissement de son spread souverain. Ceci peut entraîner l'élargissement des spreads des autres pays de la même catégorie.
- Un canal inter-catégorie, lorsque l'accroissement des divergences entre les deux catégories de pays reflète la hausse de la probabilité de défaut au sein des pays « périphériques ». En effet, lorsque la probabilité de défaut d'un pays augmente, un plan de sauvetage sera mis en place dont le financement sera assuré par les pays caractérisés par des fondamentaux macroéconomiques solides, à savoir les pays « cœur » de la zone euro. De ce fait, une transmission

de la contagion d'un pays « périphérique » à un pays « cœur » pourrait avoir lieu.

Dès à présent, à travers une représentation graphique (*Figure 2.6*) des deux premières composantes principales (*pc1*) et (*pc2*) estimées sur toute la période de notre étude, nous allons déterminer les différentes phases de l'évolution de la crise de la dette souveraine.

FIGURE 2.6 - Evolution des facteurs estimés (*pc1*) et (*pc2*)



Entre janvier 2006 et août 2007, les deux facteurs (*pc1*) et (*pc2*), représentant respectivement, le facteur de risque global et la contagion, observaient une trajectoire stable à des niveaux faibles. A partir de l'été 2007, le déclenchement de la crise financière a impacté la trajectoire du facteur (*pc1*), qui a connu une ascension accélérée jusqu'à atteindre un premier pic entre février et mars 2009. Parallèlement durant cette période, à mesure que le risque global augmentait, une diminution de la divergence entre les pays « cœur » et périphériques » était enregistrée.

Cependant, à partir de mars 2009, la donne a complètement changé. Alors que le facteur (*pc1*) diminuait, nous assistons à une évolution à la hausse de la trajectoire de (*pc2*), indiquant une augmentation des divergences entre les deux groupes de pays et en conséquent, du risque émanant des pays périphériques. A cette date, les retombées négatives des programmes de sauvetage des banques et des plans de relance qui ont été mis en œuvre par les différents gouvernements européens afin de maîtriser la crise financière, sont apparues. Ceci a été également reflété par la révision importante opérée

par la Commission Européenne sur les ratios de dette publique et solde budgétaire par rapport au PIB prévus pour les prochaines années (cf. *Chapitre 1*).

Du côté du premier facteur (*pc1*), entre mars 2009 et février 2010, une trajectoire baissière a été observée. Cette accalmie a été interrompue en mars 2010 suite aux intentions de l'Union européenne d'entreprendre des actions d'aide au profit de la Grèce, afin d'alléger son déficit et limiter le risque de transmission de la crise grecque à d'autres pays de la zone euro. Parallèlement, entre août et septembre 2009, la deuxième composante principale (*pc2*) a connu un léger répit, avant de poursuivre sa progression en octobre 2009, attestant de la hausse de la contagion entre les pays « cœur » et « périphériques » de la zone euro.

A partir de mai 2012, une baisse du facteur de risque global (*pc1*) a été observée, suivie d'une décroissance de la trajectoire de la contagion (*pc2*) en septembre de la même année. Cette tendance a été observée jusqu'à la fin de 2014.

Dans l'ensemble, l'analyse des mouvements du deuxième facteur (*pc2*) au cours de notre période d'étude, représente bien les divergences présentes entre les pays « cœur » et « périphériques » de la zone euro. Ces mouvements couplés à l'évolution observée du premier facteur (*pc1*), relatif au risque global, nous permettent d'identifier la variable (*pc2*) comme un proxy approprié de la contagion qui a sévi dans les pays « périphériques ».

Par ailleurs, cette analyse nous a permis de discerner les différentes phases de l'évolution de la crise de la dette souveraine européenne. Ainsi, nous pouvons distinguer quatre périodes :

- Première période entre janvier 2006 et juillet 2007, antérieure à la crise financière internationale. Durant cette période, les deux premières composantes suivaient une trajectoire stable à des niveaux faibles,
- Deuxième période entre août 2007 et septembre 2009, durant laquelle une évolution opposée a été observée entre les deux composantes. Cette période pourrait elle-même être subdivisée en deux sous-périodes. Premièrement, entre août 2007 et février 2009, période correspondant à la crise financière et durant laquelle nous avons observé une augmentation de (*pc1*) contre une diminution de (*pc2*). Deuxièmement entre mars 2009 et septembre 2009, période correspondant à l'apparition des prémices de la crise de la zone euro et durant laquelle nous avons observé une diminution de (*pc1*) contre une progression de (*pc2*),

- Troisième période entre octobre 2009 et août 2012, correspondant à la période de crise de la zone euro et durant laquelle les deux premières composantes principales (*pc1*) et (*pc2*), ont suivi la même tendance (à la hausse).

- Quatrième période entre septembre 2012 et décembre 2014, postérieure à la crise de la zone euro. Au cours de cette période, les deux premières composantes principales ont suivi une trajectoire baissière.

Manifestement, les différentes phases de l'évolution de la dette souveraine entre janvier 2006 et décembre 2014, identifiées à travers l'analyse en composantes principales, correspondent bien aux différentes sous-périodes discernées à travers la reconstitution de l'enchainement des événements importants qui ont marqué les marchés financiers internationaux, durant la même période (*Annexe 2.1)*.

2.5. Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons d'abord étudié les travaux qui se sont intéressés à l'identification des déterminants des spreads obligataires souverains de la zone euro, pendant les périodes de crises.

Selon ces études, les déterminants des spreads peuvent être classés en trois principaux facteurs de risque, à savoir un facteur d'aversion générale au risque, un facteur de liquidité et un facteur lié aux fondamentaux budgétaires et macroéconomiques spécifiques au pays. D'autres facteurs peuvent également déterminer l'évolution des spreads, en particulier le facteur de la contagion.

Nous avons constaté que l'impact de ces facteurs de risque sur la dynamique des spreads souverains dépend en effet, de la période d'étude considérée. A cet effet, nous avons décomposé notre échantillon temporel en sous-périodes, selon l'enchainement des évènements qui ont marqué toute notre période d'étude. Ainsi, quatre sous-périodes ont été distinguées ; entre janvier 2006 et juillet 2007 (période d'avant crise), entre août 2007 et septembre 2009 (période de crise financière des sub-primes), entre octobre 2009 et août 2012 (période de crise de la zone euro) et enfin entre septembre 2012 et décembre 2014 (période de retour à la normale).

Ensuite, nous avons mené une étude descriptive, sur les spreads de crédit des pays de la zone euro et sur les variables explicatives retenues. Cette étude a révélé principalement :

- Une dispersion entre les écarts des rendements des obligations souveraines des différents pays sur toute la période. D'un côté l'Espagne, l'Irlande, l'Italie, le

Portugal et la Grèce, dont la moyenne et la volatilité des spreads sont les plus élevés. D'un autre côté, l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France et les Pays-Bas, dont les spreads sont moins élevés avec des rendements moins volatiles.

- Tous les pays de la zone euro ont connu une hausse importante de leurs spreads de crédit souverains au cours de la crise de la dette publique, mais à des degrés différents.

- L'évolution de tous les facteurs déterminants des spreads sélectionnés a été impactée par les crises des sub-primes et de la zone euro, toutefois à des degrés différents selon les pays.

Par ailleurs, durant la crise de la zone euro, la dynamique des spreads souverains a été influencée par l'émergence du phénomène de contagion sur les marchés financiers et notamment le marché obligataire. A cet effet, nous avons choisi d'intégrer une variable pouvant refléter ce facteur de risque. Nous avons ainsi mené une analyse en composantes principales sur les spreads des pays de la zone euro. Cette analyse nous a permis de :

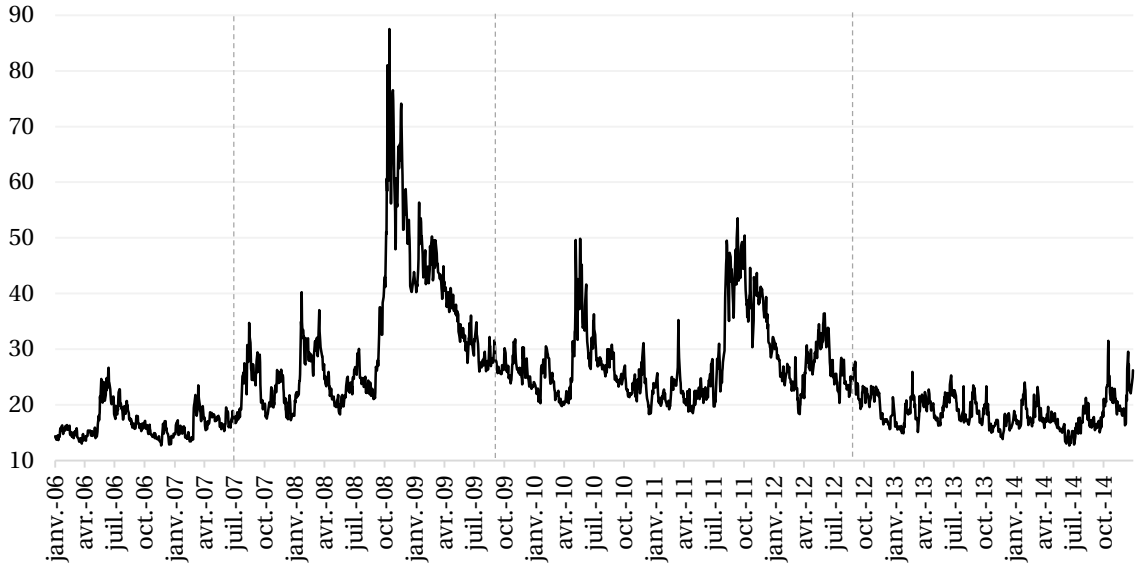
- Distinguer deux catégories de pays, la première catégorie représente les pays « cœur » de l'UEM : Autriche, Belgique, Finlande, France et Pays-Bas ; la deuxième catégorie regroupe les pays « périphériques » : Espagne, Grèce, Irlande, Italie et Portugal.

- Identifier le premier facteur (*pc1*) comme un facteur de risque global et la variable (*pc2*) comme un proxy approprié de la contagion qui a sévi dans les pays « périphériques ».

Ces faits stylisés qui caractérisent le comportement des spreads souverains des pays de la zone euro, pourraient être attribués aux variables explicatives retenus, influencées par les crises survenues au cours de notre période d'étude. L'analyse économétrique permettra de confirmer ou d'infirmer les liens qui existent entre les spreads et ces variables.

2.6. Annexes du chapitre 2

ANNEXE 2.1 - Evolution journalière de l'indice de volatilité implicite Vstoxx entre janvier 2006 et décembre 2014



ANNEXE 2.2 - Tests de racine unitaire sur les spreads souverains

	Variable en niveau					Variable en différence					I(d)
	Retards	Constante	Constante et tendance	Ni constante ni tendance	Valeur critique (5%)	Retards	Constante	Constante et tendance	Ni constante ni tendance	Valeur critique (5%)	
Autriche	0			-0,979	-1,944	0			-10,850	-1,944	1
Belgique	0			-0,799	-1,944	0			-8,758	-1,944	1
Espagne	0			-0,491	-1,944	0			-8,550	-1,944	1
Finlande	0			-0,719	-1,944	0			-8,790	-1,944	1
France	0			-0,788	-1,944	0			-10,193	-1,944	1
Grèce	0			-0,694	-1,944	1			-²8,757	-1,944	1
Irlande	1			-0,861	-1,944	0			-8,238	-1,944	1
Italie	1			-0,709	-1,944	0			-8,140	-1,944	1
Pays-Bas	0			-0,827	-1,944	0			-9,274	-1,944	1
Portugal	3			-1,085	-1,944	2			-3,349	-1,944	1

Note : Tests de Dickey-Fuller Augmenté au seuil de significativité égal à 5%.

ANNEXE 2.3 - Analyse descriptive des spreads souverains

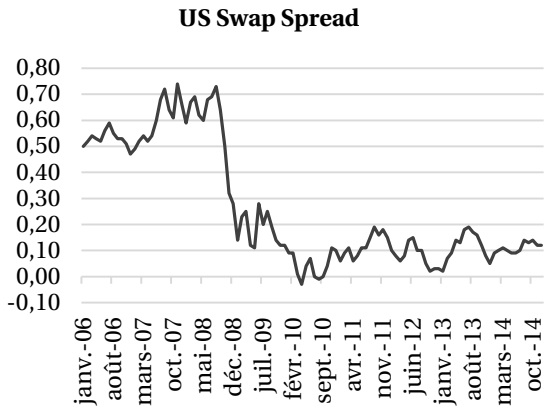
	Moments d'ordre 3 et 4		Test de Jarque et Bera*		Test ARCH**	
	Skewness	Kurtosis	Obs*R-squared	Prob, Chi-Square	Obs*R-squared	Prob, Chi-Square(1)
Autriche	0,850	9,740	215,670	0,000	7,840	0,005
Belgique	0,630	10,330	246,320	0,000	12,820	0,000
Espagne	0,720	6,710	70,670	0,000	22,020	0,000
Finlande	0,150	3,820	3,380	0,185	19,770	0,000
France	1,210	12,380	418,610	0,000	6,910	0,009
Grèce	-1,850	17,980	1062,160	0,000	66,330	0,000
Irlande	-0,720	10,780	279,260	0,000	17,910	0,000
Italie	0,750	8,950	167,940	0,000	30,010	0,000
Pays-Bas	0,730	6,320	58,700	0,000	15,600	0,000
Portugal	0,020	4,550	10,660	0,005	22,810	0,000

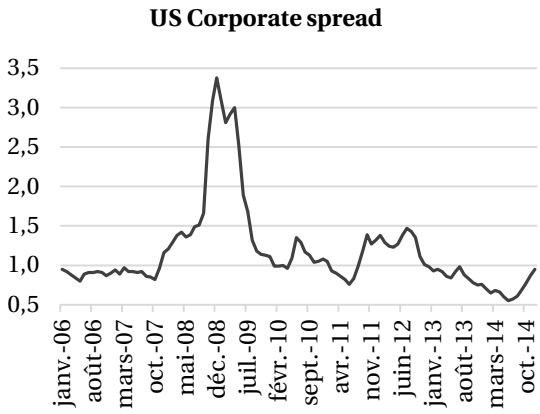
*Test de normalité réalisé sur les spreads souverains en différence (spread intégré d'ordre 1).
**Les tests ARCH d'hétéroscédasticité sont réalisés sur les AR(1).

ANNEXE 2.4 - Evolution des facteurs de risque entre janvier 2006 et décembre 2014

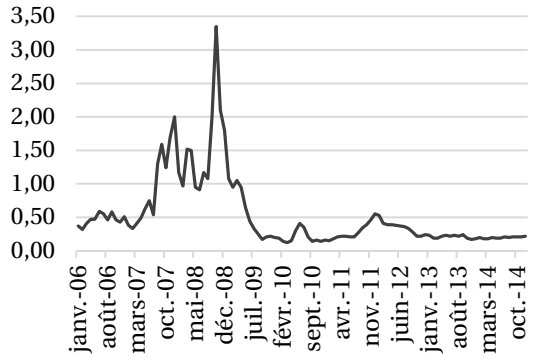
Cette annexe expose l'évolution mensuelle de l'ensemble des facteurs de risque retenus pour l'explication des spreads souverains des pays de la zone euro, entre 02/01/2006 et 31/12/2014. Les données présentées sont brutes, c'est-à-dire non exprimées en rapport à celles de l'Allemagne (pays référent).

a- <u>Variables liées au facteur de risque global</u>





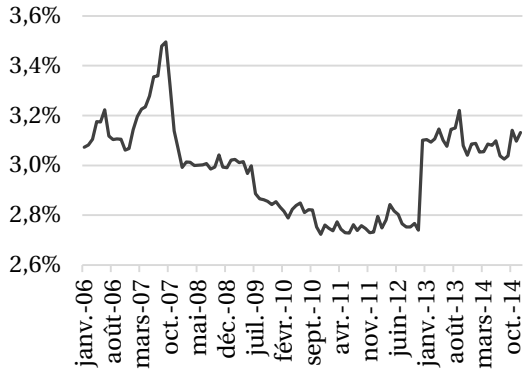
Ted-Spread



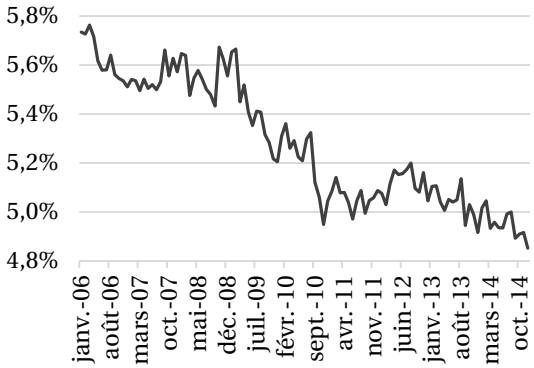
b- Variables relatives à la liquidité

- **La taille du marché obligataire (Dette publique i/Dettes totales) par pays**

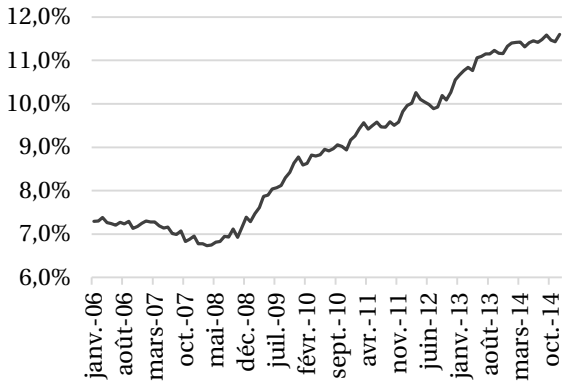
Autriche



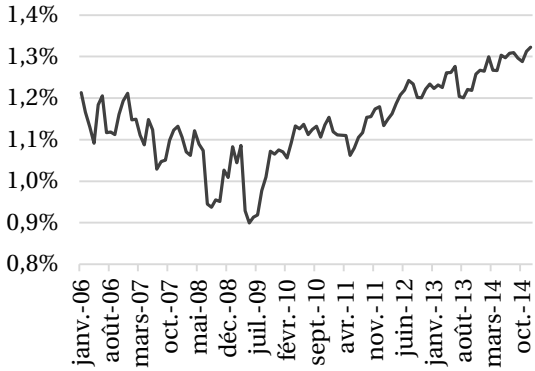
Belgique

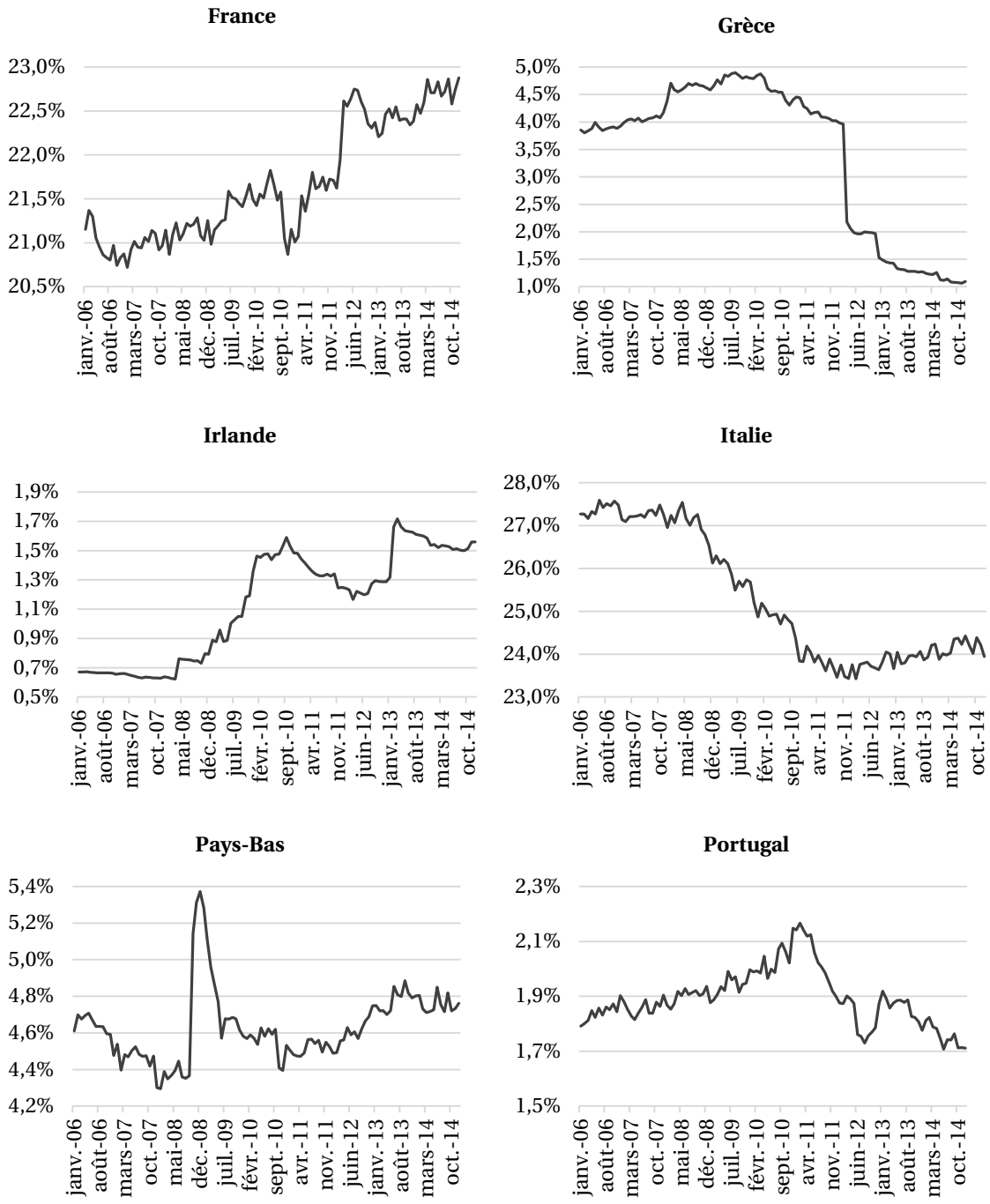


Espagne

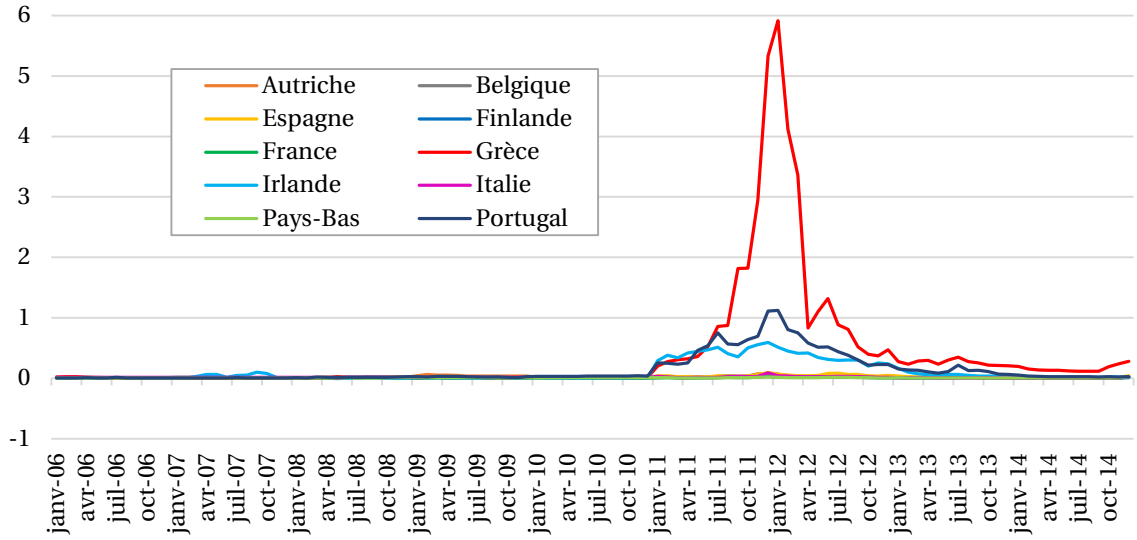


Finlande

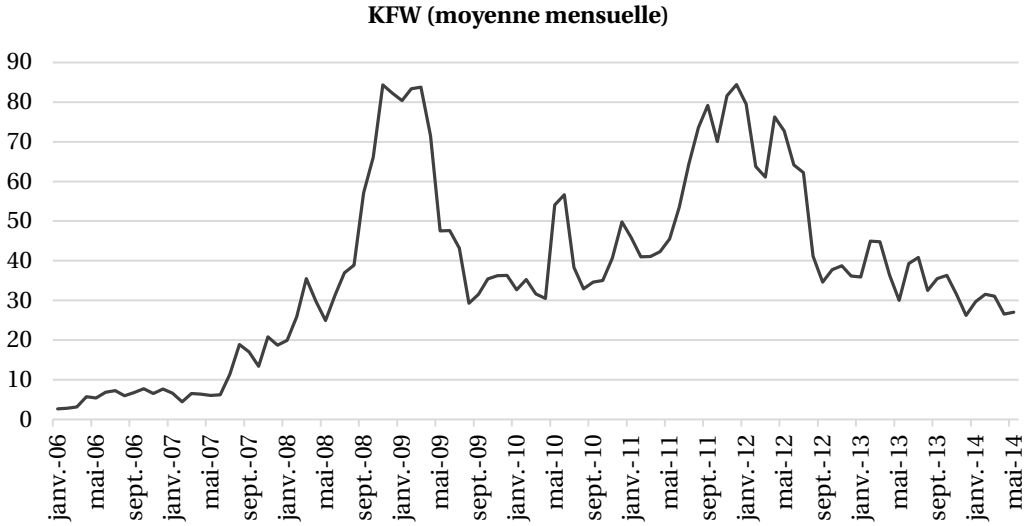



France
23,0%
22,5%
22,0%
21,5%
21,0%
20,5%
janv.-06
août-06
mars-07
oct.-07
mai-08
déc.-08
juil.-09
févr.-10
sept.-10
avr.-11
nov.-11
juin-12
janv.-13
août-13
mars-14
oct.-14
Grèce
5,0%
4,5%
4,0%
3,5%
3,0%
2,5%
2,0%
1,5%
1,0%
Irlande
1,9%
1,7%
1,5%
1,3%
1,1%
0,9%
0,7%
0,5%
Italie
28,0%
27,0%
26,0%
25,0%
24,0%
23,0%
Pays-Bas
5,4%
5,2%
5,0%
4,8%
4,6%
4,4%
4,2%
Portugal
2,3%
2,1%
1,9%
1,7%
1,5%

- **Profondeur du marché obligataire : Spread bid-ask**

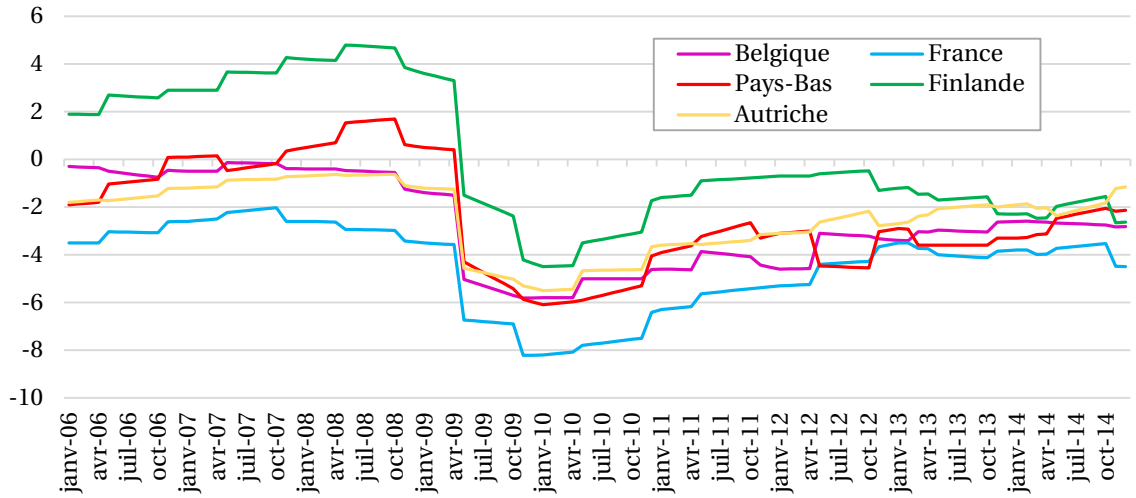


- **Spread KfW**

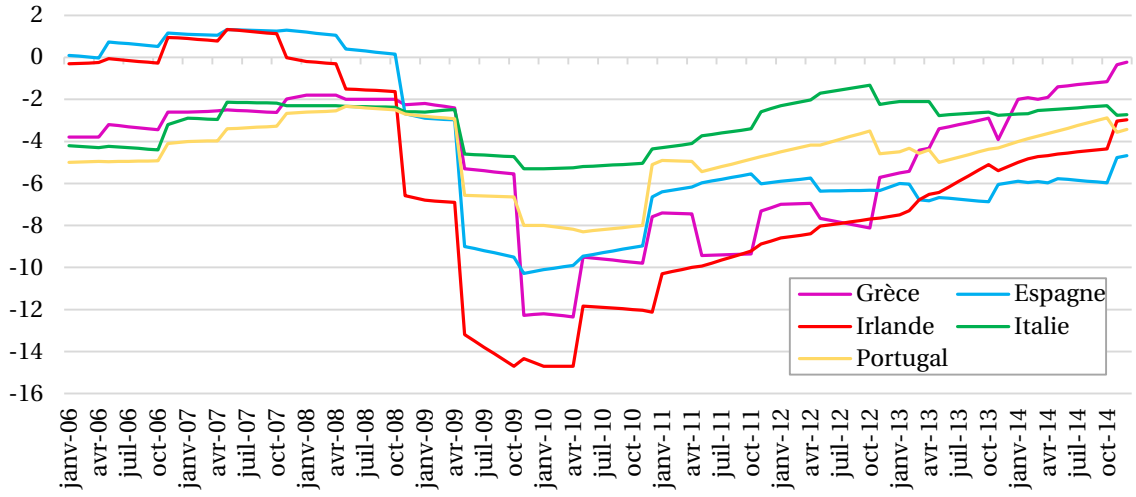


c- Variables relatives au facteur de risque spécifique

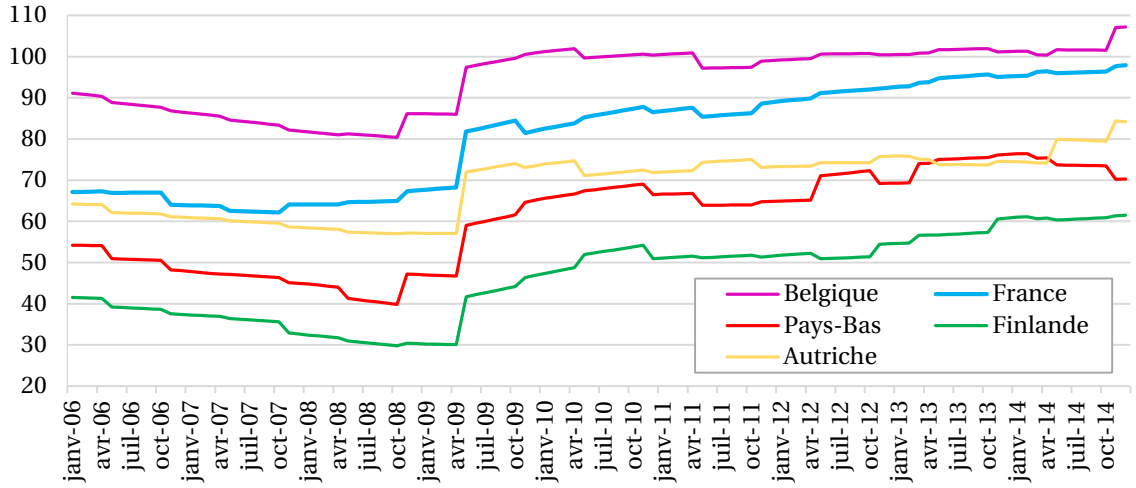
Solde budgétaire en pourcentage du PIB (SB/PIB) (Groupe 1)



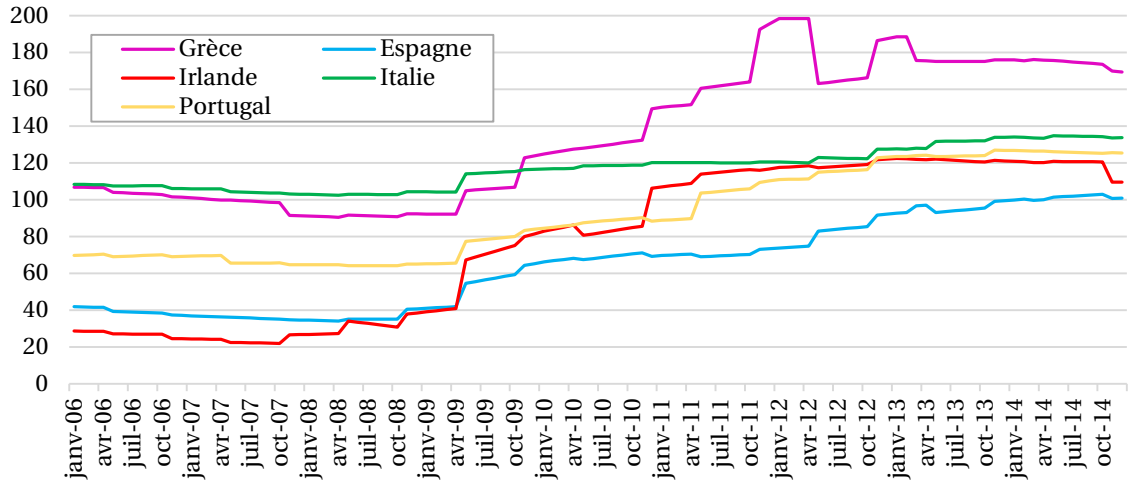
Solde budgétaire en pourcentage du PIB (SB/PIB) (Groupe 2)



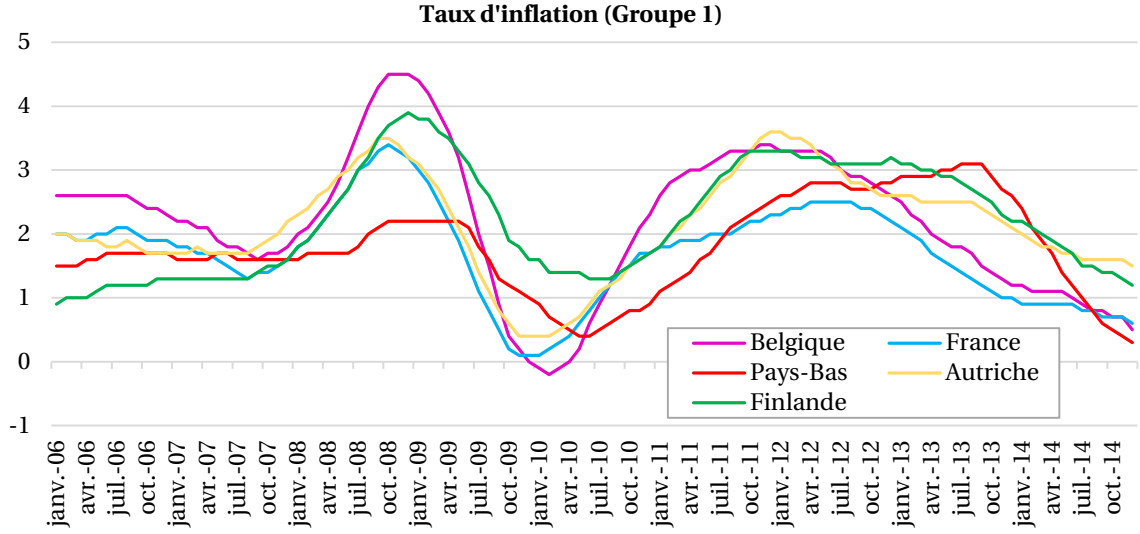
Dettes publiques en pourcentage du PIB (DP/PIB) (Groupe 1)



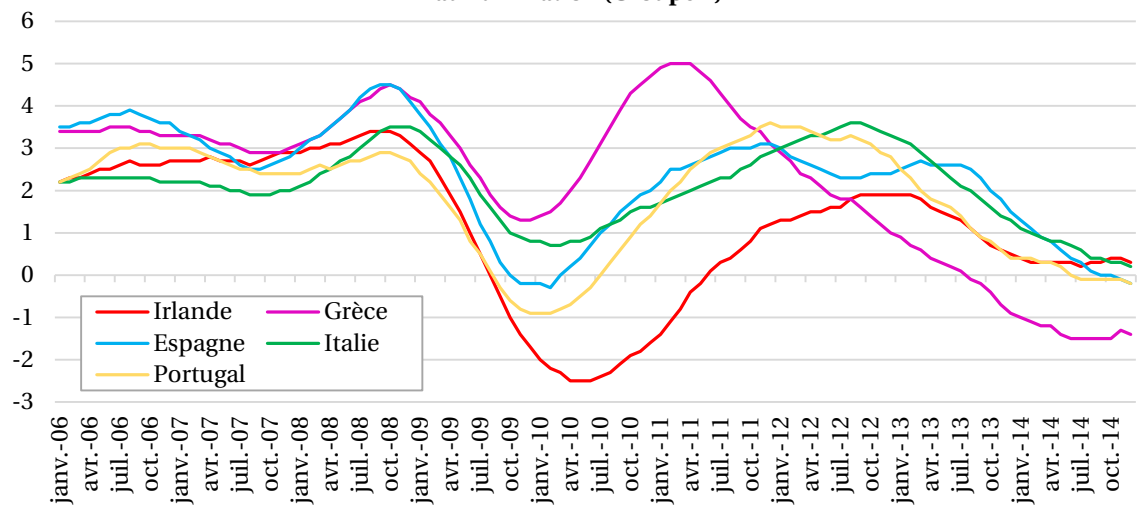
Dettes publiques en pourcentage du PIB (DP/PIB) (Groupe 2)



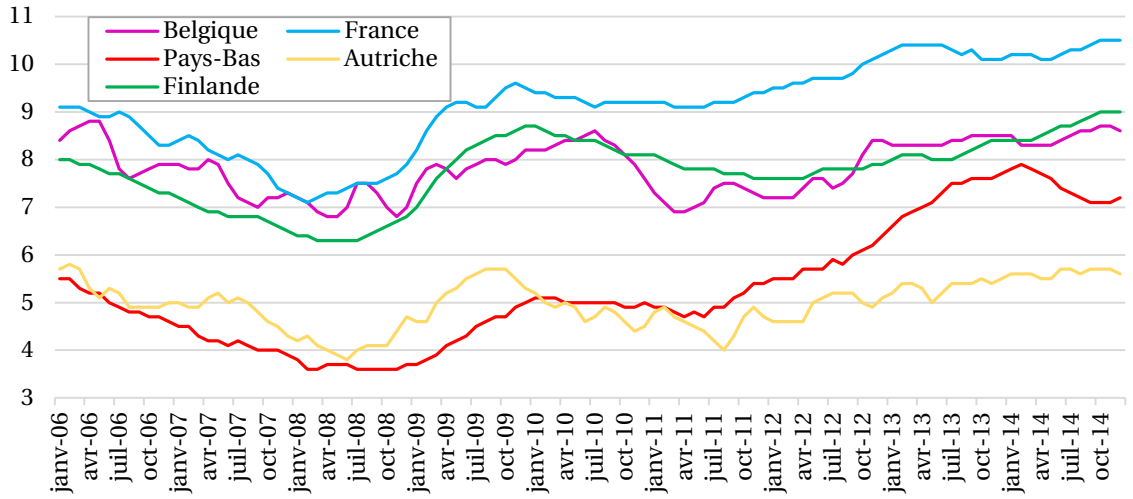
Taux d'inflation (Groupe 1)



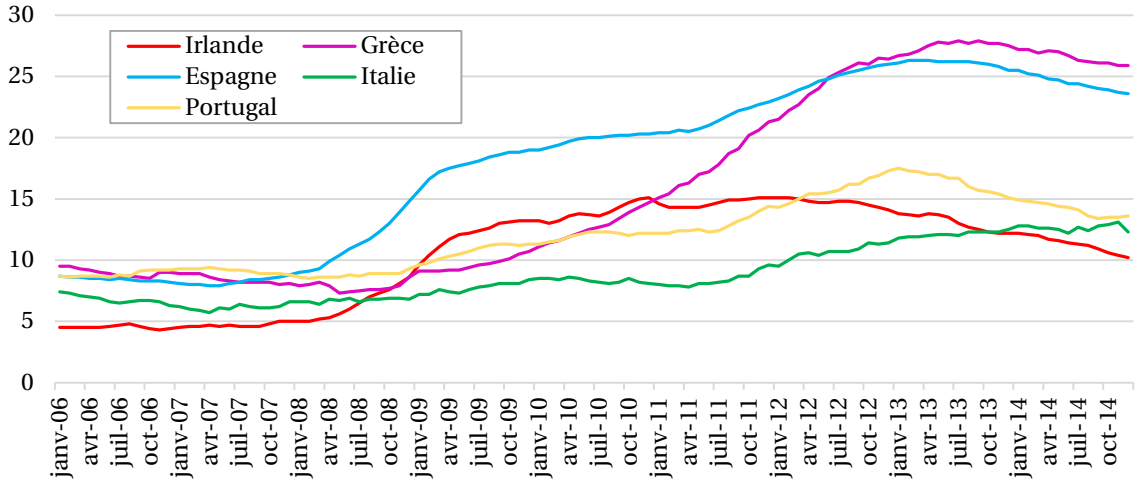
Taux d'inflation (Groupe 2)



Taux de chômage (Groupe 1)

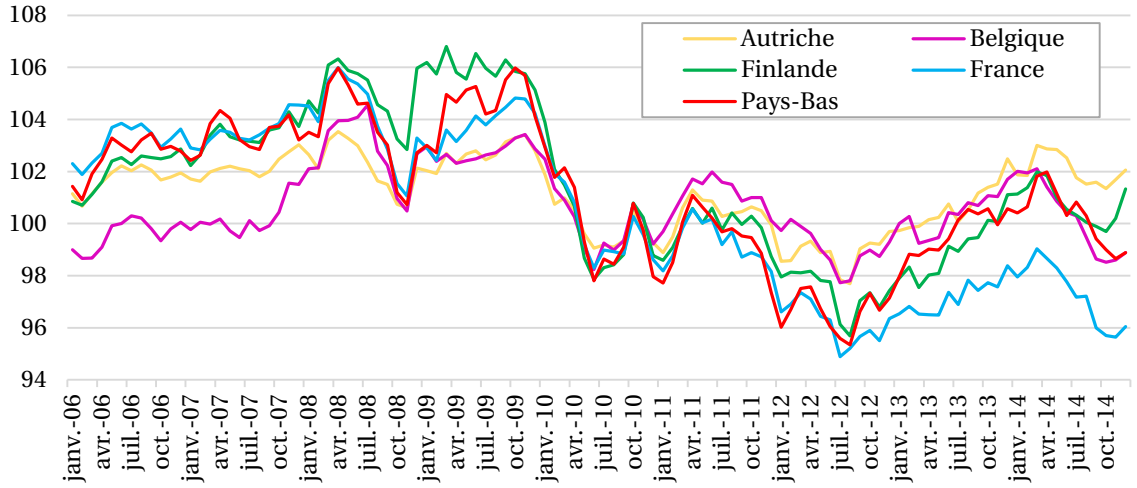


Taux de chômage (Groupe 2)

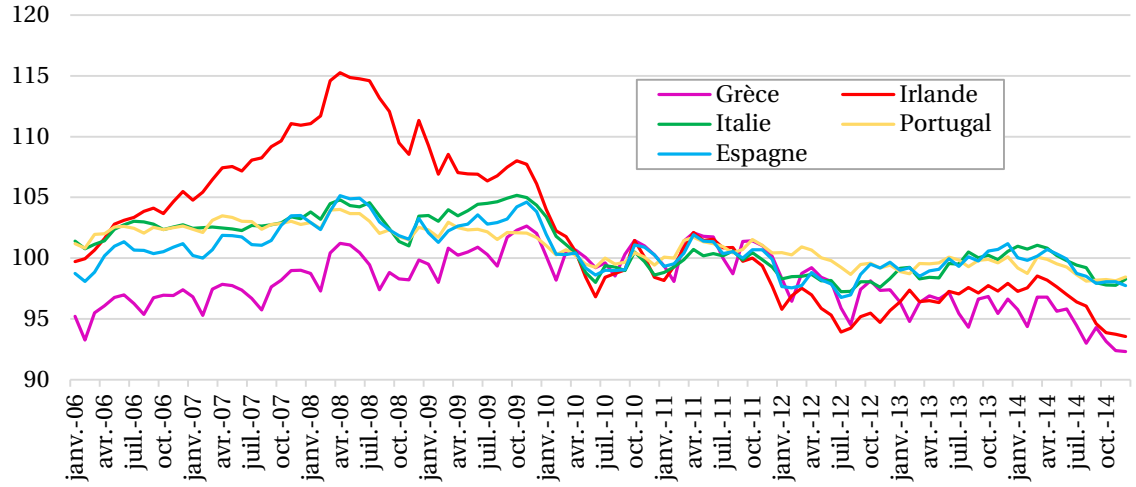


d- <u>Variables relatives à la compétitivité et au cycle économique</u>

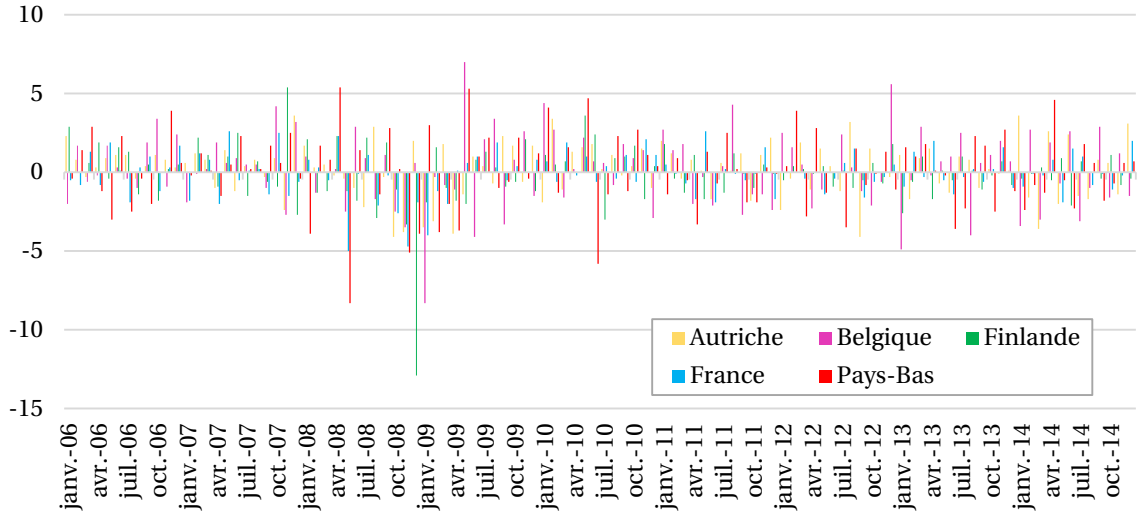
Taux de change effectif réel (Groupe 1)



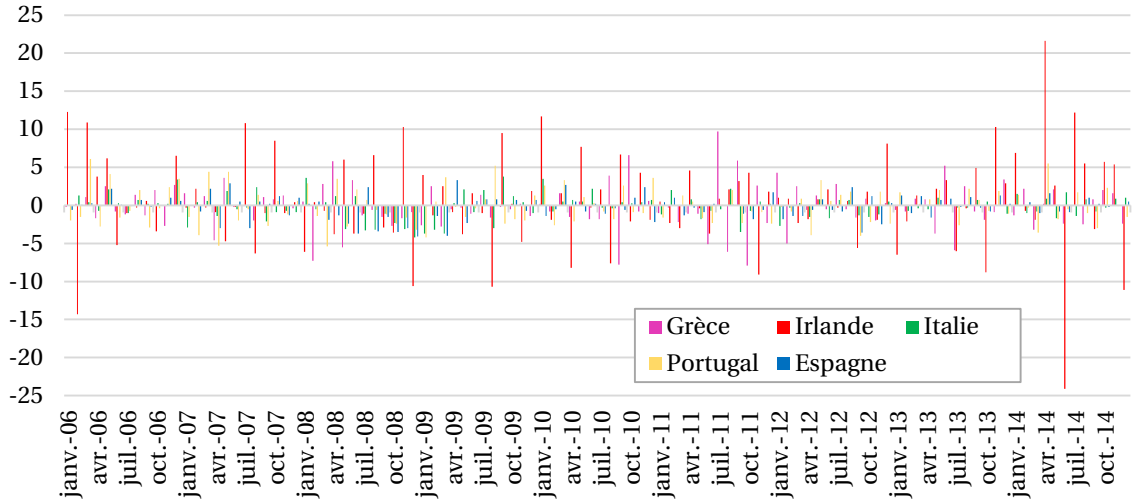
Taux de change effectif réel (Groupe 2)



Taux de croissance du volume de la production industrielle (Groupe 1)



Taux de croissance du volume de la production industrielle (Groupe 2)



ANNEXE 2.5 - Statistiques descriptives des facteurs de risque entre janvier 2006 et décembre 2014

Cette annexe présente quelques statistiques descriptives de l'ensemble des facteurs de risque retenus pour l'explication des spreads souverains des pays de la zone euro, entre le 02/01/2006 et le 31/12/2014. Les données présentées sont exprimées en rapport à celles de l'Allemagne (pays référent).

Variables relatives au facteur de risque global

	Moyenne	Maximum	Minimum	Ecart type
Vstoxx	24,60	63,27	14,16	9,37
US Swap Spread	0,26	0,74	-0,03	0,23
US Corporate spread	1,17	3,38	0,55	0,56
Ted-Spread	0,53	3,35	0,12	0,53

Variables relatives au facteur de liquidité

	Dette publique i / Dettes totales				**Spread bid-ask**			
	Moyenne	**Min**	**Max**	**Ecart-type**	**Moyenne**	**Min**	**Max**	**Ecart-type**
Autriche	0,13	0,11	0,15	0,01	5,24	-0,92	16,82	4,60
Belgique	0,23	0,20	0,25	0,01	4,11	-0,35	16,22	3,78
Espagne	0,39	0,28	0,53	0,08	6,52	-0,35	38,00	8,04
Finlande	0,05	0,04	0,06	0,00	2,78	-1,08	9,67	2,03
France	0,95	0,85	1,05	0,05	2,41	0,55	10,38	2,09
Grèce	0,15	0,05	0,22	0,06	126,29	-2,35	1529,09	244,11
Irlande	0,05	0,03	0,08	0,02	36,20	-1,12	188,45	54,42
Italie	1,10	0,97	1,19	0,06	4,29	-0,51	14,71	3,22
Pays-Bas	0,20	0,18	0,24	0,01	2,33	-0,88	11,88	1,67
Portugal	0,08	0,07	0,10	0,01	49,74	-1,25	340,45	73,47

Variables relatives au facteur de risque spécifique

	SB/PIB				**DP/PIB**				**Inflation**				**Chômage**			
	Moy.	**Min**	**Max**	**Ecart-type**	**Moy.**	**Min**	**Max**	**Ecart-type**	**Moy.**	**Min**	**Max**	**Ecart-type**	**Moy.**	**Min**	**Max**	**Ecart-type**
Autriche	4,76	-69,50	71,00	15,11	0,94	0,89	1,16	0,05	1,29	0,82	2,50	0,31	0,76	0,49	1,16	0,21
Belgique	4,46	-169,00	80,00	25,11	1,29	1,19	1,48	0,05	1,17	-1,00	2,00	0,51	1,20	0,77	1,78	0,31
Espagne	7,54	-281,00	173,00	48,92	0,86	0,54	1,39	0,27	1,18	-1,50	2,00	0,67	2,97	0,82	5,10	1,58
Finlande	-6,00	-166,00	59,00	29,13	0,62	0,48	0,85	0,10	1,65	0,45	8,00	1,44	1,20	0,75	1,84	0,33
France	8,41	-269,50	112,00	39,20	1,09	0,94	1,35	0,10	0,97	0,33	2,00	0,27	6,90	4,90	10,60	1,64
Grèce	8,87	-47,00	72,00	15,43	1,82	1,38	2,45	0,37	1,69	-1,75	8,50	1,99	2,69	0,87	5,43	1,81
Irlande	10,62	-178,00	138,00	36,18	1,02	0,34	1,62	0,48	-0,12	-11,50	1,65	2,60	1,72	0,42	2,80	0,85
Italie	6,32	-163,50	92,00	25,74	1,59	1,46	1,84	0,10	1,32	0,25	4,00	0,65	1,42	0,65	2,67	0,66
Pays-Bas	2,83	-128,00	74,00	22,71	0,82	0,64	0,99	0,10	1,18	0,38	5,00	0,74	0,84	0,46	1,55	0,37
Portugal	9,16	-206,00	105,00	34,15	1,24	1,00	1,73	0,25	0,67	-4,50	1,76	1,26	1,93	0,82	3,30	0,83

Variables relatives aux facteurs de la compétitivité et de cycle économique

	Taux de croissance du volume de la production industrielle				Taux de change effectif réel			
	Moyenne	**Min**	**Max**	**Ecart-type**	**Moyenne**	**Min**	**Max**	**Ecart-type**
Autriche	0,47	-36,00	36,00	5,80	1,00	0,96	1,05	0,03
Belgique	-0,05	-34,00	42,00	7,34	1,00	0,95	1,04	0,03
Espagne	-0,17	-14,00	12,00	2,85	1,00	0,95	1,04	0,02
Finlande	-0,29	-27,00	9,00	4,48	1,00	0,97	1,04	0,02
France	0,51	-10,00	25,00	3,34	0,99	0,98	1,01	0,01
Grèce	0,00	-50,00	24,33	7,79	0,97	0,91	1,03	0,04
Irlande	0,96	-60,25	85,00	14,97	1,01	0,96	1,08	0,03
Italie	0,13	-11,00	15,00	3,21	1,00	0,97	1,03	0,02
Pays-Bas	0,17	-24,00	39,00	6,92	1,00	0,97	1,03	0,01
Portugal	0,87	-36,00	29,00	6,08	1,00	0,96	1,05	0,03

ANNEXE 2.6 - Résultats des tests de racine unitaire sur les facteurs de risque

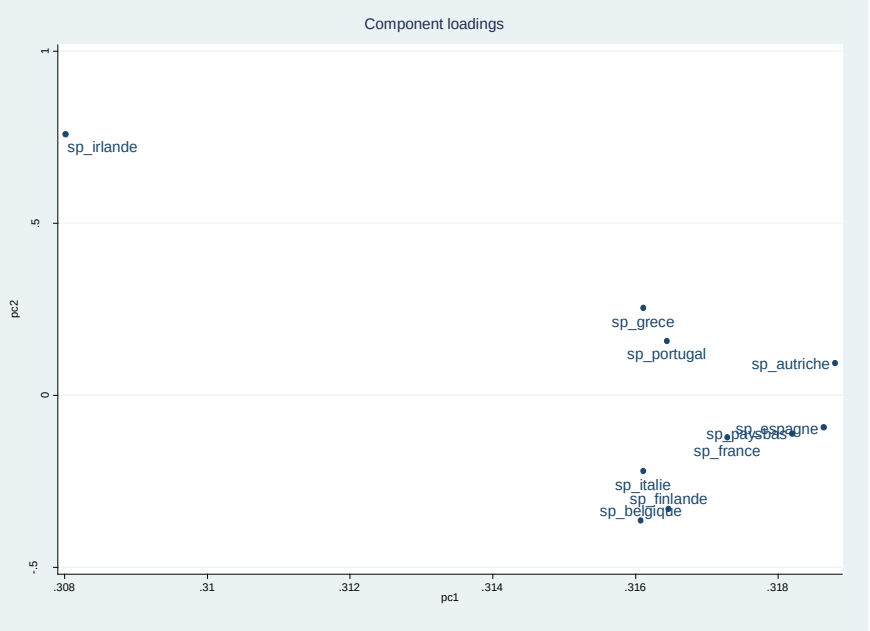
	Autriche	**Belgique**	**Espagne**	**Finlande**	**France**	**Grèce**	**Irlande**	**Italie**	**Pays-Bas**	**Portugal**
Risque global										
Baa_Aaa	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Vstoxx	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TedSpread	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
SwapSpread	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Risque de liquidité										
Taille du marché obligataire (dette pays/Dette totale ZE)	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Spread Bid-Ask	1	1	1	0	1	1	1	0	0	1
Spread KfW	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Risque spécifique										
SB/PIB	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Dettes Publiques / PIB	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Inflation	1	1	1	1	0	1	0	1	0	0
Taux de chômage	1	0	1	1	0	1	1	1	1	1
Compétitivité & cycle économique										
Production industrielle	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Taux de change effectif réel	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1

Note : Ce tableau présente les ordres d'intégration issus de l'application du test de Dickey-Fuller Augmenté sur l'ensemble des variables explicatives. Le seuil de significativité est de 5%.

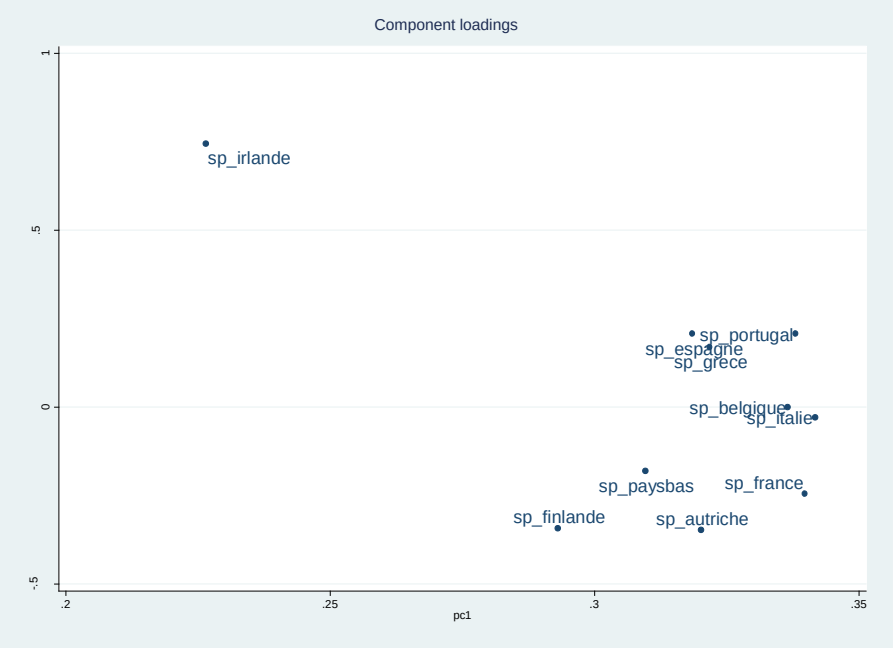
ANNEXE 2.7 - Matrice de corrélation entre les spreads obligataires souverains

	Autriche	Belgique	Espagne	Finlande	France	Grèce	Irlande	Italie	Pays-Bas	Portugal
Autriche	1,000									
Belgique	0,888	1,000								
Espagne	0,647	0,814	1,000							
Finlande	0,877	0,715	0,461	1,000						
France	0,868	0,928	0,884	0,695	1,000					
Grèce	0,690	0,850	0,929	0,431	0,881	1,000				
Irlande	0,689	0,860	0,744	0,528	0,712	0,794	1,000			
Italie	0,746	0,889	0,964	0,558	0,950	0,928	0,724	1,000		
Pays-Bas	0,861	0,752	0,639	0,917	0,789	0,568	0,581	0,700	1,000	
Portugal	0,719	0,913	0,911	0,482	0,902	0,959	0,854	0,935	0,600	1,000

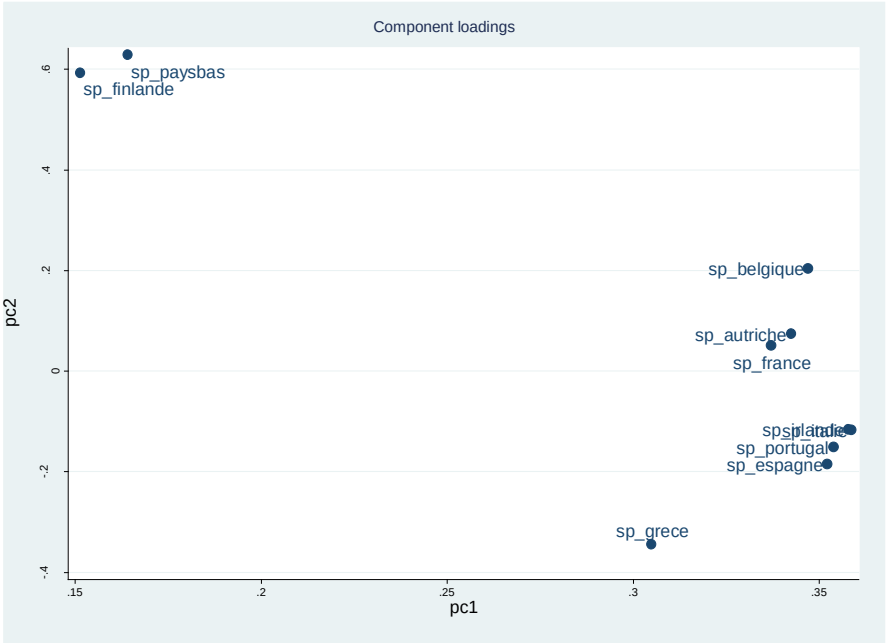
ANNEXE 2.8 - Représentation des pays selon les deux axes factoriels (*pc1*) et (*pc2*), sous-période 1 (Panel B)



ANNEXE 2.9 - Représentation des pays selon les deux axes factoriels (*pc1*) et (*pc2*), sous-période 2 (Panel C)



ANNEXE 2.10 - Représentation des pays selon les deux axes factoriels (*pc1*) et (*pc2*), sous-période 3 (Panel D)



Chapitre 3.

Déterminants des spreads obligataires souverains : Etude empirique sur le marché de la zone euro

Sommaire

3.1. Introduction 101
3.2. Modélisation de la volatilité conditionnelle des spreads obligataires souverains... 103
3.2.1. Modèles GARCH : Brève revue de la littérature 103
3.2.2. Le modèle GARCH et ses extensions 105
3.3. Les déterminants des spreads obligataires souverains 111
3.3.1. Analyse en séries temporelles 111
3.3.2. Analyse sur données de panel 122
3.4. Conclusion 133
3.5. Annexes du chapitre 3 136

3.1. Introduction

Au sein de la zone euro, l'introduction de la monnaie unique a marqué une convergence des taux de rendement des obligations publiques entre les pays. Toutefois, cette période de stabilité a été altérée depuis l'été 2007 par la survenance de la crise des sub-primes, puis celle de la zone euro. Ces crises ont engendré de fortes volatilités des taux obligataires, entraînant un élargissement des spreads souverains, particulièrement ceux des pays dont les fondamentaux budgétaires et macroéconomiques sont fragiles.

Une condition nécessaire pour la détermination des politiques d'intervention optimales pour le contrôle de la crise de la zone euro, est la connaissance des facteurs de risque susceptibles d'impacter les obligations d'États européens.

En plus de l'identification de ces facteurs de risque, plusieurs travaux ont tenté d'apporter des modèles permettant d'estimer et de prévoir la volatilité des marchés financiers, notamment le marché obligataire souverain. Ces modèles serviront aux autorités publiques pour prévoir la volatilité des spreads obligataires et se prémunir contre l'instabilité financière. Pour les investisseurs, la prévision de la volatilité des obligations leur permet une meilleure couverture de leurs placements.

Dans ce chapitre, notre analyse se concentre sur l'identification des variables déterminantes des spreads obligataires souverains des pays de la zone euro. Les facteurs explicatifs utilisés sont liés à l'aversion générale au risque, à la liquidité, aux fondamentaux budgétaires et macroéconomiques spécifiques au pays, à la compétitivité, au cycle économique et à l'effet de contagion. Notre étude couvre la période entre janvier 2006 et décembre 2014 et la fréquence de nos données est mensuelle.

Dans un premier temps, sur une étude réalisée sur des données en séries temporelles, nous nous intéressons à l'identification des variables explicatives de la dynamique des spreads souverains et de leurs volatilités. Tout d'abord, nous procédons à une modélisation de la variance conditionnelle des spreads souverains à l'aide des processus de types GARCH et nous essayons d'apporter des réponses aux interrogations suivantes :

- L'introduction de l'asymétrie des chocs dans les modèles GARCH, à travers les modèles TGARCH et EGARCH, permet-elle d'améliorer les résultats des estimations du modèle GARCH traditionnel ? si oui, lequel des deux modèles est le mieux adapté pour la modélisation de la variance conditionnelle des spreads obligataires souverains ?

- La distribution gaussienne des innovations permet-elle de tenir compte pleinement de l'excès du kurtosis observé dans les séries des spreads ? le recours aux distributions non gaussiennes (Student et GED) peut-il améliorer la performance de notre modèle ?

Nous trouvons qu'un processus EGARCH associé à une distribution normale des erreurs pour certains pays, et à une distribution GED pour d'autres pays, est le mieux adapté pour la modélisation de la variance conditionnelle des spreads souverains.

Tenant compte des caractéristiques de l'équation de la variance des spreads, nous testons l'impact de l'introduction des facteurs de risque sur leur volatilité, distinctement. Nous montrons que la volatilité des spreads au cours de notre période étudiée est plus liée aux facteurs de risque global et à la liquidité. L'impact direct de ces variables sur les spreads est fonction du groupe auquel un pays donné appartient, à savoir le groupe des pays « cœur » ou « périphériques » de la zone euro.

Dans une troisième étude empirique, nous mettons en exergue les relations existantes entre les spreads souverains et certains facteurs de risque, au cours des différentes sous-périodes identifiées précédemment. Cette étude sera menée à travers une analyse sur des données de panel qui nous permettra d'exploiter la double dimension, individuelle et temporelle de nos séries.

Notre approche présente les spécificités suivantes :

- La modélisation de la variance conditionnelle des spreads obligataires souverains à travers un modèle EGARCH associé à une distribution gaussienne et GED ;
- L'étude de l'impact des facteurs de risque sur la moyenne et la volatilité des spreads souverains, conjointement, est originale sur ce sujet ;
- L'examen des facteurs déterminants des spreads souverains sur différentes sous-périodes nous permet d'étudier si l'impact de ces facteurs diffère entre les périodes de crises et de relatives stabilités. Cette analyse nous permettra également d'identifier les variables explicatives des spreads au-delà de la phase la plus intense de la crise de la zone euro.

Ce chapitre est organisé comme suit ; après une revue de la littérature sur les modèles GARCH et leurs extensions, nous exposons notre méthodologie de recherche, les caractéristiques de notre modèle et les résultats empiriques issus de nos estimations.

3.2. Modélisation de la volatilité conditionnelle des spreads obligataires souverains

Dans ce chapitre, nous nous intéressons au concept de la volatilité conditionnelle car, elle permet de rendre compte de certains faits observés dans les séries financières, notamment la leptokurticité (queues de distribution épaisses), le regroupement de volatilité, l'effet de levier (un choc à la baisse a un impact plus significatif sur la volatilité que celui d'un choc à la hausse), etc. La volatilité conditionnelle est issue des modèles économétriques de type GARCH et permet de modéliser une volatilité dépendante du temps, c'est-à-dire liée à ses états passés.

Cette section propose dans un premier temps une brève revue de la littérature sur les modèles GARCH et leurs extensions. Dans un second temps, nous modélisons la variance conditionnelle des spreads souverains à l'aide des processus GARCH traditionnels, pour introduire ensuite l'asymétrie dans ces modèles, dans le cadre d'une loi de distribution conditionnelle des innovations gaussienne (loi normale) et non gaussienne (loi de Student et de la GED).

3.2.1. Modèles GARCH : Brève revue de la littérature

Les processus ARMA (*Autoregressive Moving Average*) classiques supposent des aléas de type bruit blanc, c'est-à-dire des combinaisons linéaires d'une séquence de variable aléatoires non corrélées dans le temps. Cependant, une observation de l'évolution historique des séries financières présente l'évidence que les volatilités ne sont pas constantes dans le temps.

Permettre à la volatilité conditionnelle de dépendre du temps consiste alors à remettre en cause la propriété d'homoscédacticité, généralement retenue dans le cadre des modèles linéaires. Engle (1982) était le premier à présenter le modèle autorégressif conditionnellement hétéroscédastique, ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) qui autorise une volatilité qui évolue dans le temps. Ce modèle permet également, la présence de queues épaisses et est donc à même de prendre en considération les informations contenues dans ces queues. En effet, le kurtosis non conditionnel associé au processus ARCH linéaire est toujours supérieur à celui de la loi normale (supérieur à 3), traduisant l'aspect leptokurtique de la distribution du processus étudié. Ce modèle a été ensuite généralisé par Bollerslev (1986) qui a proposé le processus de type GARCH *(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)*.

Toutefois, bien qu'ils autorisent la variabilité de la variance dans le temps, ces modèles supposent que l'impact des chocs passés sur la variance actuelle est symétrique, c'est-à-dire qu'ils sont supposés avoir un même effet, qu'ils soient positifs ou négatifs.

L'impact asymétrique des chocs a été mis en évidence par Black (1976) et confirmé par French et al. (1987). Ainsi, des extensions aux processus ARCH et GARCH ont été développées. Deux grandes classes de modèles ont été proposées : EGARCH (Nelson (1991)) et TARCH (Engle et Bollerslev (1986)), généralisés par la suite par Rabemananjara et Zakoian (1993) qui ont développé le TGARCH. Ces modèles prennent en compte les phénomènes d'asymétrie des chocs en autorisant une différenciation entre les effets des chocs positifs et négatifs dans l'équation de la variance conditionnelle.

Bien que l'hypothèse de normalité des innovations dans les processus GARCH, symétriques ou asymétriques, engendre mécaniquement un excès de kurtosis de la distribution non conditionnelle, d'autres densités des erreurs ont été proposées pour tenir compte pleinement du caractère leptokurtique des séries financières. Bollerslev (1987) et Baillie et Bollerslev (1989), entre autres, proposent la distribution de Student. Nelson (1991) et Marcucci (2005), par exemple, préconisent la distribution GED (*Generalized Error Distribution*). Ces deux distributions autorisent des queues plus épaisses que la loi normale[42].

Dans le cadre du marché obligataire souverain, certaines études ont fait référence aux processus de type GARCH pour la modélisation de la variance conditionnelle des spreads souverains.

Arru et al. (2013) ont utilisé un modèle EGARCH (1,1) avec une distribution GED des innovations pour étudier l'impact de certaines annonces macroéconomiques, américaines et européennes sur les spreads souverains des pays de la zone euro[43]. Afonso et al. (2014) ont déterminé l'effet d'une annonce relative au changement de rating d'un pays sur le comportement de la volatilité des rendements des obligations souveraines à 10 ans et des indices boursiers des pays considérés. Pour ce faire, les volatilités paramétriques ont été filtrées suivant une spécification EGARCH, tenant compte d'une distribution de Student.

[42] Taylor (1994) et Xu et Taylor (1995) ont démontré qu'une distribution GED conduit à de meilleurs résultats qu'une distribution de Student pour les taux de change.
[43] Etude réalisée entre 2005 et 2010 sur les spreads obligataires souverains, exprimés à une fréquence hebdomadaire. L'échantillon de pays couvre la Belgique, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Portugal et l'Espagne.

3.2.2. Modèle GARCH et extensions

L'analyse descriptive réalisée sur les spreads souverains montre un excès de kurtosis[44] et la présence du phénomène de regroupement de volatilité « volatility clustering » dans les rendements des spreads[45]. Ces observations justifient notre recours à la famille des processus GARCH pour la modélisation de la volatilité conditionnelle des spreads obligataires.

Par ailleurs, l'application des tests ARCH sur les résidus des AR(1) des spreads souverains en différence première[46] des pays de la zone euro, confirme la présence d'hétéroscédasticité dans les séries étudiées. L'espérance conditionnelle des spreads (en différence) se présente comme suit :

$$\Delta S_t = c + a\,\Delta S_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

S_t, c et a représentent respectivement le spread souverain à t, la constante et le coefficient d'autorégression des spreads en différence. Les résidus de cette régression ε_t sont normalement distribués. La variance conditionnelle σ_t^2 est modélisée par un processus GARCH.

3.2.2.1 Modèles GARCH, TGARCH et EGARCH

a- Processus GARCH (p,q)

La variance conditionnelle qui suit un processus GARCH (p,q), est définie comme la somme d'un terme autorégressif et d'une moyenne mobile des carrés des innovations, avec q l'ordre de l'autorégressif du terme GARCH et p l'ordre de la moyenne mobile du terme ARCH, et s'écrit :

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

ω est une constante, α_i est le coefficient sur la valeur du carré des résidus en t-i et β_j est le coefficient autorégressif sur la variance de la période t-j. La positivité de la variance est garantie en imposant les restrictions suivantes sur les paramètres ; $\omega > 0$ et α_i *et* $\beta_j \geq 0$. Plus $\sum \alpha_i + \sum \beta_j$ est proche de un, plus la persistance est élevée. Selon cette spécification, l'impact des chocs, qu'ils soient positifs ou négatifs est supposé avoir le même effet sur la variance conditionnelle.

[44] Voir *annexe 2.3* du *Chapitre 2.*
[45] Voir *figure 2.4* du *Chapitre 2.*
[46] Voir *annexe 2.3* du *Chapitre* 2.

A cet effet, d'autres spécifications de la variance conditionnelle de type GARCH asymétrique peuvent être envisagées, notamment les processus TGARCH et EGARCH.

b- Processus TGARCH (p,q)

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \, \varepsilon_{t-k}^2 \, I_{t-k}^-$$

Avec, $I_t^- = 1$ si $\varepsilon_t < 0$ et 0 sinon.

Dans ce modèle, l'impact d'un choc positif (bonne nouvelle ; $\varepsilon_{t-i} > 0$) et d'un choc négatif (mauvaise nouvelle ; $\varepsilon_{t-i} < 0$) sur la variance conditionnelle est différent. L'impact des chocs positifs est mesuré par α_i, alors que les chocs négatifs sont exprimés par $\alpha_i + \gamma_k$. Si $\gamma_k > 0$, alors $\alpha_i + \gamma_i \geq \alpha_i$, signifiant qu'une mauvaise nouvelle aura tendance à accentuer la volatilité et on dit alors qu'il y'a un effet de levier d'ordre i. En revanche, si $\gamma_i < 0$, une bonne nouvelle aura un impact plus important sur la volatilité. Si $\gamma_i \neq 0$, l'impact des nouvelles sera asymétrique.

Lorsque $\gamma_i = 0$, le modèle TGARCH devient GARCH. Le processus GARCH est donc une spécification particulière du modèle TGARCH.

c- Processus EGARCH (p,q)

$$Ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{j=1}^{q} \beta_j Ln(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

Avec, α_i le paramètre sur la valeur absolue du résidu normalisé de la période *t-i* en *t-i*, β_j le paramètre autorégressif en *t-j* et γ_k reflète l'effet d'asymétrie correspondant à l'impact complémentaire ou spécifique d'un choc négatif.

Dans ce modèle, la variance conditionnelle est exprimée en log, ce qui implique que l'effet de levier est exponentiel et non quadratique (comme pour les modèles GARCH). La présence d'un effet de levier peut être testée par l'hypothèse γ_i<0. Dans le modèle EGARCH, la réponse de la volatilité aux chocs positifs et négatifs est asymétrique. Pour les chocs positifs, l'impact est mesuré par $(\alpha_i + \gamma_i)$, et par $(\alpha_i - \gamma_i)$ pour les chocs négatifs. Ainsi, si le coefficient α_i est positif et γ_i est négatif, alors le choc négatif a un impact plus important sur la volatilité, par rapport à un choc positif de même ampleur, puisque $(\alpha_i - \gamma_i) \geq (\alpha_i + \gamma_i)$, sinon c'est le choc positif qui a plus d'impact sur la volatilité. Si $\gamma_k \neq$0, l'impact des nouvelles est asymétrique.

3.2.2.2 Résultats empiriques

Dans le cadre de ce travail, ce sont les spécifications GARCH(1,1), TGARCH(1,1) et EGARCH(1,1) qui seront considérées[47].

De ce fait, l'espérance conditionnelle des spreads obligataires souverains (en différences) est modélisée par un AR (1)[48] et la variance conditionnelle par les processus GARCH (1,1), TGARCH (1,1) et EGARCH (1,1), respectivement.

$$\Delta S_t = c + a\Delta S_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

Avec,

GARCH (1,1) : $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$

TGARCH (1,1) : $\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma\varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1}^-$

EGARCH (1,1): $Ln\,(\sigma_t^2) = \omega + \alpha\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \beta Ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$

Où, α mesure l'effet d'un choc sur les spreads, β le terme autorégressif et γ reflète l'effet d'asymétrie.

Les estimations sont fondées sur la procédure de quasi-maximum de vraisemblance, en se référant à l'algorithme de Marquardt (1963).

Les différentes estimations réalisées sur les processus, linéaire GARCH (1,1), et non linéaires TGARCH (1,1) et EGARCH (1,1), tenant compte d'une distribution gaussienne des innovations, sont présentées dans l'*annexe 3.1* et conduisent aux conclusions suivantes :

- Les coefficients d'asymétrie (γ) ressortent significatifs dans la plupart des estimations, d'où la pertinence de l'hypothèse de présence d'un effet d'asymétrie. Les impacts des bonnes et mauvaises nouvelles sur la volatilité sont donc dissymétriques.
- Les coefficients d'asymétrie (γ) sont positifs dans les modèles EGARCH et négatifs dans les modèles TGARCH. Dans les modèles EGARCH

[47] Par souci de parcimonie, nous privilégions les ordres (1,1) dans les modèles de types GARCH. Par ailleurs, ce chapitre étant principalement axé sur l'estimation des coefficients relatifs aux variables susceptibles d'expliquer la dynamique des spreads souverains, nous porterons ainsi notre étude uniquement à ces ordres.

[48] Les graphiques des autocorrélations partielles des spreads obligataires indiquent que les séries suivent un processus AR d'ordre 1.

(respectivement TGARCH), les chocs positifs sont mesurés par $\alpha_i + \gamma_i$ (α_i) et ceux négatifs par $\alpha_i - \gamma_i$ $(\alpha_i + \gamma_i)$. Ainsi, nos estimations suggèrent que l'impact positif des chocs est plus important sur la volatilité que celui des chocs négatifs, de même ampleur, étant donné que $(\alpha_i + \gamma_i) \geq (\alpha_i - \gamma_i)$ pour les modèles EGARCH et $\alpha_i \geq (\alpha_i + \gamma_i)$ pour les modèles TGARCH.

- Les valeurs élevées et significatives du coefficient β indiquent la présence de phénomène de persistance de la volatilité.

Par ailleurs, une comparaison des estimations réalisées sur les modèles GARCH (1,1), TGARCH (1,1) et EGARCH (1,1) associés à une distribution gaussienne des innovations, a conclu en faveur du processus EGARCH pour la modélisation de la variance conditionnelle des spreads obligataires souverains. En effet, ce modèle maximise la log-vraisemblance par rapport aux modèles GARCH (1,1) et TGARCH (1,1). De plus, les critères d'informations Akaike (AIC) et Schwarz (SIC) sont les plus faibles pour ce modèle.

Tenant compte de l'excès de kurtosis des spreads souverains observé pendant la période de notre étude, nous avons examiné l'effet de la prise en compte des distributions non gaussiennes pour la modélisation de la variance conditionnelle des spreads, et étudié l'apport de telles distributions dans l'amélioration de la performance du modèle EGARCH[49]. A cet effet, les distributions leptokurtiques de Student et de la GED ont été examinées.

La loi de Student : Le paramètre le la loi de Student (noté ν) renseigne sur l'épaisseur des queues de la distribution. La fonction de Student est leptokutique lorsque $\nu > 4$. Elle tend vers la loi Normale dès lors que ν tend vers l'infini.

La loi GED (Generalized Error Distribution): Le paramètre qui renseigne sur l'épaisseur des queues de la distribution pour cette loi est noté η. La GED est leptokurtique lorsque $\eta < 2$. Si η est égal à 2, alors nous retrouvons la densité d'une loi normale. Si η est égal à 1, nous retrouvons la loi de Laplace et lorsque $\eta > 2$, les queues

[49] Plusieurs travaux ont démontré que la distribution gaussienne des innovations dans les processus GARCH n'est pas toujours suffisante pour rendre pleinement compte de l'excès de kurtosis des séries modélisées, surtout pour les séries en haute fréquence (Giot et Laurent (2003) et (2004)). Au niveau de notre travail, puisque les séries des spreads étudiées sont mensuelles, nous nous attendons à ce qu'une distribution normale des innovations soit suffisante pour rendre pleinement compte du caractère leptokurtique des spreads souverains pour certains pays.

sont moins épaisses que la loi normale (distribution platykurtique). Enfin, quand η tend vers l'infini, nous obtenons une distribution uniforme.

Les résultats des estimations réalisées en considérant ces distributions ont été comparés à ceux des estimations du modèles EGARCH tenant compte d'une distribution normale des innovations (*Annexe 3.2*), et sont les suivants :

- Dans l'ensemble, le signe du coefficient d'asymétrie (γ) est positif. Les valeurs du coefficient β sont élevées et significatives, confirmant la présence de phénomène de persistance de la volatilité.

- Les coefficients de la loi de Student (ν) sont élevés et non significatifs[50] pour tous les pays à l'exception de l'Autriche et de l'Italie. Pour ces deux derniers, le ν est inférieur à 4 ($\nu < 4$) ce qui indique que cette distribution ne permet pas de tenir pleinement compte de l'excès de kurtosis observé dans les spreads. La loi normale prévaut donc sur la loi de Student.

- Les coefficients de la loi GED sont tous significatifs, mais leurs valeurs sont mitigées. Pour l'Autriche, l'Espagne, la Finlande, la France, l'Irlande et l'Italie, la valeur du coefficient η est inférieure à 2 ($\eta < 2$), indiquant une distribution leptokurtique pour ces pays. En revanche, pour les autres pays la valeur du coefficient η est supérieure à 2 ($\eta > 2$), indiquant une distribution platykurtique des séries.

Le choix de la distribution des innovations entre la loi normale[51] et la loi GED sera établi au cas par cas, selon les critères suivants :

- La normalité des résidus issus des estimations EGARCH selon une distribution gaussienne ;

- La valeur du degré de liberté de la distribution GED, selon qu'elle soit supérieure ou inférieure à 2 ;

- La comparaison de la log-vraisemblance des deux distributions Normale et GED.

▪ Pour l'Autriche, la France et l'Irlande, même si les résidus du processus EGARCH associé à une distribution gaussienne sont normalement distribués, le coefficient η est

[50] Un résultat similaire a été observé dans les travaux de Mokni et al. (2009), où le degré de liberté de la distribution de Student associée à des modèles de type GARCH ressort élevé et non significatif sur des périodes de crise. Ce résultat a été expliqué par la présence de la normalité des innovations détectée durant cette période.

[51] Par construction, la queue de distribution d'un processus GARCH traditionnel en considérant une densité normale des erreurs est plus épaisse que celle d'une distribution gaussienne.

significatif et inférieur à 2, ce qui indique que la GED est leptokurtique et que ses queues sont plus épaisses que la loi normale, permettant de rendre pleinement compte de l'excès de kurtosis observé pour ces pays. Aussi, nous remarquons que la prise en compte d'une distribution GED des innovations permet d'améliorer la performance de notre modèle EGARCH (1,1), dont la log-vraisemblance est supérieure à celle d'une distribution gaussienne. Ainsi, pour la modélisation de la variance conditionnelle des spreads souverains de ces pays, un modèle EGARCH (1,1) associé à une distribution GED des innovations sera adopté pour la suite du travail.

▪ Pour l'Espagne et l'Italie, l'hypothèse de normalité des résidus est rejetée et la valeur du coefficient η est significative et inférieure à 2, d'où le choix de la distribution GED des innovations pour ces deux pays.

▪ Pour les Pays-Bas, bien que $\eta > 2$ indique une distribution platykurtique et des queues moins épaisses que ceux de la loi normale, notre choix est porté sur la loi GED, étant donné que l'hypothèse de normalité des résidus est rejetée pour une distribution gaussienne des innovations. Ce choix a été conforté par log-vraisemblance de la GED supérieure à celle d'une loi normale.

▪ Pour la Grèce, la Belgique et le Portugal, les résidus sont normalement distribués, $\eta > 2$ et significatif indiquant la présence des queues moins épaisses que la loi normale. Ainsi, compte tenu de l'excès de kurtosis important observé surtout pour la Grèce, note choix s'est orienté vers une distribution gaussienne des innovations, permettant de rendre compte au maximum de cet excès.

▪ Pour la Finlande, les résidus issus des estimations EGARCH selon une distribution gaussienne sont normalement distribués, d'où le choix de la distribution normale.

Conformément à nos attentes, une distribution normale des innovations est suffisante pour rendre compte du caractère leptokurtique des spreads souverains pour certains pays de la zone euro. Ce résultat pourrait être expliqué par la fréquence mensuelle des spreads souverains adoptés dans cette étude[52]. Le choix de la fréquence mensuelle est en effet, dicté par l'emploi des variables macroéconomiques pour la détermination des

[52] Dans une étude sur l'indice boursier américain (NASDAQ), Mokni et al. (2009) ont employé différents modèles de la famille GARCH pour analyser la dynamique de la volatilité de cet indice sur des périodes de tension et de tranquillité. Leurs résultats empiriques ont révélé que pendant la période de tranquillité, les modèles GARCH associés à des distributions non gaussiennes offrent de meilleures estimations. En revanche, c'est la distribution normale des innovations qui est recommandée pendant la période de tension.

facteurs explicatifs des spreads souverains. Cette étude fera l'objet de la deuxième section de ce chapitre.

3.3. Déterminants des spreads obligataires souverains

Cette section propose une analyse de la sensibilité des spreads obligataires souverains et de leurs volatilités, aux facteurs liés au risque global, à la liquidité, aux fondamentaux budgétaires et macroéconomiques spécifiques au pays, à la compétitivité, au cycle économique et à l'effet de contagion.

En premier lieu, à travers une analyse en séries temporelles, nous étudierons la corrélation existante entre les facteurs de risque et la volatilité des spreads. Ensuite, le modèle qui explique au mieux cette volatilité sera retenu pour examiner l'impact de toutes les variables sur le processus de ces spreads obligataires. Cette étude sera réalisée sur chaque pays de la zone euro, entre janvier 2006 et décembre 2014.

Dans un second lieu, nous mènerons une analyse sur des données de panel, afin d'exploiter la double dimension (individuelle et temporelle) de nos séries. A travers cette étude, nous explorerons les relations existantes entre les spreads et les facteurs de risque retenus pendant les différentes sous-périodes identifiées précédemment.

3.3.1. Analyse en séries temporelles

Au niveau de cette partie, les différentes estimations menées prendront en compte l'influence conjointe de tous les facteurs de risque sur les spreads souverains. Les résidus de ces régressions sont supposés suivre la loi de distribution déterminée dans la première section et leurs variances conditionnelles seront modélisées par un processus EGARCH.

3.3.1.1 Spécifications du modèle

Les variables explicatives retenues dans le cadre de cette partie ont fait l'objet d'une présentation dans le *Chapitre* 2 de cette thèse. Les tests de racine unitaire réalisés sur l'ensemble de ces variables montrent qu'elles ne sont pas toutes stationnaires à travers les pays, mais plutôt intégrées d'ordre 1 au seuil de 5% (cf. *Chapitre 2*). Les signes attendus de leur corrélation avec les spreads souverains sont récapitulés dans le *tableau 3.1*.

TABLEAU 3.1 - Facteurs de risque : signes attendus sur les spreads obligataires souverains

	Désignation	Signe attendu sur les spreads
Facteur de risque global		
scorp	US corporate spread à 10 ans = obligation corporate Baa-obligation corporate Aaa	+
V2TX	Vstoxx : Indice de volatilité sur le marché de l'*Eurostoxx 50*	+
ted	Ted-Spread = 3 months LIBOR - 3 Month Treasury Bills	+
sswap	US Swap Spread = Taux swap à 10 ans – (T-Notes)	+
Facteur de risque de liquidité		
liq	Taille du marché obligataire	+ ou -
ba	Profondeur du marché obligataire mesurée par le spread bid-ask des obligations gouvernementales	+
KfW	Spread KfW = Taux de rendement KfW - Taux de rendement du Bund allemand	+
Facteur de risque spécifique		
balance	Solde budgétaire en pourcentage du PIB	-
debt	Dette publique en pourcentage du PIB	+ ou -
inf	Taux d'inflation	+
unemp	Taux de chômage	+
Facteurs liés à la compétitivité et au cycle économique		
q	Compétitivité mesurée par le taux de change effectif réel	+
gind	Cycle économique, mesuré par le taux de croissance du volume de la production industrielle	-
Facteur de contagion		
pc2	Deuxième composante principale de l'ACP réalisée sur les spreads souverains	+

Un diagnostic des matrices de corrélation entre les variables explicatives, pour chaque pays, montre que ces variables présentent un faible degré de colinéarité pouvant affecter la stabilité des résultats (*Annexe 3.3*). De ce fait, à chaque pays est associé un modèle où toutes les variables sont considérées concurremment.

Afin de représenter au mieux les différentes périodes de conjoncture qui caractérisent notre échantillon temporel, nous avons introduit des variables *dummies* dans l'équation de la moyenne[53]. Pour chacune des sous-périodes identifiées, une variable *dummy* est associée ; « *dum1* » pour la période janvier 2006-juillet 2007, « *dum2* » pour

[53] Ce choix a été dicté par le fait que la taille limitée de certaines sous-périodes ne nous a pas permis de mener des régressions distinctes et d'examiner donc la significativité des variables au cours de chacune d'entre elles.

la période août 2007-septembre 2009, « *dum3* » pour la période octobre 2009-août 2012. La quatrième période sera reflétée par la constance de l'équation de la moyenne.

Les spreads souverains étant intégrés d'ordre 1 pour tous les pays, l'équation de la moyenne pour chaque pays peut ainsi s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned}\Delta SS_t = a\Delta SS_{t-1} &+ b_1 scorp + b_2 V2TX + b_3 ted + b_4 sswap + b_5 liq + b_6 ba + b_7 KfW \\ &+ b_8 balance + b_9 debt + b_{10} inf + b_{11} unemp + b_{12} q + b_{13} gind + b_{14} pc2 \\ &+ b_{15} dum1 + b_{16} dum2 + b_{17} dum3 + c + \varepsilon_t\end{aligned} \quad \textbf{(1)}$$

Avec,

$$\begin{cases} \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \text{ , si la loi est normale} \\ \pi_t \sim GED(\eta),\ \varepsilon_t = (\sigma_t)^{1/2}\pi_t \text{ , si la loi est GED} \end{cases}$$

Où c, a et b_i représentent respectivement, la constante, le coefficient d'autorégression des spreads souverains (SS) en différence première et les coefficients de la régression.

ε_t sont les résidus de la régression et sont supposés suivre, selon le pays, une distribution gaussienne ou GED, sa variance conditionnelle σ_t^2 est modélisée par un processus EGARCH (1,1).

Les données utilisées sont exprimées en fréquence mensuelle, nous permettons de tenir compte des effets à plus court terme qu'avec des données annuelles et d'avoir donc des coefficients estimés avec plus de précision. Notre échantillon temporel s'étend sur la période janvier 2006-décembre 2014. Nous disposons donc de 108 observations[54].

Avant d'étudier la sensibilité du processus des spreads souverains par rapport aux facteurs de risque, nous avons décidé d'analyser la réaction de la variance de ce processus par rapport à ces mêmes facteurs. Ainsi, lorsque nous estimons l'équation de la moyenne (*Equation (1)*), nous tenons à chaque fois compte dans l'équation de la variance des variables explicatives qui reflètent un seul facteur de risque. Comme nous avons cinq facteurs de risque, nous estimons donc pour chaque pays, cinq modèles. Ces modèles considèrent l'*équation (1)* comme équation de la moyenne, alors que l'équation de la variance varie à chaque fois, selon un facteur de risque considéré. Les équations de la variance à estimer se présentent comme suit :

Equation où la variance est expliquée par des variables liées au facteur de risque global :

$$Ln\,(\sigma_t^2) = \omega + \alpha\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \beta Ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \mu_1 scorp + \mu_2 V2TX + \mu_3 ted + \mu_4 sswap \quad \textbf{(2)}$$

[54] Après ajustement, nous disposons de 99 observations.

Equation où la variance est expliquée par des variables liées au facteur de risque de liquidité :

$$Ln\,(\sigma_t^2) = \omega + \alpha\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \beta Ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \rho_1 liq + \rho_2 ba + \rho_3 KfW \quad \textbf{(3)}$$

Equation où la variance est expliquée par des variables liées au facteur de risque spécifique :

$$Ln\,(\sigma_t^2) = \omega + \alpha\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \beta Ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \theta_1 balance + \theta_2 debt + \theta_3 inf + \theta_4 unemp \quad \textbf{(4)}$$

Equation où la variance est expliquée par des variables liées à la compétitivité et au cycle économique :

$$Ln\,(\sigma_t^2) = \omega + \alpha\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \beta Ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \lambda_1 q + \lambda_2 gind \quad \textbf{(5)}$$

Equation où la variance est expliquée par une variable liée à la contagion :

$$Ln\,(\sigma_t^2) = \omega + \alpha\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \beta Ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \psi pc2 \quad \textbf{(6)}$$

A l'issue de ces estimations, le(s) modèle(s) retenu(s) sera(ont) celui(ceux) dont le facteur de risque explique au mieux l'équation de la variance, c'est-à-dire, celui qui affecte le plus la volatilité des spreads souverains des pays de la zone euro

3.3.1.2 Estimations et résultats empiriques

Dans le *tableau 3.2*, nous identifions les variables qui ressortent significatives uniquement dans l'équation de la variance conditionnelle des spreads. Les résultats des estimations du(des) modèle(s) qui sera(ont) retenu(s) sont présentés dans les *tableaux 3.3* et *3.4*.

TABLEAU 3.2 - Résultats des estimations de l'équation de la variance des spreads souverains par rapport aux différents facteurs de risque, par pays

	Autriche	Belgique	Espagne	Finlande	France	Grèce	Irlande	Italie	Pays-Bas	Portugal
Facteur de risque global										
scorp		x	x				x			
V2TX	x		x					x		x
ted							x			
sswap	x		x			x				
Facteur de risque de liquidité										
liq										
ba	x	x			x			x	x	
KfW		x	x		x	x		x		
Facteur de risque spécifique										
balance									x	
debt										
inf			x							
unemp	x		x							x
Facteurs lis à la compétitivité et au cycle économique										
q										
gind										
Facteur de contagion										
pc2		x	x					x		

Note : Les estimations sont fondées sur la procédure de quasi-maximum de vraisemblance, en se référant à l'algorithme de Marquardt. Le caractère (x) indique la significativité de la variable au seuil de 5%.

Dans l'ensemble, les résultats des estimations montrent que la variance des spreads souverains est plus expliquée par les variables liées au facteur de risque global, commun à tous les pays de notre échantillon, ainsi que par celles liées au facteur de risque de liquidité, particulièrement aux spreads bid-ask et KfW. Les spreads KfW représentent également une variable de liquidité commune à tous les pays. A cet égard, nous retenons deux modèles pour l'interprétation des variables explicatives de la dynamique des spreads souverains des pays de la zone euro, entre janvier 2006 et décembre 2014[55]. Ces deux modèles se présentent comme suit :

Modèle 1

Equation de la moyenne :

$$\Delta SS_t = a\Delta SS_{t-1} + b_1 scorp + b_2 V2TX + b_3 ted + b_4 sswap + b_5 liq + b_6 ba + b_7 KfW + b_8 balance + b_9 debt + b_{10} inf + b_{11} unemp + b_{12} q + b_{13} gind + b_{14} pc2 + b_{15} dum1 + b_{16} dum2 + b_{17} dum3 + c + \varepsilon_t$$

[55] Les tests de Ljung-Box (LB) à 12 retards, ARCH LM et Jarque-Bera appliqués sur les modèles 1 et 2, montrent l'absence de corrélation et l'homoscédasticité des observations. La normalité des séries est non vérifiée pour l'Autriche, l'Espagne, la France et l'Italie dans le modèle 1 et pour l'Espagne, et l'Italie dans le modèle 2.

Equation de la variance :

$$Ln\,(\sigma_t^2) = \omega + \alpha\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \beta Ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \mu_1 scorp + \mu_2 V2TX + \mu_3 ted + \mu_4 sswap$$

Modèle 2

Equation de la moyenne :

$$\begin{aligned}\Delta SS_t = a\Delta SS_{t-1} &+ b_1 scorp + b_2 V2TX + b_3 ted + b_4 sswap + b_5 liq + b_6 ba + b_7 KfW \\ &+ b_8 balance + b_9 debt + b_{10} inf + b_{11} unemp + b_{12} q + b_{13} gind + b_{14} pc2 \\ &+ b_{15} dum1 + b_{16} dum2 + b_{17} dum3 + c + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Equation de la variance :

$$Ln\,(\sigma_t^2) = \omega + \alpha\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \beta Ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \rho_1 liq + \rho_2 ba + \rho_3 KfW$$

Les résultats détaillés des régressions des modèles 1 et 2 sont présentés dans les *tableaux 3.3* et *3.4*. Nous avons délibérément séparé les pays en deux tableaux et ce, en référence à l'analyse ACP réalisée sur les spreads (cf. *Chapitre 2*).

Le *tableau 3.3* représente les estimations relatives aux pays du « cœur », à savoir l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France et les Pays-Bas. Le *tableau 3.4* celles des pays « périphériques » et qui sont l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie et le Portugal.

TABLEAU 3.3 - Régressions des spreads obligataires souverains des pays « cœur » de la zone euro sur des séries temporelles

Ce tableau présente les résultats des estimations de la sensibilité des spreads souverains des pays « cœurs » de la zone euro aux facteurs de risque, selon les modèles 1 et 2. L'échantillon couvre la période du 02/01/2006 au 31/12/2014. Les données sont exprimées en fréquence mensuelle. c représente la constante de l'équation de la moyenne. Dans l'équation de la variance, ω la constante de la variance conditionnelle, α l'effet d'un choc sur les spreads, γ l'effet d'asymétrie, β le terme autorégressif de la variance conditionnelle, μ_i désignent les coefficients des variables explicatives liées au facteur de risque commun (modèle 1) et ρ_i des variables liées au facteur de risque de liquidité (modèle 2). η paramètre de la distribution GED. Les estimations sont fondées sur la procédure de quasi-maximum de vraisemblance. L'algorithme utilisé est celui de Marquardt (1963). Les valeurs en italique sont les statistiques t. Les valeurs en gras indiquent que les coefficients sont significatifs au seuil de 5%.

	Autriche				**Belgique**				**Finlande**				**France**				**Pays-Bas**			
	Modèle 1		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**	
Equation de la moyenne																				
ΔSSt-1	**0,426**	*14,198*	**0,372**	*14,163*	**0,386**	*7,219*	**0,254**	*9,183*	**0,475**	*11,220*	**0,523**	*12,985*	**0,367**	*17,486*	**0,363**	*12,511*	**0,472**	*14,720*	**0,478**	*20,722*
scorp	0,045	*1,316*	0,051	*1,143*	0,054	*0,947*	-0,007	*-0,223*	0,053	*1,531*	0,046	*1,608*	**0,082**	*5,118*	**0,031**	*2,326*	**0,071**	*3,465*	**0,057**	*4,289*
V2TX	**0,002**	*3,092*	**0,002**	*2,356*	0,000	*-0,106*	0,001	*1,930*	0,001	*1,680*	0,001	*1,950*	**0,001**	*2,447*	0,000	*0,747*	0,000	*0,203*	**-0,001**	*-1,967*
ted	**-0,021**	*-2,028*	**-0,032**	*-3,185*	0,002	*0,119*	**-0,041**	*-2,097*	-0,011	*-0,517*	-0,006	*-0,551*	0,005	*0,709*	**-0,013**	*-2,892*	0,012	*1,228*	0,012	*1,623*
sswap	0,063	*1,643*	0,019	*0,263*	-0,017	*-0,168*	**0,128**	*2,044*	-0,026	*-0,277*	-0,024	*-0,363*	-0,011	*-0,356*	**-0,118**	*-3,341*	**-0,101**	*-2,058*	**-0,169**	*-5,832*
liq	0,831	*1,873*	**1,874**	*2,049*	1,265	*1,288*	**2,233**	*2,634*	-0,078	*-0,032*	-0,428	*-0,263*	-0,061	*-0,907*	**0,278**	*1,972*	**-0,874**	*-2,358*	**-1,007**	*-5,159*
ba	**0,003**	*2,611*	0,003	*1,419*	0,008	*1,564*	**0,008**	*3,175*	**-0,007**	*-2,956*	-0,002	*-0,768*	**-0,012**	*-7,547*	-0,002	*-0,953*	**-0,005**	*-2,270*	-0,001	*-0,580*
KfW	**0,002**	*5,196*	**0,004**	*7,322*	**0,004**	*3,181*	**0,009**	*12,375*	**0,002**	*4,498*	**0,003**	*5,159*	**0,003**	*10,517*	**0,003**	*8,384*	**0,003**	*6,791*	**0,003**	*9,754*
balance	0,000	*-0,141*	0,000	*0,540*	**0,000**	*-2,396*	0,000	*-0,537*	0,000	*-1,173*	**0,000**	*-2,149*	0,000	*-1,636*	**0,000**	*2,649*	0,000	*0,698*	0,000	*1,259*
debt	0,009	*0,139*	-0,139	*-0,648*	-0,021	*-0,091*	**-0,355**	*-2,351*	-0,301	*-0,678*	**-0,682**	*-2,159*	**-0,324**	*-6,433*	-0,061	*-0,602*	-0,010	*-0,070*	0,100	*1,190*
inf	0,015	*1,294*	**0,099**	*7,379*	0,012	*0,735*	0,025	*1,889*	-0,007	*-0,695*	-0,006	*-0,752*	**0,025**	*3,562*	-0,003	*-0,373*	-0,005	*-1,420*	**-0,012**	*-5,379*
unemp	**-0,355**	*-5,815*	**-0,543**	*-3,237*	**-0,168**	*-2,840*	-0,093	*-1,947*	-0,331	*-1,223*	-0,056	*-0,189*	**0,007**	*2,554*	-0,003	*-0,831*	-0,014	*-0,099*	**0,280**	*3,061*
q	**-2,407**	*-7,063*	**-1,783**	*-2,944*	0,644	*0,640*	1,086	*0,877*	-0,149	*-0,267*	-0,131	*-0,223*	**-1,748**	*-4,266*	**-1,010**	*-2,852*	0,387	*1,254*	**0,634**	*4,418*
gind	**0,000**	*-3,183*	0,000	*-0,060*	0,000	*0,684*	0,000	*0,516*	0,001	*1,584*	0,000	*0,027*	0,001	*1,550*	-0,001	*-1,195*	0,000	*1,729*	**0,000**	*4,054*
pc2	**0,009**	*2,778*	**0,009**	*1,997*	0,007	*1,005*	-0,004	*-0,631*	**0,012**	*3,045*	0,002	*0,453*	-0,003	*-1,038*	-0,007	*-1,457*	0,003	*0,840*	-0,002	*-1,010*
dum1	**0,011**	*2,821*	0,002	*0,265*	**-0,129**	*-2,765*	-0,056	*-1,561*	**-0,042**	*-2,376*	-0,022	*-0,916*	-0,017	*-1,607*	**0,041**	*2,739*	-0,005	*-0,538*	0,001	*0,076*
dum2	0,016	*1,835*	0,012	*1,021*	**-0,127**	*-2,963*	**-0,069**	*-2,054*	**-0,046**	*-2,554*	**-0,044**	*-2,054*	**-0,020**	*-2,017*	0,011	*1,157*	-0,011	*-1,343*	-0,002	*-0,282*
dum3	-0,009	*-1,677*	**-0,021**	*-2,154*	**-0,088**	*-2,651*	-0,027	*-1,170*	**-0,046**	*-3,434*	-0,027	*-1,553*	-0,008	*-1,043*	**0,019**	*2,719*	-0,001	*-0,073*	0,005	*0,789*
c	**-0,043**	*-3,186*	**-0,031**	*-2,071*	**0,280**	*2,910*	0,117	*1,645*	0,183	*0,330*	0,131	*0,222*	**-0,088**	*-4,452*	-0,015	*-0,895*	0,013	*0,997*	**0,025**	*2,459*
Equation de la variance																				
ω	**-3,485**	*-3,828*	**-3,709**	*-4,441*	**-2,326**	*-2,688*	**-5,820**	*-7,439*	-4,313	*-1,943*	**-6,547**	*-2,153*	**-4,550**	*-2,147*	**-1,338**	*-3,636*	**-5,970**	*-2,131*	**-4,391**	*-4,925*
α	-0,661	*-1,707*	**1,702**	*4,272*	**1,051**	*2,396*	**2,719**	*5,447*	-0,257	*-1,047*	**1,105**	*3,044*	**0,777**	*2,020*	**2,155**	*4,909*	**0,788**	*2,022*	**-1,131**	*-2,061*
γ	**-0,901**	*-2,709*	**-0,648**	*-2,697*	-0,344	*-1,264*	-0,280	*-0,937*	-0,219	*-0,971*	0,115	*0,476*	-0,031	*-0,113*	-0,199	*-0,814*	0,497	*1,808*	**1,713**	*3,482*
β	**0,695**	*7,677*	**0,663**	*5,991*	**0,884**	*11,629*	**0,405**	*2,221*	0,412	*1,509*	0,276	*0,708*	**0,553**	*2,293*	**1,066**	*15,308*	0,381	*1,370*	**0,487**	*5,442*
μ1(ou ρ1)	-0,003	*-0,002*	-17,871	*-0,282*	**3,633**	*2,728*	4,323	*0,082*	-0,243	*-0,122*	-5,467	*-0,047*	1,081	*0,577*	3,329	*0,278*	-0,356	*-0,146*	96,379	*1,753*
μ2 (ou ρ2)	**0,075**	*4,116*	**0,430**	*5,229*	0,033	*1,578*	**0,519**	*4,222*	0,007	*0,340*	0,179	*1,198*	0,048	*1,608*	**0,458**	*3,222*	0,036	*0,871*	**0,507**	*3,621*
μ3 (ou ρ3)	-0,105	*-0,098*	-0,058	*-1,793*	-1,102	*-1,155*	**0,079**	*2,349*	-2,662	*-1,501*	-0,042	*-1,171*	1,272	*0,880*	**0,044**	*2,017*	-0,255	*-0,256*	0,016	*0,442*
μ4	**14,447**	*2,678*			7,414	*1,725*			-5,093	*-0,906*			2,216	*0,341*			-9,919	*-1,497*		
Paramètres des lois de distribution																				
η	**1,098**	*3,757*	8,443	*0,866*									**0,755**	*4,667*	42,028	*0,351*	**1,001**	*4,061*	**1,263**	*2,677*
Adj-R^2	0,649		0,646		0,438		0,488		0,674		0,648		0,484		0,452		0,478		0,455	

TABLEAU 3.4 - Régressions des spreads obligataires souverains des pays « périphériques » de la zone euro sur des séries temporelles

Ce tableau présente les résultats des estimations de la sensibilité des spreads souverains des pays « périphériques » de la zone euro aux facteurs de risque, selon les modèles 1 et 2. L'échantillon couvre la période du 02/01/2006 au 31/12/2014. Les données sont exprimées en fréquence mensuelle. c représente la constante de l'équation de la moyenne. Dans l'équation de la variance, ω la constante de la variance conditionnelle, α l'effet d'un choc sur les spreads, γ l'effet d'asymétrie, β le terme autorégressif de la variance conditionnelle, μ_i désignent les coefficients des variables explicatives liées au facteur de risque commun (modèle 1) et ρ_i des variables liées au facteur de risque de liquidité (modèle 2). η paramètre de la distribution GED. Les estimations sont fondées sur la procédure de quasi-maximum de vraisemblance. L'algorithme utilisé est celui de Marquardt (1963). Les valeurs en italique sont les statistiques t. Les valeurs en gras indiquent que les coefficients sont significatifs au seuil de 5%.

	Espagne				**Grèce**				**Irlande**				**Italie**				**Portugal**			
	Modèle 1		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**	
Equation de la moyenne																				
ΔSSt-1	**0,567**	*12,493*	**0,521**	*9,520*	**0,437**	*13,653*	**0,454**	*16,995*	**0,468**	*11,834*	**0,504**	*19,671*	**0,499**	*25,466*	**0,461**	*18,980*	**0,466**	*8,069*	**0,475**	*8,246*
scorp	0,031	*1,038*	**0,089**	*2,579*	-0,095	*-1,617*	**-0,157**	*-2,263*	**0,381**	*4,687*	0,085	*1,524*	**-0,036**	*-2,268*	0,022	*1,342*	-0,068	*-1,170*	-0,005	*-0,080*
V2TX	-0,001	*-0,778*	-0,001	*-1,740*	**0,004**	*4,087*	**0,010**	*8,520*	**-0,004**	*-2,357*	-0,001	*-0,440*	0,000	*-0,070*	-0,001	*-1,835*	0,002	*1,278*	0,001	*0,689*
ted	0,013	*1,129*	0,016	*0,564*	**0,027**	*2,305*	0,029	*1,861*	-0,069	*-1,729*	**-0,040**	*-1,971*	-0,003	*-0,412*	0,016	*1,737*	0,003	*0,258*	0,003	*0,119*
sswap	**-0,125**	*-2,271*	-0,150	*-1,816*	**-0,238**	*-2,735*	-0,118	*-0,880*	**0,381**	*2,617*	**0,162**	*2,029*	-0,050	*-1,379*	-0,017	*-0,396*	-0,118	*-1,601*	-0,184	*-1,774*
liq	-0,232	*-0,372*	-0,538	*-0,634*	-1,154	*-1,514*	-0,573	*-0,420*	**-13,240**	*-2,593*	3,630	*1,076*	0,145	*1,686*	0,189	*1,535*	**4,485**	*2,070*	2,609	*0,825*
ba	**0,011**	*3,170*	0,008	*1,054*	**0,005**	*5,531*	**0,004**	*3,671*	0,001	*0,947*	0,000	*-0,028*	**0,005**	*3,172*	0,001	*0,540*	**0,005**	*3,634*	0,004	*1,759*
KfW	0,002	*1,674*	**0,003**	*2,118*	**0,006**	*4,774*	-0,001	*-0,707*	**0,005**	*2,799*	**0,008**	*7,858*	**0,006**	*11,343*	**0,006**	*9,729*	**0,003**	*2,527*	**0,004**	*2,384*
balance	0,000	*0,214*	0,000	*-0,679*	0,000	*1,211*	0,000	*0,416*	0,000	*-0,524*	0,000	*0,622*	**0,001**	*5,847*	**0,001**	*6,055*	**0,001**	*2,794*	**0,001**	*2,080*
debt	-0,335	*-1,085*	0,015	*0,044*	0,264	*1,513*	-0,243	*-0,521*	**-1,483**	*-5,007*	**-1,403**	*-7,600*	**0,337**	*4,606*	**0,176**	*1,986*	0,515	*0,336*	0,194	*0,179*
inf	-0,004	*-0,262*	0,019	*0,819*	-0,062	*-1,628*	-0,097	*-1,848*	0,005	*0,781*	**0,014**	*3,757*	**-0,034**	*-3,333*	-0,013	*-1,396*	0,000	*0,007*	0,000	*0,006*
unemp	0,065	*0,480*	-0,138	*-0,726*	0,247	*1,644*	**0,739**	*2,301*	0,369	*1,258*	**0,787**	*4,588*	**-0,257**	*-5,052*	**-0,186**	*-2,736*	0,110	*0,498*	0,092	*0,274*
q	-0,015	*-0,040*	-0,237	*-0,403*	0,359	*1,208*	0,264	*0,546*	1,353	*1,082*	0,172	*0,223*	-0,494	*-1,441*	-0,403	*-0,786*	0,612	*0,860*	0,868	*0,919*
gind	0,000	*-0,272*	-0,001	*-0,401*	0,000	*1,014*	-0,001	*-0,570*	-0,001	*-1,385*	**-0,001**	*-2,786*	**-0,001**	*-4,377*	-0,001	*-1,910*	0,000	*-0,603*	0,000	*-0,599*
pc2	-0,004	*-0,699*	-0,008	*-0,853*	**-0,042**	*-5,448*	**-0,058**	*-3,908*	-0,024	*-1,767*	-0,014	*-1,302*	-0,002	*-0,408*	0,000	*-0,023*	**0,027**	*3,984*	**0,030**	*2,825*
dum1	**0,117**	*4,336*	**0,130**	*3,103*	**0,341**	*2,934*	**0,391**	*2,901*	0,034	*1,047*	**0,038**	*2,533*	**0,115**	*20,062*	**0,107**	*9,408*	**0,251**	*2,759*	**0,327**	*2,717*
dum2	**0,120**	*4,533*	**0,132**	*2,897*	**0,277**	*2,395*	**0,270**	*2,005*	**0,105**	*2,453*	0,047	*1,951*	**0,123**	*18,848*	**0,123**	*10,840*	**0,258**	*2,744*	**0,330**	*2,647*
dum3	**0,179**	*5,132*	**0,187**	*4,604*	**0,670**	*5,068*	**0,729**	*4,711*	**0,231**	*3,530*	**0,188**	*4,648*	**0,137**	*18,622*	**0,139**	*11,662*	**0,473**	*4,152*	**0,507**	*3,851*
c	**-0,103**	*-3,291*	**-0,097**	*-2,273*	**-0,400**	*-3,445*	**-0,558**	*-4,082*	0,019	*0,413*	-0,055	*-1,346*	**-0,134**	*-13,508*	**-0,106**	*-6,834*	**-0,282**	*-2,978*	**-0,348**	*-2,911*
Equation de la variance																				
ω	**-1,419**	*-4,219*	**-0,923**	*-3,156*	**-1,336**	*-1,979*	**-0,807**	*-2,347*	-1,624	*-1,691*	**-2,557**	*-7,634*	**-1,788**	*-3,571*	**-3,001**	*-3,125*	-0,395	*-1,263*	-0,210	*-0,718*
α	**0,663**	*2,057*	**0,859**	*3,596*	**1,563**	*3,468*	**0,888**	*2,383*	**1,428**	*3,530*	**3,303**	*6,742*	**0,987**	*3,088*	**1,135**	*3,512*	-0,115	*-0,529*	0,216	*0,664*
γ	-0,376	*-1,870*	0,231	*1,318*	0,451	*1,818*	0,343	*1,814*	0,186	*1,000*	-0,155	*-0,555*	-0,354	*-1,301*	0,469	*1,945*	0,011	*0,126*	-0,056	*-0,506*
β	**0,980**	*41,041*	**0,971**	*23,632*	**0,985**	*17,103*	**0,965**	*30,795*	**0,938**	*10,761*	**1,052**	*13,637*	**0,945**	*24,568*	**0,791**	*7,413*	**0,973**	*95,057*	**0,971**	*52,756*
μ1(ou ρ1)	**2,616**	*2,531*	23,385	*0,992*	-0,659	*-0,499*	-18,173	*-0,709*	**3,687**	*2,038*	84,924	*1,306*	1,039	*0,848*	6,073	*0,421*	0,077	*0,094*	27,836	*0,349*
μ2 (ou ρ2)	**0,034**	*3,530*	0,059	*1,036*	-0,002	*-0,084*	0,003	*1,286*	0,009	*0,337*	0,014	*1,310*	**0,036**	*2,175*	**0,216**	*2,106*	**0,018**	*2,170*	0,010	*1,285*
μ3 (ou ρ3)	-1,250	*-0,927*	**0,072**	*3,473*	0,356	*0,350*	-0,036	*-1,825*	**-3,203**	*-2,594*	0,009	*0,345*	2,157	*1,598*	**0,090**	*2,461*	0,012	*0,011*	0,013	*0,548*
μ4	**8,906**	*2,569*			**-9,763**	*-2,068*			5,575	*1,147*			4,230	*0,817*			1,136	*0,316*		
Paramètres des lois de distribution																				
η	**2,715**	*2,290*	3,949	*1,774*					3,592	*1,664*	5,641	*1,399*	**0,727**	*4,667*	**0,946**	*3,792*				
Adj-R²	0,462		0,473		0,392		0,484		0,306		0,325		0,398		0,395		0,460		0,510	

Il est à noter que lors de notre interprétation des coefficients, nous pouvons comparer les coefficients d'une même variable à travers les pays, mais nous ne pouvons pas faire de même avec la grandeur des coefficients entre eux pour un même pays, car les variables n'ont pas toutes les mêmes échelles.

De manière générale, les différentes estimations menées montrent que les modèles retenus expliquent bien la variabilité des spreads souverains, avec un coefficient de détermination ajusté (R^2) qui oscille entre 0,674 (Finlande) et 0,306 (Irlande). Pour chaque pays, il n'existe pas de différence significative entre les pouvoirs explicatifs des modèles 1 et 2. Cependant, nous pouvons remarquer que les valeurs des R^2 ajustés sont plus élevées pour trois des cinq pays du « cœur » (Autriche, Finlande et Pays-Bas) dans le modèle qui explique la variance des spreads par les facteurs de risque global. Ce n'est pas le cas dans la catégorie des pays « périphériques » où les R^2 ajustés sont supérieurs dans les modèles où la variance est liée au facteur de risque de liquidité (à l'exception de l'Italie).

Des disparités sont observées entre les pays « cœur » et « périphériques » de la zone euro. En effet, les coefficients des R^2 ajustés des pays « périphériques » sont plus petits que ceux des pays du « cœur », signifiant que les modèles des pays risqués ont des résidus plus importants que ceux des pays les mieux notés.

Pour l'ensemble des pays, les coefficients autorégressifs des spreads retardés d'une période, pour les deux modèles sont positifs et significativement différents de zéro. Ce résultat rejoint ceux des travaux antérieurs (entre autres Afonso, Arghyrou et al. (2012)) qui ont attesté de la persistance des spreads souverains à travers le temps. Ceci signifie que les spreads passés ont un poids important dans l'explication des spreads courants. Par ailleurs, nous remarquons que cette importance est plus prononcée pour les pays « périphériques » par rapport au pays du « cœur ».

Concernant le facteur de risque global, le modèle 1 fournit des coefficients plus significatifs et de signe positif attendu pour les différentes mesures de ce type de risque, comparativement au modèle 2. Pour le modèle 1, la variable Vstoxx propre à la zone euro, est plus significative par rapport à celles relatives au marché américain. Cette significativité est présente aussi bien dans les pays « périphériques » que dans les pays « cœur » de la zone euro. Les variables Ted-Spread et Swap spread ne sont significatives que pour l'Autriche et les Pays-Bas, respectivement, mais de signe négatif. Ces deux variables font apparaître une significativité meilleure pour les pays « périphériques » (pour 3 pays sur 5). Dans l'ensemble, les spreads souverains des pays risqués sont plus affectés par l'aversion au risque international que ceux des pays du

« cœur ». Ce résultat corrobore ceux des travaux antérieurs précités, notamment Codogno et al. (2003).

De même, les estimations du modèle 1 liées aux variables du facteur de risque de liquidité sont plus significatives et de signe attendu que celles du modèle 2 et ce, pour les spreads KfW et bid-ask. Pour le modèle 1, le spread KfW représente la variable la plus déterminante des spreads souverains pour tous les pays. Les coefficients de cette mesure sont tous significatifs et de signe positif attendu (à l'exception de l'Espagne, coefficient non significatif). Ceci indique qu'une hausse du spread KfW correspond à un élargissement des spreads obligataires souverains. En d'autres termes, ce constat laisse présager qu'une augmentation des taux d'emprunt publics implique un phénomène de fuite vers des actifs à faible risque de liquidité, en l'occurrence le Bund allemand. Par rapport au spread bid-ask, cette variable explique bien la dynamique des spreads souverains tant des pays « périphériques » que ceux du « cœur ». Le coefficient de cet indicateur est significatif pour 8 des 10 pays étudiés.

La taille du marché obligataire, mesurée par le ratio des dettes publiques émises par un pays aux dettes totales de la zone euro est plus significative auprès des pays « cœur » dans le modèle 2 (4 sur 5 pays étudiés). Pour les pays « périphériques », cette variable est significative et négative pour l'Irlande, traduisant la contraction de la liquidité sur son marché obligataire au cours de notre période d'étude. Toutefois, le coefficient apparaît positif pour un certain nombre de pays, ce qui pose la question de l'ambiguïté de cette variable. En effet, cette variable augmente avec le poids relatif de la dette publique d'un pays dans la zone euro, son augmentation peut donc traduire non seulement la meilleure liquidité du marché mais aussi une détérioration de la soutenabilité de la dette et une montée du risque souverain.

En ce qui concerne le facteur risque spécifique, le modèle 2 fournit des estimations plus significatives et de signe attendu que celles du modèle 1 et ce, uniquement pour les variables liées aux taux d'inflation et de chômage. En effet, pour les ratios (Solde Budgétaire/PIB) et (Dette Publique/PIB), les deux modèles exposent des résultats très proches pour tous les pays étudiés. Pour le ratio (SB/PIB), cette variable est significative pour 4 des 6 pays, avec un coefficient de signe positif inattendu pour l'Italie et le Portugal et proche de zéro pour la Finlande et la France, ayant un effet presque nul sur les spreads souverains de ces pays. Quant au ratio (DP/PIB), il ressort significatif et de signe positif, seulement pour l'Italie, aussi bien dans le modèle 1 que 2. Les coefficients de cette variable sont négatifs pour certains pays (Belgique, Finlande, France et Irlande) dans les deux modèles. Ce signe pourrait indiquer un effet de liquidité exercé par le ratio (DP/PIB) sur

les spreads. Par ailleurs, nous remarquons que l'impact de cet indicateur de risque est plus significatif sur les spreads des pays « périphériques » que ceux du « cœur ». Pour l'inflation, les régressions du modèle 2 montrent que cette variable n'est significative que pour l'Autriche et les Pays-Bas, du côté des pays « cœur », avec un signe positif uniquement pour l'Autriche. Cette dernière ne ressort significativement positive que pour l'Irlande auprès des pays « périphériques ». En ce qui concerne l'impact du taux de chômage sur les spreads des pays de la zone euro, le modèle 2 renseigne sur la significativité de cette variable dans 5 des 10 pays étudiés. La relation positive attendue entre le taux de chômage et les spreads souverains n'a été vérifiée que pour les Pays-Bas dans la catégorie des pays du « cœur » et pour la Grèce et l'Irlande dans l'autre catégorie.

En ce qui concerne les facteurs de compétitivité et de cycle économique, leur impact est faible pour tous les pays et dans les deux modèles. En effet, dans le modèle 2, par exemple, le taux de change effectif réel est significatif pour l'Autriche, la France et les Pays-Bas, mais le signe positif attendu n'a été vérifié que pour le dernier pays. Pour les pays « périphériques », cette variable est non significative. Pour le taux de croissance de la production industrielle, les coefficients ressortent significatifs et négatifs pour l'Italie dans le modèle 1 et pour l'Irlande dans le modèle 2.

La contagion mesurée par la variable *pc2* exerce un effet significatif dans les deux modèles (4 sur 10 pays pour le modèle 1 et 3 sur 10 pays pour le modèle 2). Cet effet est plus significatif sur les pays périphériques, notamment pour la Grèce et le Portugal.

L'étude des spreads souverains des pays de la zone euro sur les différentes sous-périodes, à travers les variables *dummies*, est riche d'enseignements. La variable « *dum1* » est significative pour tous les pays (à l'exception des Pays-Bas), au moins dans l'un des deux modèles. Elle est négative pour la Belgique, la Finlande, la France et les Pays-Bas, signifiant qu'entre janvier 2006 et juillet 2007, toutes choses étant égales par ailleurs, les spreads souverains de ces pays ont été plus bas que dans les autres périodes. Ce résultat est cohérent avec le fait que notre analyse ACP ait révélé que ces pays appartiennent à la catégorie des pays du « cœur » de la zone euro au cours de cette période.

La variable « *dum 2* », reflétant la période août 2007-septembre 2009 ressort globalement significative et positive pour tous les pays « périphériques ». Du côté des pays du « cœur », cette variable est significative pour la Belgique, la Finlande et la France, avec un signe négatif dans la plupart des cas. Par ailleurs, la forte significativité de cette variable dans les pays « périphériques », par rapport à ceux des pays du « cœur » laisse penser que les spreads des pays risqués étaient affectés par les turbulences des

marchés financiers qui ont suivi la crise de 2007et avant même l'apparition de la crise de la zone euro.

La variable « *dum3* » représentative de la période de crise de la zone euro, entre octobre 2009 et août 2012 est significativement positive pour tous les pays « périphériques » et ce, dans les deux modèles. Pour les pays du « cœur », cette variable ressort significative au moins dans l'un des deux modèles (à l'exception des Pays-Bas). Les coefficients de la variable dummy « *dum3* » ressortent négatifs, signifiant que, toutes choses étant égales par ailleurs, les spreads souverains de ces pays diminuent au cours de cette période de crise, sans doute sous l'effet d'une « fuite vers la qualité », les investisseurs se détournent des pays « périphériques » pour investir dans les pays « cœur ».

Enfin, tenant compte des résultats des premières estimations, nous avons mené une réestimation des modèles 1 et 2, en omettant les variables non significatives dans l'équation de la moyenne et de la variance des spreads souverains. Les résultats de ces estimations sont présentés dans les *annexes 3.4* et *3.5*. Tout d'abord, nous remarquons l'amélioration du coefficient de détermination R^2 par rapport à celui des estimations initiales pour tous les pays « périphériques » et particulièrement pour la Grèce. Ce n'est pas le cas pour les pays « cœur » de la zone euro, où nous observons une amélioration du R^2 uniquement pour la Belgique et la France et pour les Pays-Bas dans le modèle 1.

Dans l'ensemble, la significativité des variables explicatives des spreads dans les premières estimations a été démontrée au niveau des nouvelles estimations. La persistance des spreads et l'importance de la prime de liquidité dans les spreads souverains, à travers la variable KfW, ont été de nouveau examinées pour tous les pays.

Enfin, l'examen de la significativité des variables temporelles reflétées par les *dummies* surtout pour les pays « périphériques » nous permet de conclure à la variabilité des spreads souverains des pays étudiés à travers le temps, et la nécessité de les étudier sur chacune des sous-périodes distinctement. D'où le recours aux données de panel qui nous permettent d'exploiter la double dimension temporelle et individuelle des séries.

3.3.2. Analyse sur données de panel

Dans le but d'étudier la dynamique des spreads obligataires souverains de la zone euro, nous faisons référence à la technique des données de panel. Cette technique offre plusieurs avantages, dont nous citons :

- L'exploitation de la double dimension temporelle et individuelle des séries à notre disposition. Cette caractéristique permet de rendre compte de la

dynamique des comportements et de l'hétérogénéité qui peut exister entre les individus (les pays de la zone euro dans notre cas). Elle permet également de disposer d'un nombre d'observations qui devient important à travers l'utilisation de cette double dimension,

- La possibilité de tenir compte des spécificités individuelles non observées.

La présente étude empirique porte sur un échantillon de 10 pays observés sur la période entre janvier 2006 et décembre 2014, soit (1080 observations). Les variables retenues comme facteurs déterminants des spreads obligataires souverains sont ; l'indice Vstoxx, le spread corporate (Baa-Aaa), la liquidité, le spread bid-ask, les ratios Solde Budgétaire et Dette Publique en pourcentage du PIB, respectivement (SB/PIB) et (DP/PIB), et la variable de contagion (*pc2*)[56].

A travers les modèles à effets fixes et aléatoires, nous étudierons les relations existantes entre les spreads et ces différentes variables sur la période totale (Panel A) ainsi que sur les quatre sous-périodes précédemment distinguées :

- Panel B : Période d'avant crise, entre janvier 2006 et juillet 2007 ;
- Panel C : Crise financière des sub-primes, entre août 2007 et septembre 2009 ;
- Panel D : Crise de la zone euro, entre octobre 2009 et août 2012 ;
- Panel E : Retour à la normale, entre septembre 2012 et décembre 2014.

3.3.2.1 Présentation et spécifications du modèle

Au niveau de cette section, nous proposons dans une première étape, une brève revue sur les modèles à effets fixes et aléatoires. Ensuite, nous présentons le test qui nous permettra de comparer les estimateurs issus de ces deux modèles et de retenir ainsi, la spécification adéquate pour la relation entre les spreads souverains et les facteurs de risque choisis.

[56] Les variables retenues sont celles les plus couramment utilisées dans la littérature pour l'explication des spreads souverains. Nous avons limité le nombre de nos variables explicatives de 14 (initialement) à 7, afin d'assurer des estimations robustes par un nombre de coefficients à estimer inférieur au nombre des pays de notre échantillon. La variable retardée a été retirée car elle entraîne une corrélation entre la variable à expliquer et le terme d'erreur et induit en conséquent, un biais de l'estimateur à effets fixes et de l'estimateur à effets aléatoires.

a- Modèle à effets fixes

Ce type de modèle suppose des relations identiques entre la variable endogène et les variables exogènes, pour tous les individus. D'une manière générale, la relation entre les spreads souverains (SS) et les variables explicatives peut se présenter comme suit :

$$SS_{it} = c_i + \sum_{k=1}^{k} b_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Avec, $i = 1, \ldots\ldots, N$ (individus) et $t = 1, \ldots\ldots, T_i$ (périodes) ;
k est le nombre des variables explicatives, égal à 7 ;
c_i : représente l'effet spécifique pays ;
$X_{k,i,t}$: la matrice des variables explicatives retenues.

Dans ce modèle, les résidus $\varepsilon_{i,t}$ sont supposés i.i.d. $\forall i \in [1, N]$; $\forall t \in [1, T_i]$ ces résidus satisfont les conditions suivantes :

- $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$,
- $E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{i,s}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & t = s \\ 0 \ \forall \ t & \neq s \end{cases}$

Ce qui implique $E(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \sigma_\varepsilon^2 \ I_T$ où I_T est la matrice identité $(T_i \ T_i)$.

- $E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,s}) = 0, \forall \ j \ \neq i, \forall (t, s)$

Cette structure des résidus vérifie en effet, les hypothèses standards des MCO (Moindres carrés ordinaires).

b- Modèle à effets aléatoires

Ce modèle (appelé aussi modèle à erreurs composées) suppose que la constante spécifique à un individu i est aléatoire. Dans ce modèle, le terme d'erreur est interprété comme étant la somme de deux composantes ; une composante fixe et une autre stochastique, non observable, regroupant des variables explicatives omises dans la spécification initiale du modèle. Ainsi, les spreads sont exprimés selon l'équation suivante :

$SS_{it} = c_i + \sum_{k=1}^{k} b_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t}$ $\qquad\qquad$ $\varepsilon_{i,t} \sim iid$

Avec $c_i = c + \mu_i$ où c désigne la composante fixe et μ_i la composante stochastique.

Comme pour le modèle à effets fixes, plusieurs hypothèses sont retenues sur la structure des résidus, à savoir :

- $E(\mu_i) = E(\varepsilon_{i,t}) = 0$
- $E(\mu_i \varepsilon_{i,t}) = 0$
- $E(\mu_i \mu_j) = \sigma_\mu^2 \quad i = j, 0 \; sinon$
- $E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{s,t}) = \sigma_\varepsilon^2 \quad i = j \; et \; t = s, 0 \; sinon$
- $E(\mu_i X'_{it}) = E(\varepsilon_{i,t} X'_{it}) = 0$

Tenant compte de ces hypothèses, la variance des spreads souverains, conditionnelle aux variables explicatives $X_{i,t}$ est égale à $\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2$.

c- Test de spécification : test d'Hausman (1978)

Ce test permet de choisir entre les spécifications des modèles à effets individuels, fixes et aléatoires. Ceci revient en effet à choisir un estimateur sans biais à variance minimale parmi les estimateurs des deux modèles. En testant si les coefficients des deux modèles (fixes et aléatoires) sont statistiquement différents, l'idée du test d'Hausman est que, sous l'hypothèse d'absence de corrélation entre l'effet individuel et les variables exogènes, les estimateurs des dits modèles sont sans biais et donc, les coefficients estimés devraient peu différer.

Le test d'Hausman compare la matrice de variance-covariance des deux estimateurs. Il repose sur les hypothèses suivantes :

$$H_0 : E(\mu_i | X_i) = 0$$

$$H_1 : E(\mu_i | X_i) \neq 0$$

La statistique du test est la suivante :

$$H = \left(\hat{\beta}_{MEF} - \hat{\beta}_{MEC}\right)' \left[\hat{V}(\hat{\beta}_{MEF}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{MEC})\right]^{-1} \left(\hat{\beta}_{MEF} - \hat{\beta}_{MEC}\right) \rightarrow \chi^2(k)$$

$\hat{\beta}_{MEF}$ et $\hat{\beta}_{MEC}$ sont respectivement, les coefficients des deux estimations fixe et aléatoire.

$\left[\hat{V}(\hat{\beta}_{MEF}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{MEC})\right]$ est la matrice de pondération. Si elle est positive, ceci signifie que les estimateurs du modèle à erreurs composées $(\hat{\beta}_{MEC})$ sont plus efficaces que les $(\hat{\beta}_{MEF})$, sous l'hypothèse nulle.

Si la p-value est supérieure au seuil de confiance α%, nous acceptons l'hypothèse nulle, et la meilleure spécification est celle des effets aléatoires. Sinon, c'est le modèle avec effets fixes qui est retenu.

3.3.2.2 Estimations et résultats empiriques

Pour l'étude de la relation existante entre les spreads obligataires souverains et les facteurs de risques global, de liquidité et spécifique, ainsi qu'à la contagion, nous menons une régression qui tient compte de l'influence conjointe de toutes ces variables sur les spreads. L'équation à estimer se présente comme suit :

$$SS_{i,t} = c_i + b_1 scorp_t + b_2 V2TX_t + b_3 liq_{i,t} + b_4 ba_{i,t} + b_5 balance_{i,t} + b_6 debt_{i,t} + b_7 pc2_t + \varepsilon_{i,t} \quad \textbf{(7)}$$

Avec $c_i = c + \mu_i$ pour les modèles à effets aléatoires.

Et $SS_{i,t}$ le spread souverain du pays i à l'instant t, $scorp_t$ désigne le spread corporate américain Baa-Aaa, $V2TX_t$ l'indice de volatilité sur le marché de l'*Eurostoxx 50*, $liq_{i,t}$ et $ba_{i,t}$ représentent respectivement, la taille et la profondeur du marché obligataire, $balance_{i,t}$ le solde budgétaire en pourcentage du PIB, $debt_{i,t}$ dette publique en pourcentage du PIB et $pc2_t$ est la variable de contagion.

Un examen de la stationnarité des différentes variables a été effectué sur la période totale de l'analyse ainsi que sur les sous-périodes. A cet effet, le test de Levin, Lin et Chu (2002) a été appliqué.

Levin, Lin et Chu (2002) étaient les premiers à proposer un test de racine unitaire sur les données de panel. Leur démarche repose sur les tests de Dickey et Fuller (1979) réalisés sur les séries temporelles. Il existe par conséquent trois équations pour tester la présence de racine unitaire :

Modèle 1 :

$$\Delta y_{i,t} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

Modèle 2 :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

Modèle 3 :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

Où $E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t}) = 0$ pour $i \neq j$, c'est-à-dire absence d'effet temporel et une indépendances entre les individus[57]. Ce test impose une spécification homogène des racines autorégressives sous H_1. L'hypothèse nulle est alors une hypothèse jointe de racine unitaire d'absence d'effet fixe, avec :

Modèle 1 :

$$H_0: \rho_i = \rho = 0 \ \forall i$$
$$H_1: \rho_i = \rho < 0 \ \forall i$$

Modèle 2 :

$$H_0: \rho_i = \rho = 0 \ et \ \alpha_i = 0 \ \forall i$$
$$H_1: \rho_i = \rho < 0 \ et \ \alpha_i \neq 0 \ \forall i$$

Modèle 3 :

$$H_0: \rho_i = \rho = 0 \ et \ \beta_i = 0 \ \forall i$$
$$H_1: \rho_i = \rho < 0 \ et \ \beta_i \neq 0 \ \forall i$$

Le *tableau 3.5* présente les résultats du test mené sur un échantillon de 10 pays de la zone euro sur toute la période, ainsi que sur les différentes sous-périodes fixées.

[57] Ils existent des tests plus récents, notamment Pesaran (2003) et Chang (2002), dits de deuxième génération, permettent de lever cette hypothèse.

TABLEAU 3.5 - Tests de racine unitaire sur données de panel

	Panel A : Toute la période	**Panel B : janvier 2006 - juillet 2007**	**Panel C : août 2007 - septembre 2009**	**Panel D : octobre 2009 - août 2012**	**Panel E : septembre 2012 - décembre 2014**
SS	-2,428 ^{abc}	-1,686 ^{bc}	-1,652 ^{bc}	-1,887 ^{bc}	-2,247 ^{bc}
	0,008	*0,046*	*0,049*	*0,030*	*0,012*
	I(0)	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*
Risque global					
scorp	-3,582 ^{abc}	-2,835 ^{abc}	-1,875 ^{bc}	-2,065 ^{bc}	-9,965 ^{abc}
	0,000	*0,002*	*0,030*	*0,020*	*0,000*
	I(0)	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*
V2TX	-6,200 ^{abc}	-3,688 ^{abc}	-2,564 ^{abc}	-4,363 ^{abc}	-1,547 ^{c}
	0,000	*0,000*	*0,005*	*0,000*	*0,061*
	I(0)	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*
Risque de liquidité					
liq	-1,720 ^{bc}	-3,271 ^{abc}	-2,762 ^{abc}	-2,505 ^{abc}	-8,029 ^{abc}
	0,043	*0,001*	*0,003*	*0,006*	*0,000*
	I(0)	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*
ba	-1,841 ^{bc}	-3,061 ^{abc}	-6,015 ^{abc}	-2,301 ^{bc}	-2,869 ^{abc}
	0,033	*0,001*	*0,000*	*0,011*	*0,002*
	I(0)	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*
Risque spécifique					
balance	-3,282 ^{abc}	-3,031 ^{abc}	-1,998 ^{bc}	-1,916 ^{bc}	-3,059 ^{abc}
	0,001	*0,001*	*0,023*	*0,028*	*0,001*
	I(0)	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*
debt	-1,372 ^{c}	-1,883 ^{bc}	-1,941 ^{bc}	-1,617 ^{c}	-1,726 ^{bc}
	0,085	*0,030*	*0,026*	*0,053*	*0,042*
	I(0)	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*
Contagion					
pc2	-6,129 ^{abc}	-5,596 ^{abc}	-1,962 ^{bc}	-3,478 ^{abc}	-8,028 ^{abc}
	0,000	*0,000*	*0,025*	*0,000*	*0,000*
	I(0)	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*	*I(0)*

Note : Ce tableau présente les résultats du test de Lin, Levin et Chu (2002) réalisé sur un panel de 10 pays de la zone euro. Les panels B, C, D et E représentent respectivement, les sous-périodes d'avant crise, de crise financière des sub-primes, de crise de la zone euro et de retour à la normale. Les chiffres en italique représentent les p-values. I(.) désigne l'ordre d'intégration de la série. a, b et c indiquent respectivement un seuil de significativité de 1%, 5% et 10%.

Les tests de stationnarité menés sur les variables, dépendante et explicatives, sur chaque période, montrent l'absence de racine unitaire dans ces séries. Nous présentons dans le *tableau 3.6* les résultats des estimations de l'*équation (7)*. Pour chaque période, uniquement les résultats d'un des deux modèles (à effets fixes ou aléatoires) ont été reportés. Le choix du modèle a été fait sur la base du résultat du test d'Hausman comme mentionné plus haut.

TABLEAU 3.6 - Régressions des spreads obligataires souverains sur données de panel

	Panel A : Toute la période	**Panel B : janvier 2006 - juillet 2007**	**Panel C : août 2007 - septembre 2009**	**Panel D : octobre 2009 - août 2012**	**Panel E : septembre 2012 - décembre 2014**
c	**-9,132**	**0,177**	**2,111**	**-15,045**	3,686
	-12,240	*2,680*	*3,880*	*-8,830*	*1,660*
scorp	**0,306**	**-0,128**	**0,414**	**1,120**	-0,464
	2,040	*-2,490*	*9,660*	*2,220*	*-0,820*
V2TX	0,013	**0,003**	**-0,011**	**0,040**	0,046
	1,380	*2,890*	*-3,860*	*2,340*	*1,640*
liq	**-58,654**	-0,097	**12,070**	**-89,896**	15,683
	-12,860	*-0,380*	*3,550*	*-8,030*	*1,120*
ba	**3,596**	**0,897**	1,486	**1,319**	**15,519**
	22,290	*3,480*	*0,810*	*5,140*	*13,060*
balance	**-0,235**	**-0,014**	-0,027	-0,071	**-0,503**
	-8,620	*-4,600*	*-1,280*	*-0,690*	*-8,020*
debt	**0,054**	**0,002**	**0,024**	**0,128**	**-0,072**
	15,180	*2,660*	*3,180*	*9,470*	*-5,290*
pc2	**0,301**	0,003	**0,106**	**0,280**	0,199
	5,880	*0,520*	*3,510*	*3,230*	*0,780*
Test d'Hausman	110,930	1,350	24,710	66,940	42,800
Prob.	0,000	0,987	0,000	0,000	0,000
Type du modèle	Effets fixes	Effets aléatoires	Effets fixes	Effets fixes	Effets fixes
Statistique de Wald chi2		69,510			
Prob		0,000			
Statistique de Fischer	35,123		19,683	29,116	32,758
Prob.	0,000		0,000	0,000	0,000
R^2	0,790	0,695	0,769	0,880	0,941
N. observations	1080	190	260	350	280

Note : Ce tableau présente les résultats de l'étude d'impact des facteurs de risque retenus sur les spreads obligataires souverains d'un panel de 10 pays de la zone euro. Les panels B, C, D et E représentent respectivement, les sous-périodes d'avant crise, de crise financière des sub-primes, de crise de la zone euro et de retour à la normale. Le caractère gras désigne la significativité de la variable au seuil de 5%. Les chiffres en italique représentent les statistiques t et z pour les modèles à effets fixes et aléatoires, respectivement. Le test de Fisher teste l'hypothèse nulle d'absence d'effets individuels dans le modèle.

L'analyse du *tableau 3.6* révèle la présence d'effets individuels, grâce à la statistique de Fisher[58]. Par ailleurs, le test d'Hausman préconise le modèle à effets fixes pour les estimations réalisées sur toute la période (Panel A) et sur les sous-périodes 2, 3 et 4 (Panel C, D et E) et le modèle à effets aléatoires pour la première sous-période (Panel B).

[58] Le test de Fisher teste les hypothèses suivantes : $H_0 : \mu_i = 0$, c'est-à-dire absence d'effet individuel contre $H_1 : \mu_i \neq 0$. Si la p-value du test est inférieure à 5%, alors l'hétérogénéité des individus est confirmée.

a- Interprétations des régressions sur la période totale

Tout d'abord, nous nous intéressons à l'examen de l'impact des variables explicatives retenues sur les spreads, sur toute la période étudiée (Panel A). Les facteurs de risque global, de liquidité, du risque spécifique, ainsi que la contagion affectent la dynamique des spreads obligataires souverains entre janvier 2006 et décembre 2014.

Le spread des obligations privées américaines (*scorp*), reflétant un risque commun à tous les pays, exerce un impact positif et significatif sur les spreads souverains de la zone euro. Ainsi, une hausse des spreads corporate induit un élargissement des spreads souverains. En effet, pendant les périodes de tension, une hausse de l'aversion générale au risque peut orienter les investisseurs vers les obligations d'État les plus sûres, notamment les Bund allemand et conduit alors à des évolutions divergentes des écarts des taux souverains dans la zone euro.

Les variables représentatives du facteur de risque de liquidité ressortent significatives et de signes attendus. Le signe négatif du ratio des dettes publiques émises par un pays sur les dettes totales, montre qu'une contraction de la liquidité sur le marché obligataire public favorise la hausse des spreads souverains. La relation positive entre le spread bid-ask et le spread obligataire est conforme à nos attentes. Au fait, plus les coûts de transaction sur le marché obligataire sont élevés, plus la prime de liquidité demandée par les investisseurs est importante et plus les spreads augmentent.

Les fondamentaux macroéconomiques des pays de la zone euro déterminent aussi la dynamique des spreads souverains. L'impact significativement négatif du ratio Solde Budgétaire en pourcentage du PIB est conforme à l'intuition. En effet, un pays doté d'un excédent budgétaire (SB/PIB positif) est disposé à honorer ses engagements financiers vis-à-vis de ses créanciers et sa probabilité de défaut est donc faible. De ce fait, pour un pays donné, l'augmentation de son ratio (SB/PIB) constitue une amélioration de ses fondamentaux pour les investisseurs, qui vont investir dans ses obligations, entraînant en conséquent, une baisse de leurs taux de rendement et un rétrécissement de l'écart avec le Bund allemand.

Par ailleurs, la corrélation positive entre les spreads et le ratio dette publique en pourcentage du PIB est vérifiée. Plus un pays est endetté, plus la prime de risque exigée par les investisseurs est élevée, et plus son spread souverain est important.

Le coefficient associé à la variable *pc2*, proxy de l'effet de contagion qui peut émaner des pays « périphériques » de la zone euro, est significativement différent de zéro avec le

signe positif attendu. Ceci confirme la présence de contagion entre les pays de notre échantillon.

Au total, les variables retenues dans notre estimation semblent pertinentes pour expliquer l'évolution des spreads obligataires souverains des pays de la zone euro, le coefficient de détermination R^2 s'élevant à 0,79.

b- Interprétation des régressions sur les sous-périodes

Pour mettre en évidence l'impact des crises financières, nous comparons les résultats des estimations associées à chacune des sous-périodes (Panel B, C, D et E).

Entre janvier 2006 et juillet 2007 (Panel B), les signes des coefficients relatifs aux différents facteurs de risque ressortent conformes aux signes attendus (à l'exception du spread corporate).

La dynamique des spreads souverains est positivement liée à l'aversion générale au risque sur le marché boursier de la zone euro, au cours de cette période. Egalement, l'impact du spread bid-ask, du ratio Solde Budgétaire/PIB et du ratio Dette Publique/PIB sur les spreads est significatif. En revanche, la taille du marché de la dette et l'effet de contagion n'expliquent pas les spreads obligataires des États de l'UEM. En effet, cette phase correspond à une période de convergence entre les taux de rendement des obligations souveraines de la zone euro et la probabilité de défaut d'un emprunteur souverain de l'UEM était alors considérée comme négligeable.

Les débuts des périodes de tensions (d'août 2007 à août 2012) ont été marqués par une sensibilité plus importante des spreads souverains aux facteurs de risque. Notamment, le spread des obligations privées américain (*scorp*) a un effet positif et significatif sur les spreads souverains de la zone euro pendant ces deux périodes de crise, car il indique alors les mouvements mondiaux de l'aversion au risque des investisseurs pendant la crise financière globale (Panel C et D). Son effet devient négatif sur la dernière période, ce qui est sans doute lié à la déconnexion entre les États-Unis et la zone euro sur cette période. En effet, alors que les facteurs de risque se sont largement atténués aux États-Unis avec la reprise économique, les pays périphériques de la zone euro restent embourbés dans une récession durable et continuent à subir la méfiance des investisseurs.

Par ailleurs, pendant la période de crise des sub-primes (Panel C), la volatilité des cours des actions exerce un effet significatif et négatif sur les spreads souverains de la zone euro. A partir d'octobre 2009, cet effet devient positif jusqu'à la fin de 2014 (Panel E) et significativement différent de zéro au cours de la crise de la zone euro (Panel D). Ce

résultat montre l'interdépendance entre les marchés financiers, rendements obligataires souverains et le marché boursier, puisque leurs primes de risque dépendent avant tout de l'aversion des investisseurs pour le risque.

Le facteur de liquidité joue un rôle significatif et de signe attendu dans la détermination des spreads souverains des pays de la zone euro au déclenchement de la crise de la zone euro. Ce résultat corrobore certains travaux qui attestent du rôle important de ce facteur à partir de 2009 (Afonso, Arghyrou et al. (2012), par exemple). La variable de la dette publique émise sur la dette totale de la zone euro (*liq*) est significative, mais de signe positif pendant la crise des sub-primes (Panel C) et de signe négatif attendu pendant la crise de la zone euro (Panel D). Ce résultat indique que cette variable peut refléter la taille du marché obligataire et impacte de ce fait négativement les spreads, comme elle peut refléter l'importance de l'endettement public d'un État et en conséquent, agir positivement sur son spread. L'impact du spread bid-ask sur les spreads souverains est positif sur toutes les sous-périodes. Son coefficient devient fortement significatif au lendemain de la phase où la crise a atteint son paroxysme (Panel E) ce qui indique que lorsque les taux obligataires ont observé un mouvement baissier général, les coûts de transaction sont devenus un déterminant majeur des politiques d'investissement des agents économiques.

Conformément à nos attentes, une hausse du ratio Solde Budgétaire/PIB (*balance*) entraîne un rétrécissement des spreads souverains, lorsqu'une hausse du ratio de la Dette Publique/PIB (*debt*) les élargit. Le ratio (SB/PIB) est significatif entre septembre 2012 et décembre 2014 (Panel E). Le ratio (DP/PIB) est significatif sur toutes les périodes, confirmant l'inquiétude des investisseurs à l'égard de l'endettement public, surtout auprès des États caractérisés par des fondamentaux macroéconomiques fragiles.

Le coefficient de la contagion est significativement positif sur les deux périodes de crise (Panel C et D). Son impact sur les spreads demeure positif mais non significatif à partir de 2012, indiquant une baisse du risque de contagion.

Comme pour les estimations réalisées sur toute la période, les facteurs des risques global, de liquidité, spécifique et la contagion s'avèrent déterminants dans l'explication des spreads souverains de la zone euro à partir de 2007. Le coefficient de détermination R^2 est compris entre 0,69 et 0,94.

Finalement, nous avons tenté d'étudier les facteurs déterminants des spreads souverains des pays de la zone euro, à l'aide d'un estimateur GMM (la méthode des moments généralisés) d'Arellano et Bond (1991). Toutefois, l'implémentation de notre

modèle sous *STATA 13* à l'aide de la commande *xtabond2* ne nous a pas permis de générer des résultats pertinents[59]. Ce problème pourrait être dû à la présence de variables communes à tous les pays. A cet effet, nous avons réestimé notre modèle en occultant les variables liées au facteur de risque global (*scorp* et *v2tx*) et la variable de contagion (*pc2*), et vérifié ainsi si les variables liées à la liquidité et au facteur de risque spécifique permettent d'expliquer à elles seules la dynamique des spreads obligataires souverains de la zone euro, entre janvier 2006 et décembre 2014.

Les résultats des estimations reportés au niveau de l'*annexe 3.6* montrent que la dynamique des spreads souverains peut être attribuée à la taille du marché obligataire (*liq*), à sa profondeur (*ba*) ainsi, qu'au ratio Dette Publique/PIB (*debt*). Aussi, nous avons vérifié les coefficients négatifs sur la taille du marché obligataire et le ratio Solde Budgétaire/PIB. Le spread bid-ask et la dette publique/PIB ont bien des coefficients positifs.

Par ailleurs, la pertinence de nos estimations a été vérifiée suite à la validation des instruments utilisés et l'acceptation de l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des termes d'erreurs. En effet, la probabilité de la statistique de Sargan ressort proche de 1 (0,639) et l'absence d'autocorrélation de second ordre, AR(2) est vérifiée.

3.4. Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons déterminé, les principaux facteurs de risque qui expliquent la dynamique des spreads obligataires souverains des pays de la zone euro. Les facteurs explicatifs examinés sont liés à l'aversion générale au risque, à la liquidité, aux fondamentaux budgétaires et macroéconomiques spécifiques aux pays, à la compétitivité, au cycle économique et à l'effet de contagion.

Notre première étude empirique a été consacrée à l'identification du modèle de type GARCH approprié à la modélisation de la volatilité conditionnelle des spreads. Nous avons montré que l'ajout d'asymétrie des chocs (positifs ou négatifs) sur la variance dans le modèle GARCH traditionnel, permet d'améliorer la qualité de nos estimations.

Ensuite, à travers une étude sur des séries temporelles, nous avons trouvé que la variance des spreads est plus liée aux facteurs de risque global et de la liquidité qu'aux facteurs de risque spécifique, de compétitivité, de cycle économique et à la contagion.

[59] Nous n'avons pas pu vérifier l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation de second ordre des termes d'erreurs de l'équation en différence.

Tenant compte de ce résultat, nous avons estimé deux modèles où l'équation de la moyenne tient compte de toutes les variables explicatives, alors que l'équation de la variance varie selon que les variables considérées soient liées au risque global ou à la liquidité.

Nos estimations montrent que les spreads souverains des pays « périphériques » sont plus sensibles aux facteurs de risque, que ceux des pays du « cœur ». Nous mettons en évidence une prime de liquidité, par l'intermédiaire de notre variable KfW.

Nous n'avons pas retrouvé une relation significative des spreads avec les variables liées à la compétitivité et au cycle économique. En revanche, l'impact de notre variable *pc2*, représentative de l'effet de contagion sur les spreads souverains, a été confirmé. L'effet de contagion ressort plus significatif sur les spreads souverains des pays « périphériques ».

Quatre sous-périodes ont été considérées, identifiées comme des périodes de tension ou de stabilité financière relative. Globalement, les résultats de nos estimations confirment nos attentes en termes de significativité et de signe attendu. Les spreads souverains sont devenus plus sensibles aux facteurs de risque après le déclenchement des tensions sur les marchés financiers, à partir d'août 2007.

Concernant le facteur de risque global, nos résultats suggèrent que son impact sur les spreads est plus significatif pendant les périodes de crise et particulièrement lors de la crise des sub-primes (2007-2009), indiquant des mouvements mondiaux de l'aversion générale au risque des investisseurs pendant les crises financières globales. A partir de 2012, la reprise de l'économie américaine a entrainé un changement de l'attitude des investisseurs par rapport au risque. Dans la zone euro, malgré les nombreuses interventions des autorités monétaires européennes pour apaiser les marchés financiers, la méfiance des investisseurs persiste. La perception du risque chez les investisseurs est en effet plus profonde que la simple observation d'une baisse des taux de rendement obligataires.

Par ailleurs, une relation d'interdépendance a été vérifiée entre le marché obligataire souverain et le marché boursier, étant donné que leurs primes de risque dépendent avant tout de l'aversion des investisseurs au risque.

La liquidité joue également un rôle significatif et de signe attendu dans l'explication des spreads souverains au cours de la crise de la zone euro.

L'impact positif du ratio (SB/PIB) et négatif du ratio (DP/PIB) sur les spreads souverains a été globalement vérifié. Le ratio (DP/PIB) est significatif sur toutes les périodes, les investisseurs manifestant alors leur inquiétude à l'égard d'un défaut souverain, surtout auprès des États les plus endettés.

La variable de contagion est déterminante pendant les périodes de crise. Son impact devient non significatif à partir d'août 2012, traduisant l'atténuation du risque de contagion.

3.5. Annexes du chapitre 3

ANNEXE 3.1 - Estimation des modèles AR(1)-GARCH, AR(1)-TCHARCH et AR(1)-EGARCH avec une loi de distribution gaussienne

Les données des spreads utilisées sont en différence première, de fréquence mensuelle sur la période allant du 02/01/2006 au 31/12/2014. c représente la constante de l'équation de la moyenne, a le coefficient d'autorégression des spreads souverains (en différence première), ω la constante de la variance conditionnelle, α l'effet d'un choc sur les spreads, γ l'effet d'asymétrie, β le terme autorégressif de la variance conditionnelle. Les estimations sont fondées sur la procédure de quasi-maximum de vraisemblance. L'algorithme utilisé est celui de Marquardt (1963). Les valeurs en italique sont les statistiques t. Les valeurs en gras indiquent que les coefficients sont significatifs au seuil de 5%.

	Autriche			**Belgique**			**Espagne**			**Finlande**		
	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)
Equation de la moyenne												
c	0,004	0,006	0,006	0,002	0,002	0,002	0,004	0,005	**0,006**	**0,007**	**0,005**	**0,008**
	1,412	*1,880*	*1,826*	*0,523*	*0,750*	*0,702*	*1,588*	*1,893*	*2,508*	*2,784*	*8,469*	*4,184*
a	**0,491**	**0,549**	**0,547**	**0,575**	**0,540**	**0,549**	**0,591**	**0,564**	**0,538**	**0,539**	**0,498**	**0,534**
	9,878	*9,119*	*9,577*	*7,396*	*7,740*	*8,120*	*13,973*	*11,052*	*7,943*	*14,081*	*12,070*	*16,818*
Equation de la variance												
ω	0,000	0,000	**-0,455**	0,000	0,000	-0,078	0,000	0,000	-0,003	0,000	0,000	-0,031
	1,583	*0,972*	*-2,720*	*1,477*	*1,870*	*-0,415*	*0,611*	*1,367*	*-0,025*	*1,089*	*-0,169*	*-0,242*
α	**0,792**	**0,712**	**0,358**	**0,329**	**0,273**	-0,034	**0,446**	**0,312**	-0,101	**0,413**	**0,106**	0,022
	3,605	*2,880*	*2,325*	*3,604*	*2,842*	*-0,198*	*5,123*	*3,688*	*-0,568*	*2,519*	*11,882*	*0,233*
γ		**-0,596**	**0,300**		**-0,433**	**0,231**		**-0,443**	**0,232**		**-0,215**	**0,244**
		-2,741	*4,752*		*-11,968*	*4,303*		*-4,257*	*3,576*		*-5,714*	*3,167*
β	**0,462**	**0,710**	**0,968**	**0,764**	**0,946**	**0,978**	**0,736**	**0,918**	**0,976**	**0,646**	**1,020**	**0,994**
	5,220	*9,787*	*54,041*	*21,474*	*14,374*	*78,827*	*19,578*	*12,856*	*187,793*	*6,545*	*32,258*	*76,718*
Critères de sélection												
AIC	-3,1534	-3,2023	**-3,2350**	-2,2996	-2,5799	**-2,6376**	-1,5292	-1,6756	**-1,8086**	-3,6155	-3,6692	**-3,7052**
SCHWARZ	-3,0278	-3,0516	**-3,0843**	-2,1740	-2,4291	**-2,4868**	-1,4035	-1,5248	**-1,6578**	-3,4898	-3,5185	**-3,5544**
LOG LIKELIHOOD	172,1302	175,7226	**177,4556**	126,8797	142,7330	**145,7913**	86,0457	94,8043	**101,8533**	196,6196	200,4695	**202,3737**

ANNEXE 3.1 - Suite

	France			**Grèce**			**Irlande**		
	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)
Equation de la moyenne									
c	**0,005**	**0,005**	**0,005**	-0,002	0,003	**0,007**	0,001	0,003	0,003
	2,234	*10,298*	*2,437*	*-0,549*	*0,749*	*3,725*	*0,420*	*1,090*	*1,333*
a	**0,579**	**0,553**	**0,545**	**0,543**	**0,539**	**0,516**	**0,531**	**0,539**	**0,515**
	15,120	*17,351*	*11,041*	*13,899*	*12,460*	*8,030*	*10,841*	*12,628*	*11,222*
Equation de la variance									
ω	0,000	0,000	-0,081	0,000	0,000	0,108	0,000	0,000	**-0,464**
	0,586	*1,387*	*-0,622*	*0,733*	*1,679*	*0,833*	*1,103*	*1,320*	*-4,406*
α	**0,456**	**0,337**	-0,039	**0,879**	**0,427**	-0,138	**0,519**	**0,308**	**0,470**
	3,874	*6,712*	*-0,265*	*3,991*	*4,305*	*-0,831*	*3,882*	*26,061*	*3,959*
γ		**-0,532**	**0,295**		**-0,639**	**0,266**		**-0,394**	**0,261**
		-5,625	*5,485*		*-9,927*	*5,183*		*-6,086*	*4,213*
β	**0,700**	**0,939**	**0,981**	**0,516**	**0,905**	**0,982**	**0,698**	**0,918**	**0,963**
	13,773	*47,461*	*88,070*	*6,438*	*9,203*	*489,857*	*18,048*	*21,950*	*57,241*
Critères de sélection									
AIC	-3,2470	-3,4192	**-3,5167**	0,7650	0,6513	**0,6037**	-0,8087	-1,0042	**-1,0748**
SCHWARZ	-3,1214	-3,2684	**-3,3659**	0,8906	0,8021	**0,7544**	-0,6831	-0,8534	**-0,9240**
LOG LIKELIHOOD	177,0906	187,2167	**192,3842**	-35,5449	-28,5213	**-25,9954**	47,8626	59,2222	**62,9619**

ANNEXE 3.1 - Suite

	Italie			**Pays-Bas**			**Portugal**		
	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)	GARCH (1,1)	TGARCH (1,1)	EGARCH (1,1)
Equation de la moyenne									
c	0,002	**0,012**	**0,013**	0,003	0,004	**0,004**	0,001	0,004	0,006
	0,324	*2,225*	*3,331*	*1,199*	*1,477*	*2,455*	*0,148*	*0,963*	*1,795*
a	**0,636**	**0,539**	**0,518**	**0,482**	**0,515**	**0,501**	**0,505**	**0,555**	**0,517**
	14,706	*8,849*	*7,586*	*14,656*	*11,904*	*12,255*	*12,072*	*9,983*	*9,782*
Equation de la variance									
ω	0,000	0,000	-0,012	0,000	0,000	-0,121	0,000	0,000	0,031
	0,621	*1,275*	*-0,134*	*1,069*	*1,082*	*-0,829*	*1,273*	*1,082*	*1,506*
α	**0,433**	**0,228**	-0,068	**0,369**	**0,411**	-0,046	**1,326**	**0,329**	**-0,095**
	4,892	*40,757*	*-0,674*	*2,405*	*2,097*	*-0,444*	*3,858*	*4,059*	*-3,283*
γ		**-0,419**	**0,240**		-0,324	**0,252**		**-0,451**	**0,227**
		-23,191	*4,888*		*-1,828*	*4,165*		*-3,992*	*6,003*
β	**0,706**	**0,966**	**0,981**	**0,696**	**0,788**	**0,974**	**0,314**	**0,931**	**0,979**
	20,857	*781,102*	*142,274*	*6,847*	*0,788*	*78,715*	*3,632*	*35,775*	*225,248*
Critères de sélection									
AIC	-1,3161	-1,4816	**-1,5174**	-3,7250	-3,7458	**-3,8307**	-0,4873	-0,6102	**-0,7096**
SCHWARZ	-1,1904	-1,3309	**-1,3666**	-3,5994	-3,5950	**-3,6799**	-0,3617	-0,4594	**-0,5588**
LOG LIKELIHOOD	74,7518	84,5255	**86,4216**	202,4276	204,5252	**209,0251**	30,8289	38,3406	**43,6067**

ANNEXE 3.2 - Estimation des modèles AR(1)-EGARCH avec des lois de distribution non gaussiennes (Student et GED)

Les données des spreads utilisées sont en différence première, de fréquence mensuelle sur la période allant du 02 janvier 2006 au 31 décembre 2014. Les estimations sont réalisées en considérant une distribution conditionnelle des innovations qui suit respectivement, la loi Normale, la Student et la GED. c représente la constante de l'équation de la moyenne, a le coefficient d'autorégression des spreads souverains (en différence première), ω la constante du log de la variance conditionnelle, α l'effet d'un choc sur les spreads, γ l'effet d'asymétrie, β le terme autorégressif du log de la variance conditionnelle, ν et η sont les paramètres de la loi de Student et de la GED, respectivement. Les estimations sont fondées sur la procédure de quasi-maximum de vraisemblance. L'algorithme utilisé est celui de Marquardt (1963). Les valeurs en italique sont les statistiques t. Les valeurs en gras indiquent que les coefficients sont significatifs au seuil de 5%.

	Autriche			**Belgique**			**Espagne**			**Finlande**		
	EGARCH (1,1)			EGARCH (1,1)			EGARCH (1,1)			EGARCH (1,1)		
	Gaussienne	Student	GED	Gaussienne	Student	GED	Gaussienne	Student	GED	Gaussienne	Student	GED
Equation de la moyenne												
c	0,006	0,001	0,005	0,002	0,002	**0,001**	**0,006**	**0,006**	**0,007**	**0,008**	**0,006**	0,005
	1,826	*0,423*	*1,759*	*0,702*	*0,727*	*2,208*	*2,508*	*10,303*	*4,981*	*4,184*	*2,085*	*1,865*
a	**0,547**	**0,411**	**0,544**	**0,549**	**0,510**	**0,543**	**0,538**	**0,518**	**0,530**	**0,534**	**0,533**	**0,534**
	9,577	*15,199*	*9,356*	*8,120*	*6,899*	*11,626*	*7,943*	*9,186*	*8,145*	*16,818*	*13,842*	*13,139*
Equation de la variance												
ω	**-0,455**	**-4,888**	**-0,465**	-0,078	0,014	**-0,048**	-0,003	0,062	0,044	-0,031	**-1,548**	**-1,679**
	-2,720	*-6,383*	*-2,508*	*-0,415*	*0,100*	*-9,750*	*-0,025*	*0,914*	*1,654*	*-0,242*	*-2,186*	*-1,994*
α	**0,358**	**1,420**	**0,369**	-0,034	-0,118	**-0,057**	-0,101	**-0,184**	**-0,163**	0,022	**0,835**	**0,818**
	2,325	*5,149*	*2,199*	*-0,198*	*-0,760*	*-7,020*	*-0,568*	*-2,232*	*-8,295*	*0,233*	*2,665*	*2,620*
γ	**0,300**	-0,025	**0,298**	**0,231**	**0,241**	**0,254**	**0,232**	**0,261**	**0,236**	**0,244**	0,049	0,046
	4,752	*-0,121*	*4,233*	*4,303*	*4,215*	*10,608*	*3,576*	*77,339*	*5,455*	*3,167*	*0,364*	*0,333*
β	**0,968**	**0,365**	**0,968**	**0,978**	**0,982**	**0,982**	**0,976**	**0,979**	**0,976**	**0,994**	**0,859**	**0,837**
	54,041	*2,837*	*49,513*	*78,827*	*126,751*	*310,500*	*187,793*	*355,931*	*347,535*	*76,718*	*9,347*	*7,597*
Paramètres des lois de distribution												
Student (ν) ou GED (η)		**3,124**	**1,865**		312,743	**3,501**		11,899	**1,910**		8,791	**1,521**
		9,908	*3,329*		*0,021*	*3,023*		*0,980*	*5,032*		*1,117*	*4,876*
Critères de sélection												
AIC	-3,2350	-2,8548	-3,2165	-2,6376	-2,6576	-2,5942	-1,8086	-1,8127	-1,8060	-3,7052	-3,6307	-3,6275
SCHWARZ	-3,0843	-2,6789	-3,0406	-2,4868	-2,4817	-2,4183	-1,6578	-1,6368	-1,6302	-3,5544	-3,4548	-3,4516
LOG LIKELIHOOD	177,4556	158,3026	177,4719	145,7913	147,8522	144,4930	101,8533	103,0745	102,7205	202,3737	199,4260	199,2549

ANNEXE 3.2 - Suite

	France			**Grèce**			**Irlande**		
	EGARCH (1,1)			EGARCH (1,1)			EGARCH (1,1)		
	Gaussienne	Student	GED	Gaussienne	Student	GED	Gaussienne	Student	GED
Equation de la moyenne									
c	**0,005**	0,002	**0,004**	**0,007**	0,006	**0,009**	0,003	0,003	0,003
	2,437	*0,483*	*128,583*	*3,725*	*1,483*	*37,086*	*1,333*	*1,300*	*1,342*
a	**0,545**	**0,410**	**0,512**	**0,516**	**0,537**	**0,514**	**0,515**	**0,514**	**0,515**
	11,041	*11,817*	*12,602*	*8,030*	*9,336*	*7,103*	*11,222*	*11,179*	*11,279*
Equation de la variance									
ω	-0,081	**-5,336**	**0,060**	0,108	-0,299	**0,135**	**-0,464**	**-0,478**	**-0,475**
	-0,622	*-7,078*	*8,200*	*0,833*	*-1,506*	*10,100*	*-4,406*	*-3,905*	*-4,109*
α	-0,039	**1,199**	**-0,196**	-0,138	0,344	**-0,165**	**0,470**	**0,485**	**0,482**
	-0,265	*5,864*	*-4,300*	*-0,831*	*1,424*	*-11,150*	*3,959*	*3,011*	*3,452*
γ	**0,295**	0,219	**0,336**	**0,266**	**0,300**	**0,256**	**0,261**	**0,263**	**0,262**
	5,485	*1,183*	*2,000*	*5,183*	*4,934*	*31,459*	*4,213*	*3,829*	*3,925*
β	**0,981**	**0,250**	**0,985**	**0,982**	**0,974**	**0,979**	**0,963**	**0,963**	**0,963**
	88,070	*1,985*	*26,050*	*489,857*	*112,729*	*143,570*	*57,241*	*55,565*	*55,843*
Paramètres des lois de distribution									
Student (ν) ou GED (η)		27,545	**1,496**		340,841	**2,957**		340,841	**1,927**
		0,617	*3,924*		*0,018*	*2,729*		*0,016*	*3,417*
Critères de sélection									
AIC	-3,5167	-2,9491	-3,5460	0,6037	0,6612	0,5888	-1,0748	-1,0557	-1,0561
SCHWARZ	-3,3659	-2,7732	-3,3701	0,7544	0,8371	0,7647	-0,9240	-0,8798	-0,8802
LOG LIKELIHOOD	192,3842	163,3042	194,9390	-25,9954	-28,0443	-24,2071	62,9619	62,9506	62,9707

ANNEXE 3.2 - Suite

	Italie			**Pays-Bas**			**Portugal**		
	EGARCH (1,1)			EGARCH (1,1)			EGARCH (1,1)		
	Gaussienne	Student	GED	Gaussienne	Student	GED	Gaussienne	Student	GED
Equation de la moyenne									
c	**0,013**	-0,007	-0,005	**0,004**	-0,001	**0,006**	0,006	**0,008**	0,008
	3,331	*-1,526*	*-1,366*	*2,455*	*-0,303*	*31,763*	*1,795*	*7,413*	*1,826*
a	**0,518**	**0,509**	**0,498**	**0,501**	**0,564**	**0,507**	**0,517**	**0,520**	**0,541**
	7,586	*11,624*	*10,835*	*12,255*	*15,673*	*15,571*	*9,782*	*9,658*	*8,738*
Equation de la variance									
ω	-0,012	**-0,968**	**-0,912**	-0,121	**-6,452**	**-0,034**	0,031	**0,068**	0,058
	-0,134	*-3,468*	*-2,939*	*-0,829*	*-3,994*	*-60,097*	*1,506*	*17,117*	*0,844*
α	-0,068	**1,060**	**0,857**	-0,046	**0,888**	**-0,124**	**-0,095**	**-0,154**	-0,138
	-0,674	*2,730*	*2,579*	*-0,444*	*2,740*	*-13,153*	*-3,283*	*-22,188*	*-1,251*
γ	**0,240**	0,164	0,210	**0,252**	0,183	**0,265**	**0,227**	**0,239**	**0,236**
	4,888	*1,030*	*1,259*	*4,165*	*0,869*	*5,753*	*6,003*	*11,914*	*4,469*
β	**0,981**	**0,949**	**0,936**	**0,974**	0,114	**0,975**	**0,979**	**0,976**	**0,977**
	142,274	*27,098*	*22,968*	*78,715*	*0,436*	*58,089*	*225,248*	*702,055*	*206,208*
Paramètres des lois de distribution									
Student (ν) ou GED (η)		**3,762**	**1,148**		17,928	**2,430**		142,705	**2,555**
		2,405	*5,334*		*0,633*	*3,234*		*0,038*	*2,933*
Critères de sélection									
AIC	-1,5174	-1,4765	-1,4599	-3,8307	-3,5070	-3,8379	-0,7096	-0,6960	-0,7040
SCHWARZ	-1,3666	-1,3006	-1,2840	-3,6799	-3,3311	-3,6620	-0,5588	-0,5201	-0,5281
LOG LIKELIHOOD	86,4216	85,2555	84,3734	209,0251	192,8728	210,4084	43,6067	43,8894	44,3119

ANNEXE 3.3 - Matrices de corrélation entre les variables explicatives par pays

Cette annexe présente les coefficients de corrélation entre les variables explicatives par pays. Ces variables sont exprimées en fréquence mensuelle sur la période allant du 02 janvier 2006 au 31 décembre 2014.

Autriche	scorp	V2TX	ted	sswap	liq	ba	KfW	balance	debt	inf	unemp	gind	q	pc2
scorp	**1,000**	0,388	0,332	-0,309	0,070	0,086	0,384	0,015	-0,152	0,045	0,117	-0,036	0,090	0,048
V2TX	0,388	**1,000**	-0,025	-0,239	-0,008	0,110	0,203	-0,044	-0,166	0,003	0,187	-0,032	0,081	0,227
ted	0,332	-0,025	**1,000**	0,120	0,174	0,066	0,210	-0,016	0,026	0,002	-0,076	0,045	0,084	0,102
sswap	-0,309	-0,239	0,120	**1,000**	-0,006	-0,127	0,173	-0,019	-0,055	-0,017	0,059	0,079	-0,170	0,023
liq	0,070	-0,008	0,174	-0,006	**1,000**	0,020	0,110	0,010	0,041	0,088	0,126	-0,038	0,109	0,029
ba	0,086	0,110	0,066	-0,127	0,020	**1,000**	0,116	0,007	-0,038	0,043	0,086	0,028	-0,109	0,144
KfW	0,384	0,203	0,210	0,173	0,110	0,116	**1,000**	0,030	-0,260	0,060	-0,059	-0,007	0,138	0,026
balance	0,015	-0,044	-0,016	-0,019	0,010	0,007	0,030	**1,000**	0,322	0,042	0,046	-0,067	0,062	-0,115
debt	-0,152	-0,166	0,026	-0,055	0,041	-0,038	-0,260	0,322	**1,000**	0,059	0,016	0,025	-0,002	-0,045
inf	0,045	0,003	0,002	-0,017	0,088	0,043	0,060	0,042	0,059	**1,000**	-0,160	-0,079	0,021	-0,085
unemp	0,117	0,187	-0,076	0,059	0,126	0,086	-0,059	0,046	0,016	-0,160	**1,000**	0,075	-0,173	0,133
gind	-0,036	-0,032	0,045	0,079	-0,038	0,028	-0,007	-0,067	0,025	-0,079	0,075	**1,000**	-0,063	-0,051
q	0,090	0,081	0,084	-0,170	0,109	-0,109	0,138	0,062	-0,002	0,021	-0,173	-0,063	**1,000**	0,074
pc2	0,048	0,227	0,102	0,023	0,029	0,144	0,026	-0,115	-0,045	-0,085	0,133	-0,051	0,074	**1,000**

Belgique	scorp	V2TX	ted	sswap	liq	ba	KfW	balance	debt	inf	unemp	gind	q	pc2
scorp	**1,000**	0,388	0,332	-0,309	0,166	-0,001	0,384	-0,013	0,165	0,157	-0,073	-0,010	0,031	0,048
V2TX	0,388	**1,000**	-0,025	-0,239	0,099	-0,009	0,203	-0,051	0,026	0,127	-0,110	0,038	0,017	0,227
ted	0,332	-0,025	**1,000**	0,120	0,112	0,107	0,210	-0,032	-0,086	-0,008	-0,009	-0,065	-0,062	0,102
sswap	-0,309	-0,239	0,120	**1,000**	-0,246	0,042	0,173	-0,023	-0,164	0,014	0,040	-0,082	-0,175	0,023
liq	0,166	0,099	0,112	-0,246	**1,000**	0,088	0,009	0,027	0,200	-0,042	0,034	-0,109	0,234	0,010
ba	-0,001	-0,009	0,107	0,042	0,088	**1,000**	0,044	0,019	0,053	-0,052	-0,085	0,004	0,043	0,139
KfW	0,384	0,203	0,210	0,173	0,009	0,044	**1,000**	0,017	0,106	0,087	-0,098	-0,105	0,085	0,026
balance	-0,013	-0,051	-0,032	-0,023	0,027	0,019	0,017	**1,000**	0,128	-0,001	0,307	0,114	-0,020	-0,067
debt	0,165	0,026	-0,086	-0,164	0,200	0,053	0,106	0,128	**1,000**	-0,060	0,093	0,019	-0,116	-0,011
inf	0,157	0,127	-0,008	0,014	-0,042	-0,052	0,087	-0,001	-0,060	**1,000**	0,013	-0,059	0,079	-0,026
unemp	-0,073	-0,110	-0,009	0,040	0,034	-0,085	-0,098	0,307	0,093	0,013	**1,000**	-0,147	-0,085	0,171
gind	-0,010	0,038	-0,065	-0,082	-0,109	0,004	-0,105	0,114	0,019	-0,059	-0,147	**1,000**	0,134	-0,011
q	0,031	0,017	-0,062	-0,175	0,234	0,043	0,085	-0,020	-0,116	0,079	-0,085	0,134	**1,000**	0,031
pc2	0,048	0,227	0,102	0,023	0,010	0,139	0,026	-0,067	-0,011	-0,026	0,171	-0,011	0,031	**1,000**

Espagne	scorp	V2TX	ted	sswap	liq	ba	KfW	balance	debt	inf	unemp	gind	q	pc2
scorp	**1,000**	0,388	0,332	-0,309	0,025	0,060	0,384	-0,058	-0,056	0,121	0,258	0,017	0,096	0,048
V2TX	0,388	**1,000**	-0,025	-0,239	0,101	0,056	0,203	-0,051	0,149	0,004	0,223	-0,024	0,023	0,227
ted	0,332	-0,025	**1,000**	0,120	-0,001	0,055	0,210	-0,065	-0,195	0,009	-0,016	0,065	0,161	0,102
sswap	-0,309	-0,239	0,120	**1,000**	-0,122	-0,026	0,173	-0,017	-0,104	-0,041	-0,079	-0,061	-0,137	0,023
liq	0,025	0,101	-0,001	-0,122	**1,000**	-0,012	0,034	0,068	0,094	0,070	0,083	-0,105	-0,276	-0,015
ba	0,060	0,056	0,055	-0,026	-0,012	**1,000**	0,002	-0,045	-0,178	-0,004	-0,133	-0,165	-0,061	0,137
KfW	0,384	0,203	0,210	0,173	0,034	0,002	**1,000**	-0,004	-0,088	0,044	0,168	0,046	0,097	0,026
balance	-0,058	-0,051	-0,065	-0,017	0,068	-0,045	-0,004	**1,000**	0,073	0,000	0,027	0,031	0,011	0,005
debt	-0,056	0,149	-0,195	-0,104	0,094	-0,178	-0,088	0,073	**1,000**	-0,147	-0,008	0,081	0,014	-0,045
inf	0,121	0,004	0,009	-0,041	0,070	-0,004	0,044	0,000	-0,147	**1,000**	0,150	0,026	0,156	0,012
unemp	0,258	0,223	-0,016	-0,079	0,083	-0,133	0,168	0,027	-0,008	0,150	**1,000**	-0,060	0,105	0,338
gind	0,017	-0,024	0,065	-0,061	-0,105	-0,165	0,046	0,031	0,081	0,026	-0,060	**1,000**	0,121	-0,117
q	0,096	0,023	0,161	-0,137	-0,276	-0,061	0,097	0,011	0,014	0,156	0,105	0,121	**1,000**	-0,028
pc2	0,048	0,227	0,102	0,023	-0,015	0,137	0,026	0,005	-0,045	0,012	0,338	-0,117	-0,028	**1,000**

Finlande	scorp	V2TX	ted	sswap	liq	ba	KfW	balance	debt	inf	unemp	gind	q	pc2
scorp	**1,000**	0,388	0,332	-0,309	-0,004	-0,003	0,384	-0,195	-0,223	-0,090	-0,043	-0,092	-0,028	0,048
V2TX	0,388	**1,000**	-0,025	-0,239	0,094	0,038	0,203	-0,155	0,019	0,010	0,104	0,024	0,291	0,227
ted	0,332	-0,025	**1,000**	0,120	-0,033	0,098	0,210	-0,049	-0,078	-0,040	0,010	-0,139	-0,090	0,102
sswap	-0,309	-0,239	0,120	**1,000**	-0,140	-0,053	0,173	0,085	-0,084	-0,017	0,017	-0,278	-0,086	0,023
liq	-0,004	0,094	-0,033	-0,140	**1,000**	0,057	0,129	-0,088	0,061	0,076	0,062	0,002	0,169	-0,010
ba	-0,003	0,038	0,098	-0,053	0,057	**1,000**	-0,074	0,213	0,047	0,003	0,051	0,060	0,289	0,337
KfW	0,384	0,203	0,210	0,173	0,129	-0,074	**1,000**	-0,069	-0,210	-0,036	-0,087	-0,106	-0,080	0,026
balance	-0,195	-0,155	-0,049	0,085	-0,088	0,213	-0,069	**1,000**	0,128	-0,024	0,137	0,014	0,272	0,273
debt	-0,223	0,019	-0,078	-0,084	0,061	0,047	-0,210	0,128	**1,000**	0,024	0,169	0,187	0,187	-0,053
inf	-0,090	0,010	-0,040	-0,017	0,076	0,003	-0,036	-0,024	0,024	**1,000**	0,131	-0,001	-0,018	-0,106
unemp	-0,043	0,104	0,010	0,017	0,062	0,051	-0,087	0,137	0,169	0,131	**1,000**	0,190	0,255	-0,059
gind	-0,092	0,024	-0,139	-0,278	0,002	0,060	-0,106	0,014	0,187	-0,001	0,190	**1,000**	0,159	0,028
q	-0,028	0,291	-0,090	-0,086	0,169	0,289	-0,080	0,272	0,187	-0,018	0,255	0,159	**1,000**	0,298
pc2	0,048	0,227	0,102	0,023	-0,010	0,337	0,026	0,273	-0,053	-0,106	-0,059	0,028	0,298	**1,000**

France	scorp	V2TX	ted	sswap	liq	ba	KfW	balance	debt	inf	unemp	gind	q	pc2
scorp	**1,000**	0,388	0,332	-0,309	0,065	-0,020	0,384	0,085	0,061	0,049	-0,011	0,013	-0,039	0,048
V2TX	0,388	**1,000**	-0,025	-0,239	0,061	0,011	0,203	0,024	0,051	0,232	-0,117	-0,041	0,025	0,227
ted	0,332	-0,025	**1,000**	0,120	0,094	0,017	0,210	0,001	0,024	-0,044	0,017	-0,080	0,069	0,102
sswap	-0,309	-0,239	0,120	**1,000**	0,032	-0,010	0,173	-0,063	0,010	0,000	0,016	-0,026	-0,092	0,023
liq	0,065	0,061	0,094	0,032	**1,000**	-0,001	0,108	0,013	0,119	-0,123	-0,090	-0,114	0,024	-0,030
ba	-0,020	0,011	0,017	-0,010	-0,001	**1,000**	-0,066	-0,035	-0,038	0,058	0,028	-0,091	-0,143	0,134
KfW	0,384	0,203	0,210	0,173	0,108	-0,066	**1,000**	0,052	0,045	0,004	0,046	-0,116	-0,014	0,026
balance	0,085	0,024	0,001	-0,063	0,013	-0,035	0,052	**1,000**	0,109	-0,137	-0,119	0,163	0,082	-0,205
debt	0,061	0,051	0,024	0,010	0,119	-0,038	0,045	0,109	**1,000**	-0,046	-0,095	0,017	-0,049	-0,011
inf	0,049	0,232	-0,044	0,000	-0,123	0,058	0,004	-0,137	-0,046	**1,000**	0,042	-0,068	-0,008	0,227
unemp	-0,011	-0,117	0,017	0,016	-0,090	0,028	0,046	-0,119	-0,095	0,042	**1,000**	0,048	0,014	-0,282
gind	0,013	-0,041	-0,080	-0,026	-0,114	-0,091	-0,116	0,163	0,017	-0,068	0,048	**1,000**	0,042	-0,150
q	-0,039	0,025	0,069	-0,092	0,024	-0,143	-0,014	0,082	-0,049	-0,008	0,014	0,042	**1,000**	-0,005
pc2	0,048	0,227	0,102	0,023	-0,030	0,134	0,026	-0,205	-0,011	0,227	-0,282	-0,150	-0,005	**1,000**

Grèce	scorp	V2TX	ted	sswap	liq	ba	KfW	balance	debt	inf	unemp	gind	q	pc2
scorp	**1,000**	0,388	0,332	-0,309	0,033	0,033	0,384	0,080	-0,041	-0,001	0,101	0,098	0,128	0,048
V2TX	0,388	**1,000**	-0,025	-0,239	0,052	0,059	0,203	0,009	-0,006	0,011	0,207	0,030	0,106	0,227
ted	0,332	-0,025	**1,000**	0,120	-0,037	0,008	0,210	0,013	0,014	-0,026	0,023	-0,051	0,164	0,102
sswap	-0,309	-0,239	0,120	**1,000**	-0,044	-0,021	0,173	-0,014	-0,105	-0,052	0,032	-0,004	-0,176	0,023
liq	0,033	0,052	-0,037	-0,044	**1,000**	-0,215	0,001	-0,014	0,070	0,113	-0,135	0,021	-0,139	-0,186
ba	0,033	0,059	0,008	-0,021	-0,215	**1,000**	-0,152	0,002	-0,016	-0,030	-0,076	0,018	0,023	0,175
KfW	0,384	0,203	0,210	0,173	0,001	-0,152	**1,000**	0,051	0,142	0,005	-0,045	0,165	0,191	0,026
balance	0,080	0,009	0,013	-0,014	-0,014	0,002	0,051	**1,000**	-0,035	-0,020	0,014	0,236	0,035	-0,140
debt	-0,041	-0,006	0,014	-0,105	0,070	-0,016	0,142	-0,035	**1,000**	0,050	0,032	-0,006	-0,058	0,160
inf	-0,001	0,011	-0,026	-0,052	0,113	-0,030	0,005	-0,020	0,050	**1,000**	-0,117	0,036	0,025	-0,223
unemp	0,101	0,207	0,023	0,032	-0,135	-0,076	-0,045	0,014	0,032	-0,117	**1,000**	-0,047	0,024	0,354
gind	0,098	0,030	-0,051	-0,004	0,021	0,018	0,165	0,236	-0,006	0,036	-0,047	**1,000**	0,005	-0,126
q	0,128	0,106	0,164	-0,176	-0,139	0,023	0,191	0,035	-0,058	0,025	0,024	0,005	**1,000**	0,005
pc2	0,048	0,227	0,102	0,023	-0,186	0,175	0,026	-0,140	0,160	-0,223	0,354	-0,126	0,005	**1,000**

Irlande	scorp	V2TX	ted	sswap	liq	ba	KfW	balance	debt	inf	unemp	gind	q	pc2
scorp	**1,000**	0,388	0,332	-0,309	-0,063	-0,032	0,384	0,006	-0,128	0,031	0,095	-0,016	-0,034	0,048
V2TX	0,388	**1,000**	-0,025	-0,239	0,054	-0,065	0,203	0,078	0,080	-0,061	0,279	-0,029	-0,299	0,227
ted	0,332	-0,025	**1,000**	0,120	-0,128	-0,031	0,210	-0,114	-0,210	0,005	-0,073	-0,112	0,078	0,102
sswap	-0,309	-0,239	0,120	**1,000**	-0,046	-0,144	0,173	-0,070	-0,109	0,069	-0,060	0,006	0,069	0,023
liq	-0,063	0,054	-0,128	-0,046	**1,000**	-0,078	0,049	0,100	0,104	-0,139	-0,083	-0,013	-0,079	-0,201
ba	-0,032	-0,065	-0,031	-0,144	-0,078	**1,000**	-0,205	-0,052	-0,034	-0,039	-0,015	0,020	0,164	0,063
KfW	0,384	0,203	0,210	0,173	0,049	-0,205	**1,000**	0,023	-0,137	-0,004	0,095	0,018	-0,077	0,026
balance	0,006	0,078	-0,114	-0,070	0,100	-0,052	0,023	**1,000**	0,008	0,094	-0,156	-0,061	-0,094	-0,041
debt	-0,128	0,080	-0,210	-0,109	0,104	-0,034	-0,137	0,008	**1,000**	-0,018	0,096	-0,036	-0,140	-0,077
inf	0,031	-0,061	0,005	0,069	-0,139	-0,039	-0,004	0,094	-0,018	**1,000**	-0,161	0,009	0,128	0,060
unemp	0,095	0,279	-0,073	-0,060	-0,083	-0,015	0,095	-0,156	0,096	-0,161	**1,000**	0,021	-0,105	0,086
gind	-0,016	-0,029	-0,112	0,006	-0,013	0,020	0,018	-0,061	-0,036	0,009	0,021	**1,000**	-0,051	0,019
q	-0,034	-0,299	0,078	0,069	-0,079	0,164	-0,077	-0,094	-0,140	0,128	-0,105	-0,051	**1,000**	-0,107
pc2	0,048	0,227	0,102	0,023	-0,201	0,063	0,026	-0,041	-0,077	0,060	0,086	0,019	-0,107	**1,000**

Italie	scorp	V2TX	ted	sswap	liq	ba	KfW	balance	debt	inf	unemp	gind	q	pc2
scorp	**1,000**	0,388	0,332	-0,309	0,064	-0,023	0,384	0,110	0,155	-0,048	-0,102	-0,064	0,063	0,048
V2TX	0,388	**1,000**	-0,025	-0,239	-0,032	0,114	0,203	0,035	-0,166	0,069	0,024	-0,084	0,114	0,227
ted	0,332	-0,025	**1,000**	0,120	0,036	0,030	0,210	0,015	0,116	-0,050	-0,013	0,115	-0,042	0,102
sswap	-0,309	-0,239	0,120	**1,000**	-0,194	-0,050	0,173	-0,065	0,001	-0,044	0,030	0,023	-0,158	0,023
liq	0,064	-0,032	0,036	-0,194	**1,000**	0,090	0,016	0,120	0,215	-0,064	0,010	0,064	0,324	-0,021
ba	-0,023	0,114	0,030	-0,050	0,090	**1,000**	-0,158	-0,024	0,022	0,015	0,364	-0,065	0,051	0,504
KfW	0,384	0,203	0,210	0,173	0,016	-0,158	**1,000**	0,066	0,167	-0,082	-0,018	0,070	-0,019	0,026
balance	0,110	0,035	0,015	-0,065	0,120	-0,024	0,066	**1,000**	0,090	0,016	0,012	-0,002	0,040	-0,243
debt	0,155	-0,166	0,116	0,001	0,215	0,022	0,167	0,090	**1,000**	-0,002	-0,062	0,074	-0,159	-0,040
inf	-0,048	0,069	-0,050	-0,044	-0,064	0,015	-0,082	0,016	-0,002	**1,000**	0,063	-0,076	-0,113	-0,047
unemp	-0,102	0,024	-0,013	0,030	0,010	0,364	-0,018	0,012	-0,062	0,063	**1,000**	0,044	0,158	0,312
gind	-0,064	-0,084	0,115	0,023	0,064	-0,065	0,070	-0,002	0,074	-0,076	0,044	**1,000**	0,095	-0,118
q	0,063	0,114	-0,042	-0,158	0,324	0,051	-0,019	0,040	-0,159	-0,113	0,158	0,095	**1,000**	0,103
pc2	0,048	0,227	0,102	0,023	-0,021	0,504	0,026	-0,243	-0,040	-0,047	0,312	-0,118	0,103	**1,000**

Pays-Bas	scorp	V2TX	ted	sswap	liq	ba	KfW	balance	debt	inf	unemp	gind	q	pc2
scorp	**1,000**	0,388	0,332	-0,309	0,207	-0,079	0,384	-0,098	0,085	-0,190	-0,043	0,014	-0,089	0,048
V2TX	0,388	**1,000**	-0,025	-0,239	0,264	0,176	0,203	-0,150	0,239	-0,079	0,045	0,061	-0,023	0,227
ted	0,332	-0,025	**1,000**	0,120	0,267	-0,017	0,210	-0,027	-0,214	-0,032	-0,012	-0,069	-0,027	0,102
sswap	-0,309	-0,239	0,120	**1,000**	-0,264	-0,117	0,173	0,046	-0,158	-0,067	0,057	-0,152	-0,163	0,023
liq	0,207	0,264	0,267	-0,264	**1,000**	0,045	0,239	0,002	0,067	-0,026	0,116	-0,067	0,008	-0,048
ba	-0,079	0,176	-0,017	-0,117	0,045	**1,000**	-0,181	0,270	0,231	0,210	0,397	-0,012	0,142	0,186
KfW	0,384	0,203	0,210	0,173	0,239	-0,181	**1,000**	-0,028	-0,006	-0,113	0,063	-0,202	-0,022	0,026
balance	-0,098	-0,150	-0,027	0,046	0,002	0,270	-0,028	**1,000**	0,004	0,122	0,174	0,046	-0,007	0,036
debt	0,085	0,239	-0,214	-0,158	0,067	0,231	-0,006	0,004	**1,000**	0,154	0,056	0,014	0,000	-0,009
inf	-0,190	-0,079	-0,032	-0,067	-0,026	0,210	-0,113	0,122	0,154	**1,000**	0,279	-0,011	-0,009	-0,186
unemp	-0,043	0,045	-0,012	0,057	0,116	0,397	0,063	0,174	0,056	0,279	**1,000**	0,128	-0,059	0,235
gind	0,014	0,061	-0,069	-0,152	-0,067	-0,012	-0,202	0,046	0,014	-0,011	0,128	**1,000**	-0,024	0,077
q	-0,089	-0,023	-0,027	-0,163	0,008	0,142	-0,022	-0,007	0,000	-0,009	-0,059	-0,024	**1,000**	0,010
pc2	0,048	0,227	0,102	0,023	-0,048	0,186	0,026	0,036	-0,009	-0,186	0,235	0,077	0,010	**1,000**

Portugal	scorp	V2TX	ted	sswap	liq	ba	KfW	balance	debt	inf	unemp	gind	q	pc2
scorp	**1,000**	0,388	0,332	-0,309	-0,005	0,029	0,384	0,071	-0,046	0,066	0,013	0,022	0,209	0,048
V2TX	0,388	**1,000**	-0,025	-0,239	-0,074	-0,038	0,203	-0,021	-0,070	-0,055	0,218	-0,007	0,090	0,227
ted	0,332	-0,025	**1,000**	0,120	0,022	-0,006	0,210	0,015	0,064	0,024	0,012	0,095	0,123	0,102
sswap	-0,309	-0,239	0,120	**1,000**	-0,065	-0,053	0,173	-0,035	0,025	0,116	0,057	0,036	-0,196	0,023
liq	-0,005	-0,074	0,022	-0,065	**1,000**	0,017	-0,022	0,031	0,089	-0,084	0,009	0,087	-0,088	-0,187
ba	0,029	-0,038	-0,006	-0,053	0,017	**1,000**	-0,065	0,038	0,055	0,027	-0,087	-0,017	0,153	0,118
KfW	0,384	0,203	0,210	0,173	-0,022	-0,065	**1,000**	0,048	0,054	0,021	0,001	0,061	0,181	0,026
balance	0,071	-0,021	0,015	-0,035	0,031	0,038	0,048	**1,000**	-0,061	0,074	-0,138	0,067	0,004	-0,207
debt	-0,046	-0,070	0,064	0,025	0,089	0,055	0,054	-0,061	**1,000**	-0,005	0,031	-0,036	-0,005	0,173
inf	0,066	-0,055	0,024	0,116	-0,084	0,027	0,021	0,074	-0,005	**1,000**	0,039	0,063	-0,198	0,306
unemp	0,013	0,218	0,012	0,057	0,009	-0,087	0,001	-0,138	0,031	0,039	**1,000**	-0,023	0,141	0,342
gind	0,022	-0,007	0,095	0,036	0,087	-0,017	0,061	0,067	-0,036	0,063	-0,023	**1,000**	-0,004	-0,058
q	0,209	0,090	0,123	-0,196	-0,088	0,153	0,181	0,004	-0,005	-0,198	0,141	-0,004	**1,000**	0,150
pc2	0,048	0,227	0,102	0,023	-0,187	0,118	0,026	-0,207	0,173	0,306	0,342	-0,058	0,150	**1,000**

ANNEXE 3.4 - Régressions des spreads obligataires souverains des pays « cœur » de la zone euro sur des séries temporelles (Variables significatives uniquement)

Ce tableau présente les résultats des estimations de la sensibilité des spreads souverains des pays « cœurs » de la zone euro aux facteurs de risque, tenant compte uniquement des variables significatives retenues suite à une première estimation des modèles 1 et 2. L'échantillon couvre la période du 02/01/2006 au 31/12/2014. Les données sont exprimées en fréquence mensuelle. c représente la constante de l'équation de la moyenne. Dans l'équation de la variance, ω la constante de la variance conditionnelle, α l'effet d'un choc sur les spreads, γ l'effet d'asymétrie, β le terme autorégressif de la variance conditionnelle, μ_i désignent les coefficients des variables explicatives liées au facteur de risque commun (modèle 1) et ρ_i des variables liées au facteur de risque de liquidité (modèle 2). η paramètre de la distribution GED. Les estimations sont fondées sur la procédure de quasi-maximum de vraisemblance. L'algorithme utilisé est celui de Marquardt (1963). Les valeurs en italique sont les statistiques t. Les valeurs en gras indiquent que les coefficients sont significatifs au seuil de 5%.

	Autriche				**Belgique**				**Finlande**				**France**				**Pays-Bas**			
	Modèle 1		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**	
Equation de la moyenne																				
ΔSSt-1	**0,396**	*7,000*	**0,307**	*5,709*	**0,408**	*5,708*	**0,332**	*6,322*	**0,522**	*13,621*	**0,535**	*14,621*	**0,376**	*18,187*	**0,364**	*11,338*	**0,443**	*11,465*	**0,582**	*13,598*
scorp													**0,073**	*9,449*	**0,042**	*3,039*	**0,106**	*4,438*	**0,104**	*3,487*
V2TX	**0,002**	*3,479*	**0,003**	*6,963*									0,000	*0,237*					-0,001	*-1,857*
ted	-0,013	*-1,059*	-0,022	*-1,536*			-0,007	*-0,323*							**-0,018**	*-4,929*				
sswap							-0,132	*-1,575*							**-0,133**	*-3,427*	**-0,108**	*-2,668*	-0,053	*-0,998*
liq			1,753	*1,918*			0,900	*0,954*							0,371	*1,900*	-1,256	*-1,702*	-0,550	*-0,886*
ba	0,001	*0,287*					0,007	*1,472*	**-0,007**	*-3,634*			**-0,010**	*-5,062*			**-0,007**	*-2,735*		
KfW	**0,002**	*2,892*	**0,003**	*5,526*	**0,004**	*5,837*	**0,006**	*4,578*	**0,003**	*5,055*	**0,003**	*5,799*	**0,003**	*10,089*	**0,003**	*8,736*	**0,002**	*4,882*	**0,001**	*3,116*
balance					0,000	*-0,505*					0,000	*-1,198*			0,000	*0,836*				
debt							0,074	*0,215*			-0,334	*-1,303*	**-0,344**	*-3,269*						
inf			**0,110**	*3,489*									**0,020**	*4,273*					-0,005	*-1,885*
unemp	**-0,279**	*-2,579*	-0,175	*-1,055*	-0,015	*-0,202*							0,000	*0,058*					0,195	*0,930*
q	**-1,292**	*-3,389*	**-1,790**	*-3,433*									**-1,522**	*-3,863*	**-1,235**	*-3,295*			0,347	*0,763*
gind	0,000	*-0,147*																	**0,001**	*1,997*
pc2	0,004	*0,547*	0,001	*0,274*					**0,013**	*3,437*										
dum1	**0,019**	*3,135*	**0,014**	*1,987*	-0,006	*-0,103*	0,024	*1,568*	**-0,024**	*-2,032*	-0,005	*-0,514*	0,004	*0,281*	**0,021**	*2,840*	-0,011	*-1,144*	0,005	*0,484*
dum2	0,015	*1,437*	0,003	*0,257*	0,002	*0,027*	0,030	*1,680*	-0,020	*-1,827*	-0,009	*-0,961*	0,003	*0,322*	0,006	*0,713*	-0,002	*-0,314*	0,010	*0,803*
dum3	-0,012	*-0,656*	-0,012	*-0,829*	0,015	*0,348*	**0,045**	*2,248*	**-0,026**	*-2,429*	-0,009	*-1,036*	0,008	*1,024*	0,015	*1,705*	**-0,011**	*-1,972*	0,009	*0,778*
c	**-0,056**	*-3,592*	**-0,067**	*-5,732*	0,019	*0,152*	-0,026	*-1,758*	**0,039**	*2,914*	0,008	*1,034*	-0,028	*-1,473*	**-0,018**	*-2,493*	**0,018**	*1,982*	0,020	*1,273*
Equation de la variance																				
ω	**-1,818**	*-5,436*	**-1,131**	*-2,832*	**-0,709**	*-2,548*	0,061	*0,208*	**-0,215**	*-47,569*	-1,771	*-1,679*	**-2,489**	*-2,887*	**-1,205**	*-3,282*	**-4,216**	*-3,298*	**-5,803**	*-2,894*
α	**-0,310**	*-2,624*	**1,284**	*4,884*	**0,628**	*3,138*	-0,140	*-0,528*	**-0,227**	*-5,759*	**0,648**	*2,340*	**1,101**	*2,441*	**1,724**	*4,448*	**1,436**	*4,731*	0,438	*1,059*
γ	-0,071	*-0,627*	-0,202	*-1,179*	-0,039	*-0,382*	-0,149	*-1,488*	**0,277**	*3,230*	0,065	*0,421*	0,115	*0,413*	-0,021	*-0,103*	0,146	*0,709*	**0,727**	*2,592*
β	**0,884**	*40,032*	**0,986**	*19,233*	**0,959**	*30,984*	**0,990**	*53,450*	**0,941**	*5,091*	**0,813**	*5,788*	**0,719**	*5,346*	**1,028**	*19,270*	**0,564**	*3,131*	0,390	*1,797*
μ1(ou ρ1)					**2,122**	*2,899*														
μ2 (ou ρ2)	**0,052**	*5,527*	**0,211**	*3,847*			0,199	*1,544*							**0,417**	*2,787*			**0,444**	*2,102*
μ3 (ou ρ3)							**0,061**	*3,298*							**0,039**	*1,979*				
μ4	**11,342**	*3,724*																		
Paramètres des lois de distribution																				
η	**3,088**	*2,798*	59,345	*0,297*									**0,752**	*3,959*	65,756	*0,257*				
Adj-R²	0,622		0,629		0,519		0,520		0,622		0,611		0,529		0,542		0,513		0,437	

ANNEXE 3.5 - Régressions des spreads obligataires souverains des pays « périphériques » de la zone euro sur des séries temporelles (Variables significatives uniquement)

Ce tableau présente les résultats des estimations de la sensibilité des spreads souverains des pays « périphériques » de la zone euro aux facteurs de risque, tenant compte uniquement des variables significatives retenues suite à une première estimation des modèles 1 et 2. L'échantillon couvre la période du 02/01/2006 au 31/12/2014. Les données sont exprimées en fréquence mensuelle. c représente la constante de l'équation de la moyenne. Dans l'équation de la variance, ω la constante de la variance conditionnelle, α l'effet d'un choc sur les spreads, γ l'effet d'asymétrie, β le terme autorégressif de la variance conditionnelle, μ_i désignent les coefficients des variables explicatives liées au facteur de risque commun (modèle 1) et ρ_i des variables liées au facteur de risque de liquidité (modèle 2). η paramètre de la distribution GED. Les estimations sont fondées sur la procédure de quasi-maximum de vraisemblance. L'algorithme utilisé est celui de Marquardt (1963). Les valeurs en italique sont les statistiques t. Les valeurs en gras indiquent que les coefficients sont significatifs au seuil de 5%.

	Espagne				**Grèce**				**Irlande**				**Italie**				**Portugal**			
	Modèle 1		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**		**Modèle 1**		**Modèle 2**	
Equation de la moyenne																				
ΔSSt-1	**0,581**	*10,260*	**0,441**	*8,667*	**0,461**	*10,884*	**0,547**	*20,096*	**0,472**	*17,192*	**0,445**	*11,989*	**0,458**	*29,007*	**0,401**	*26,931*	**0,475**	*8,578*	**0,529**	*9,444*
scorp			0,083	*1,461*			**-0,099**	*-3,308*	**0,222**	*9,178*			-0,016	*-1,067*						
V2TX					**0,003**	*2,677*	**0,008**	*9,355*	**-0,002**	*-4,049*										
ted					0,016	*1,115*					0,003	*0,333*								
sswap	-0,037	*-0,579*			**-0,257**	*-4,004*			**0,130**	*2,970*	-0,044	*-0,814*								
liq									4,394	*1,301*							2,890	*1,019*		
ba	**0,008**	*3,962*			**0,005**	*4,164*	**0,005**	*6,822*					**0,003**	*2,856*			**0,003**	*2,173*		
KfW			**0,003**	*2,413*	**0,006**	*5,674*			**0,002**	*2,649*	**0,002**	*2,226*	**0,006**	*13,683*	**0,007**	*15,042*	**0,003**	*2,270*	**0,004**	*3,897*
balance													**0,001**	*13,422*	**0,001**	*4,759*	**0,001**	*2,639*	**0,002**	*3,597*
debt									-0,182	*-0,633*	0,087	*0,390*	**0,133**	*2,436*	0,140	*1,341*				
inf											0,000	*-0,108*	-0,011	*-1,543*						
unemp							**0,354**	*3,012*			0,068	*0,428*	**-0,197**	*-4,759*	**-0,205**	*-2,851*				
q																				
gind											0,000	*-0,753*	**-0,001**	*-4,830*						
pc2					**-0,045**	*-5,937*	**-0,026**	*-3,292*									**0,028**	*3,118*	**0,029**	*2,937*
dum1	**0,099**	*4,956*	**0,123**	*7,314*	0,299	*1,858*	**0,445**	*3,959*	**0,061**	*3,526*	**0,061**	*2,722*	**0,113**	*18,743*	**0,102**	*7,970*	**0,239**	*2,582*	**0,249**	*2,070*
dum2	**0,114**	*5,134*	**0,121**	*6,837*	0,245	*1,522*	**0,398**	*3,501*	**0,092**	*5,053*	**0,097**	*3,695*	**0,119**	*18,223*	**0,104**	*8,312*	**0,249**	*2,704*	**0,253**	*2,123*
dum3	**0,213**	*6,670*	**0,149**	*5,337*	**0,666**	*3,724*	**0,722**	*6,453*	**0,058**	*3,144*	**0,178**	*4,658*	**0,133**	*16,521*	**0,125**	*9,447*	**0,441**	*4,079*	**0,438**	*3,414*
c	**-0,097**	*-4,680*	**-0,117**	*-7,089*	**-0,342**	*-2,112*	**-0,577**	*-5,122*	-0,028	*-1,446*	**-0,060**	*-2,801*	**-0,129**	*-18,812*	**-0,112**	*-8,928*	**-0,240**	*-2,599*	**-0,250**	*-2,084*
Equation de la variance																				
ω	**-0,630**	*-2,472*	0,063	*0,413*	**-0,714**	*-2,123*	**-2,005**	*-4,971*	**-1,603**	*-6,971*	**-0,871**	*-6,137*	**-2,130**	*-3,436*	**-3,374**	*-4,600*	-0,599	*-1,940*	**-0,348**	*-2,152*
α	-0,146	*-0,792*	-0,204	*-1,324*	**0,744**	*2,034*	**2,253**	*4,220*	**1,786**	*5,874*	**1,280**	*4,471*	**1,622**	*3,957*	**1,291**	*4,058*	0,254	*1,241*	**0,411**	*2,044*
γ	-0,169	*-1,661*	**0,317**	*3,248*	**0,342**	*2,198*	-0,005	*-0,018*	0,120	*0,779*	**0,342**	*2,469*	0,117	*0,517*	**0,498**	*2,217*	0,051	*0,482*	0,176	*1,849*
β	**0,961**	*99,490*	**0,980**	*58,495*	**0,965**	*38,948*	**0,962**	*14,155*	**0,974**	*20,615*	**1,041**	*27,980*	**0,921**	*16,586*	**0,784**	*10,675*	**0,965**	*71,289*	**0,976**	*74,114*
μ1(ou ρ1)	**1,059**	*2,196*							**2,303**	*2,630*										
μ2 (ou ρ2)	**0,024**	*4,685*											0,023	*1,113*	**0,254**	*3,020*	0,013	*1,924*		
μ3 (ou ρ3)			**0,043**	*2,530*			-0,036	*-0,827*	**-2,060**	*-2,998*					**0,105**	*3,368*				
μ4	2,836	*1,645*			**-10,407**	*-2,955*														
Paramètres des lois de distribution																				
η	6,895	*1,360*	**1,682**	*3,521*					5,005	*1,715*	39,577	*0,320*	**0,789**	*4,427*	**1,129**	*3,913*				
Adj-R²	0,550		0,541		0,493		0,577		0,343		0,362		0,445		0,475		0,555		0,549	

ANNEXE 3.6 - Données de panel : Estimation par la méthode GMM

	Janvier 2006 - décembre 2014
liq	**-10,474**
	-2,570
ba	**15,100**
	3,290
balance	**-0,183**
	-1,100
debt	**0,018**
	2,250
c	-1,403
	-2,220
Statistique de Sargan	9,730
Prob de Sargan	0,639
Prob. AR(1)	0,005
Prob. AR(2)	0,944

Chapitre 4.

Étude de la contagion entre les marchés financiers de la zone euro : Approches MS-VAR et DCC-MVGARCH

Sommaire

4.1. Introduction 150
4.2. Définition et mesures de la contagion 153
4.2.1. Définition de la contagion 153
4.2.2. Mesures de la contagion 158
4.3. Description de l'échantillon, construction des données et analyse descriptive 161
4.3.1. Description de l'échantillon 161
4.3.2. Construction des données 162
4.3.3. Analyse descriptive 163
4.4. Méthodologie 169
4.4.1. Modèles de Markov à changements de régimes : Analyses univariée et multivariée 171
4.4.2. Modèles DCC-MVGARCH 173
4.5. Etude économétrique 175
4.5.1. Analyse univariée 175
4.5.2. Analyse multivariée 183
4.5.3. Modèles DCC-MVGARCH 190
4.6. Conclusion 200
4.7. Annexes du chapitre 4 204

4.1. Introduction

Plus de six ans après son déclenchement, les débats sur les causes de la crise de la zone euro animent encore les discussions des milieux politique et académique. Alors que certains affirment que la fragilisation budgétaire et la dégradation des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques de certains pays de la zone sont à l'origine de cette crise, d'autres stipulent que l'élargissement des écarts des taux de rendement obligataires de ces pays, observés par rapport à l'Allemagne (pays référent), est tel qu'il ne peut être justifié par l'affaiblissement des fondamentaux. Ces derniers invoquent des formes « d'irrationalité des marchés » et/ou de contagion, déclenchées par certains événements comme les interventions des autorités monétaires et/ou la révision d'une note souveraine par les agences de notation, et pouvant affecter les comportements adoptés par les agents économiques au cours des périodes de crise.

Compte tenu de l'importance que revêt ce sujet, plusieurs travaux ont cherché à identifier les facteurs qui impactent les spreads obligataires souverains durant les périodes de crise. Certains ont, en grande partie, attribué la dynamique des spreads avant la crise de la zone euro au risque global (Beber et al. (2009), Favero et al. (2010)). D'autres ont démontré que le déclenchement de la crise a suscité l'intérêt des investisseurs au regard des fondamentaux macroéconomiques des pays de l'UEM (Barrios et al. (2009)). Afonso, Arghyrou et al. (2012) et Arghyrou et Kontonikas (2012) ont associé un facteur de contagion à leurs estimations et ont démontré son impact significatif sur les spreads, durant les périodes de crises. Egalement, De Santis (2012) a examiné la présence de la contagion entre les pays de la zone euro et a illustré l'effet important de la dégradation de la note grecque sur les spreads souverains de ces pays (entre septembre 2008 et août 2011).

Cependant, tous ces travaux se sont focalisés sur l'étude des déterminants des spreads souverains au sein du marché obligataire. Certains ont fait intervenir la relation entre le marché obligataire et le secteur bancaire[60], mais se sont limités à une approche statique[61] de la corrélation entre ces deux marchés.

Par ailleurs, les fortes turbulences qui ont caractérisé les marchés financiers de la zone euro, au cours de cette dernière décennie, ont mis en lumière la nécessité de l'étude des

[60] Outre les facteurs de risques global, spécifique et de la liquidité, Attinasi et al. (2009) ont étudié l'impact d'une annonce relative à la mise en place d'un plan de sauvetage pour les banques européennes et ont démontré son influence sur le comportement des investisseurs et en conséquent, sur les spreads obligataires.

[61] Empiriquement, ces études ne permettent pas de statuer sur l'impact des facteurs explicatifs retenus sur les spreads souverains à chaque instant t de la période étudiée.

comportements des spreads suivant une approche plutôt dynamique. D'autre part, alors que la crise trouve ses origines en Grèce, ses effets ont atteint d'autres pays, particulièrement ceux dont les fondamentaux macroéconomiques sont fragiles, par rapport aux autres pays de la zone.

Ainsi, d'autres études ont plutôt attribué la dynamique des spreads souverains à la transmission de la contagion entre les pays de la zone euro, que ce soit au sein du marché obligataire, ou à travers d'autres marchés financiers. Parmi ces études, nous citons Missio et al. (2011) qui se sont focalisés sur l'étude des liens dynamiques entre certains pays de l'UEM, sur le marché obligataire. Wang et Moore (2012) ont étudié la contagion sur les marchés des CDS souverains[62]. Buchholz et Tonzer (2013) ont étudié les relations d'interdépendance entre le marché des CDS et le secteur bancaire. Guo et al. (2011) ont examiné l'effet de contagion entre les marchés boursier, immobilier, des CDS et de l'énergie (pétrole).

Dans notre chapitre, nous allons examiner la présence éventuelle d'un phénomène de contagion, sur les marchés boursiers, sur les marchés obligataires souverains et sur les marchés des CDS souverains, de certains pays de la zone euro. Nous modélisons la volatilité des rendements de différentes classes d'actifs financiers (indice boursier, taux de rendement obligataire et prime de CDS) de différents groupes de pays de la zone euro à travers des modèles non linéaires. L'objectif est d'analyser les relations qui lient le même type d'actifs à travers différents groupes de pays, celles qui lient différentes classes d'actifs au sein d'un même groupe de pays, dans un premier temps, et entre différents groupes, dans un second temps. L'objectif est de vérifier l'existence d'un phénomène de contagion sur les marchés financiers considérés. Notre investigation est réalisée sur la période du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 et la fréquence de nos données est hebdomadaire.

Dans une première étape, nous faisons appel aux modèles autorégressifs à changements de régimes markoviens. Nous commençons par tester la présence de deux régimes de faible et de forte volatilité dans les rendements hebdomadaires de chaque actif financier (MS-AR). Nous mettons en exergue l'existence des liens entre ces actifs, en constatant des coïncidences relatives des deux régimes, à travers le temps. Ce résultat nous mène ensuite à considérer un modèle multivarié (MS-VAR), qui intègre simultanément les trois actifs financiers. A travers cette analyse multivariée, nous allons

[62] Wang et Moore (2012) ont étudié les corrélations existantes entre le marché des CDS souverains des États-Unis avec celui de 38 pays développés (dont ceux de la zone euro) et émergents, entre janvier 2007 et décembre 2009.

déterminer une matrice des coefficients de corrélation entre ces différents actifs pour chaque groupe de pays et pour chaque régime, afin d'examiner les relations qui existent entre ces actifs. Nous aspirons donc à apporter des réponses aux interrogations suivantes :

- Si nous prouvons l'existence de deux régimes de faible et de forte volatilité dans les rendements des actifs financiers, qu'est-ce qui détermine le changement d'un régime à un autre ?
- Si nous déterminons des relations de corrélations entre les différentes classes d'actifs, quelle est la nature de ces corrélations ?
- Existent-ils des co-mouvements simultanés des volatilités des rendements des différents actifs financiers à travers les régimes, pour pouvoir statuer sur la présence d'un phénomène de contagion ?

Nos résultats suggèrent la présence de deux régimes de faible et de forte volatilité dans nos séries étudiées. Nous montrons que les corrélations entre les actifs financiers sont fonction du groupe du pays et de l'actif considéré. L'étude des transitions simultanées des rendements des actifs d'un régime à un autre, montre la présence de plusieurs points de retournement liés à des événements ou à des annonces qui ont impacté les marchés financiers de la zone euro sur la période étudiée. Enfin, la présence d'un effet de co-mouvements des volatilités des rendements des différents actifs nous permet de conclure à un phénomène de contagion entre les marchés financiers et entre les pays de la zone euro. A l'issue de ce constat, la question est de savoir quelle a été l'évolution des corrélations entre les volatilités des rendements des actifs financiers durant notre période d'étude et l'impact des crises survenues sur leur dynamique ?

Ainsi, dans une deuxième étape, nous modélisons les résidus issus de l'analyse multivariée de la première étape ci-dessus, à travers un modèle DCC-MVGARCH, afin d'estimer les corrélations conditionnelles dynamiques entre les différentes combinaisons possibles des actifs financiers. L'analyse de ces corrélations nous permettra d'étudier l'évolution des relations entre les différentes classes d'actifs et les différents groupes de pays, et examiner l'effet de la crise des sub-primes et de la zone euro sur leur dynamique. Ce modèle nous permettra également de filtrer l'hétéroscédasticité présente dans les résidus issus du modèle MS-VAR. A travers cette étude, nous cherchons d'apporter des réponses aux interrogations suivantes :

- Quelle est la nature des corrélations dynamiques qui existent entre les actifs financiers des différents groupes de pays ? s'agit-il d'une contagion ou d'un phénomène de « fuite vers la qualité » ?
- Quel est l'impact des crises des sub-primes et de la zone euro sur la volatilité des marchés financiers au cours de la période étudiée ?

A travers cette étude, nous contribuons à la littérature par deux points. Premièrement notre étude ne se limite pas aux marchés obligataires ou à celui des CDS dans l'étude de l'impact des crises sur le comportement des actifs qui y sont échangés. Nous considérons conjointement différents marchés financiers, à savoir le marché boursier, obligataire et celui des CDS. Cette étude offre donc l'avantage d'étudier la contagion entre les pays au sein d'un seul marché financier, à l'intérieur d'un même pays entre les marchés financiers et aussi entre les pays à travers différentes classes d'actifs.

Deuxièmement, notre analyse couvre un large échantillon temporel qui s'étend sur la période du 02 janvier 2006 à la mi-avril 2016. Cet échantillon nous permet de considérer les deux crises survenues au cours de la dernière décennie et d'étendre la portée de notre analyse à une date récente (mi-avril 2016).

De plus, notre méthodologie empirique suivie dans ce chapitre, qui consiste en une combinaison d'un modèle VAR à changement de régimes markoviens et d'un modèle DCC-MVGARCH, est une approche originale dans l'étude de la contagion sur les marchés financiers de la zone euro.

Ce chapitre est organisé comme suit ; la première section passe en revue la littérature existante sur le concept de la contagion et ses mesures. La deuxième section présente les données étudiées et leurs analyses descriptives. La troisième section énonce la méthodologie économétrique adoptée dans cette étude. La quatrième section expose les résultats empiriques issus de nos estimations.

4.2. Définition et mesures de la contagion

4.2.1. Définition de la contagion

Durant cette dernière décennie, plusieurs évènements successifs ont secoué les marchés financiers de la zone euro et ont suscité la hausse de la méfiance des investisseurs sur ces marchés. La crise des sub-primes dans un premier temps et ensuite la crise de la zone euro, ont permis de déceler l'existence de relations particulières entre

les pays européens, qui se manifestent à travers le comportement de leurs marchés financiers respectifs.

L'impact des crises sur les marchés financiers est marqué par une baisse des indices boursiers, quasi-simultanée à une hausse des taux de rendements obligataires et des primes de CDS souverains, des pays de la zone euro. Il semble alors légitime de s'interroger sur la présence d'un éventuel phénomène de contagion entre les places financières de ces pays.

Depuis l'avènement de nombreuses crises (asiatique du sud-est en 1997, de la Russie en 1998, etc.), la « contagion » est devenue un mot couramment utilisé par les économistes, les autorités publiques et les médias. Le développement de ce concept est souvent attribué à la rapide intégration économique entre les pays du monde entiers. Ce phénomène est aussi lié à la psychologie des investisseurs et l'impact de leurs comportements sur les marchés.

En dépit du regain d'intérêt que revêt le concept de la contagion, matérialisé par la prolifération des travaux qui lui sont liés, ces derniers n'ont pas trouvé un consensus permettant de donner une définition unique à la contagion.

En référence aux travaux de Forbes et Rigobon (2002), trois définitions de la contagion peuvent être distinguées ; une définition générale qui identifie la contagion comme la transmission des chocs entre les pays, que ce soit dans les périodes de tranquillité ou de crise. Cette définition a été adoptée entre autres, par Kaminsky et Reinhart (2003), Afonso et al. (2012), De Santis (2012). La deuxième définition est donnée par la propagation des chocs entre deux marchés, au-delà de ce qui devrait être attendu des fondamentaux et compte tenu des co-mouvements déclenchés par les chocs communs. La difficulté de cette définition réside dans la possibilité d'évaluer efficacement si un excès de co-mouvements a eu lieu et si la contagion est présente. Cette définition a été adoptée par Favero et Giavazzi (2002). Forbes et Rigobon (2001) ayant montré que le coefficient de corrélation entre les prix d'actifs augmente automatiquement sous l'effet de la hausse des volatilités même si le coefficient de transmission ne change pas, il en résulte une troisième définition plus restrictive, qui se base sur la montée des coefficients de corrélation corrigés de cet effet. Adoptée par Missio et Watzka (2011), Caporin et al. (2013), Aizenman et al. (2013) et Alter et Beyer (2014), cette définition implique que l'effet de contagion se différencie des transmissions « normales » des chocs entre les pays, phénomène dit d'interdépendance. De ces deux phénomènes, contagion et interdépendance, un débat théorique est né pour la distinction entre chacun d'entre eux.

En général, la littérature existante sur la propagation des chocs entre les pays distingue principalement, deux canaux de transmission ; le premier est lié aux fondamentaux économiques des pays, il est associé au phénomène d'interdépendance, alors que le deuxième n'est pas expliqué par les fondamentaux, mais plutôt par le comportement des investisseurs, il est associé au phénomène de contagion pure « *pure contagion* ».

4.2.1.1 Interdépendance

Selon Kaminsky et Reinhart (2000), l'interdépendance est une contagion basée sur les fondamentaux « *fundamentals-based contagion* ». Elle suppose que les chocs se propagent entre les pays à travers des liens réels ou financiers, affectant leurs fondamentaux économiques. Deux chocs peuvent être distingués ; les chocs agrégés et les chocs intrinsèques.

Les chocs agrégés sont des chocs globaux qui affectent simultanément les fondamentaux d'un groupe de pays. Appelés également « *shift contagion* » (Goldstein et al. (2000), Giordano et al. (2013)), ces chocs sont liés à une hausse de la sensibilité des fondamentaux des pays par rapport à un facteur de risque global, en l'occurrence l'aversion générale au risque. Par exemple, une contraction de la consommation mondiale, une volatilité des prix des matières premières, une variation significative des taux de change des principales devises, etc. Tous ces évènements sont de nature à affecter simultanément, la croissance de nombreux pays.

Les chocs intrinsèques, ou le « *wake-up-call contagion* » (Goldstein (1998), Giordano et al. (2013)), traduisent l'impact d'un choc, initialement confiné à un pays, sur les fondamentaux d'autres pays, en présence de liens économiques et financiers entre eux. Ce choc constitue une nouvelle information pour les investisseurs qui les incite à réévaluer leur perception de risque vis-à-vis à d'autres pays. Les liens économiques (ou réels) qui existent entre les pays sont généralement représentés par le commerce international. Par exemple, si un pays fait face à la détérioration de son avantage compétitif sur un marché étranger en raison de la dévaluation de la devise du pays de son concurrent, ce pays se retrouve contraint de dévaluer sa monnaie, afin de pouvoir relancer à nouveaux ses exportations et compenser la perte de sa compétitivité. Quant aux liens financiers, ils sont présents lorsque deux ou plusieurs pays sont reliés par un système financier international. Par exemple, prenons le cas d'une société financière endettée, dont les actifs ont baissé en raison d'un choc négatif dans un pays. Si ladite société fait un jour face à des remboursements, elle sera contrainte de vendre une partie de ses actifs dans d'autres pays pour disposer des liquidités nécessaires. D'où la transmission des chocs aux autres économies.

4.2.1.2 Contagion pure

Ce mécanisme de propagation des chocs est associé à une augmentation des co-mouvements des marchés, non expliquée par des changements observés dans les fondamentaux, mais plutôt par ceux du comportement des agents économiques. Selon ce mécanisme, les investisseurs pourraient craindre une crise imminente dans un pays A suite à son déclenchement dans un autre pays X, même si A et X sont faiblement, ou non liés entre eux, car ils partagent des caractéristiques similaires (des similitudes macroéconomiques, par exemple). Ce type de contagion peut relever de plusieurs effets, certains étant rationnels comme l'augmentation de l'aversion au risque, d'autres relevant de comportements irrationnels expliqués par la panique ou le mimétisme.

De ce fait, plusieurs travaux ont essayé d'apporter des explications à la contagion, non attribuée aux changements des fondamentaux économiques, et ce à travers une modélisation de la psychologie des investisseurs. Ainsi, différents canaux de transmission de chocs liés au comportement de ces investisseurs ont été étudiés. Premièrement, nous distinguons le canal lié aux pratiques des investisseurs, dans le sens où ces derniers sont amenés à prendre des décisions qui peuvent être rationnelles, mais se trouvent être à l'origine de co-mouvements excessifs, c'est-à-dire, non expliqués par les fondamentaux réels. Ce type de canal relève de deux types d'obstacles ; le premier lié à la difficulté de trouver la liquidité nécessaire en temps de crise, le deuxième à l'asymétrie d'information. Deuxièmement, la présence d'équilibres multiples favorise les comportements mimétiques entre les investisseurs.

a- Problème de liquidité

Le manque de liquidité généré par un choc sur le marché oblige les investisseurs à réajuster leur portefeuille. Lorsque le rééquilibrage du portefeuille est réalisé en excès par rapport aux fondamentaux, nous parlons alors de contagion pure. Si le manque de liquidité est général à tous les investisseurs, ce sont les plus endettés qui sont les plus sensibles à ces chocs. En effet, ces derniers pouvant faire face à des remboursements, sont alors contraints de vendre leurs actifs dans d'autres marchés. Egalement, pour faire face aux problèmes de liquidité, les investisseurs sont souvent amenés à garder les actifs de leurs portefeuilles, dont les prix ont déjà chuté sur un marché devenu moins liquide et à liquider les autres actifs de leurs portefeuilles. Ce type de comportement pourrait provoquer l'effondrement des prix sur d'autres marchés et conduire en conséquence, à une transmission d'un choc, initialement apparu dans un pays en crise de liquidité, vers un autre pays.

b- Problème d'asymétrie d'information[63]

L'asymétrie d'information favorise aussi la contagion entre les investisseurs. En effet, les investisseurs peu ou non informés peuvent supposer qu'une crise dans un pays peut engendrer une crise dans d'autres pays. Ce comportement peut être rationnel ou irrationnel. Par exemple, si l'avènement d'une crise dans un pays peut révéler la fragilité de ses fondamentaux budgétaires et macroéconomiques, les investisseurs vont supposer, légitimement, que d'autres pays dont les fondamentaux sont similaires, sont sujets eux aussi à de telles crises. Ce type de comportement est en effet, suivi sans que ces investisseurs disposent réellement d'information parfaite sur la vraie situation économique de ce pays. Leurs décisions sont fondées uniquement sur quelques indicateurs macroéconomiques qui peuvent ou non, refléter la vulnérabilité du pays en question. Leurs décisions peuvent être également basées sur la réaction d'autres investisseurs qui peuvent agir avant eux ou qui sont considérés comme mieux informés par rapport aux autres.

Ainsi, deux types d'investisseurs peuvent être distingués, ceux qui sont considérés comme informés et ceux qui ne le sont pas. De ce constat peut naître un comportement moutonnier expliqué par diverses raisons, dont la plus importante est relative au coût de l'information. En effet, pour certains investisseurs, surtout les plus petits d'entre eux, l'accès à l'information, sa collecte et son traitement engendrent des coûts très importants qu'ils ne sont pas en mesure de les supporter. Ainsi, pour faire leur choix d'investissement dans un pays, ces derniers s'inspirent des décisions des investisseurs qui ont les moyens de s'offrir les informations liées à ce pays, et adoptent en conséquent, un comportement de mimétisme, même lorsqu'ils sont rationnels. En période de crise, ce comportement conformiste conduit à une attaque massive sur un marché donné et transmet en conséquent, les chocs à d'autres marchés.

c- Equilibres multiples

Une situation d'équilibres multiples est définie lorsqu'on peut passer brutalement d'un équilibre économique et financier vers un autre, non pas parce que l'environnement économique a changé, mais parce qu'il y a eu tout simplement une modification des anticipations « auto-réalisatrices ». Dans ce cadre, la présence de contagion est alors détectée lorsqu'un pays en crise conduit un autre pays d'un bon équilibre vers un mauvais équilibre. Ceci pourrait se traduire par une dévaluation de sa devise, une sortie

[63] En général, l'asymétrie d'information est liée au fait que, des investisseurs qui opèrent sur le même marché ne disposent pas des mêmes informations. Ces dernières sont en effet, inégalement réparties entre les individus.

massive de capitaux, une contraction de la demande des biens et services et même un défaut sur sa dette. La transmission des chocs d'un pays à un autre constitue donc, la résultante d'une modification dans les anticipations des investisseurs et non de l'existence des liens réels entre eux.

Dans le cadre de cette thèse, nous allons retenir la spécification avancée par Forbes et Rigobon (2002), qui définit la contagion comme une augmentation significative des liens entre les marchés après un choc dans un pays (ou groupe de pays).

Par ailleurs, d'après cette définition, la question est de savoir si les liens sont déjà forts avant le déclenchement d'une crise, et dans ce cas, nous pouvons juste parler de relations d'interdépendance, ou si ces liens deviennent forts au moment de la crise. La réponse à cette question nous permet d'opposer les théories contingentes à celles non contingentes, développées par Forbes et Rigobon (2002).

La théorie de contagion contingente soutient la thèse selon laquelle, les canaux de transmission dépendent des crises. Dans ce cadre, l'existence de ces canaux est conditionnée par la présence d'une crise. A contrario, la contagion non contingente considère que les canaux de transmission sont existants, indépendamment des crises et restent inchangés avant et pendant la crise, nous parlons donc de relations d'interdépendance entre les pays.

4.2.2. Mesures de la contagion

Les possibilités de mesurer la contagion sont aussi multiples que le nombre de définitions existantes. Le calcul d'un coefficient de corrélation entre des actifs financiers, avant et après les périodes de crise, est parmi les premières méthodes empiriques retenues pour la détection de la contagion. King et Wadhwani (1990) étudient le krach du marché boursier d'octobre 1987 qui a impacté plusieurs pays et ce, en dépit des différences de leurs fondamentaux macroéconomiques. Les auteurs ont démontré que la corrélation a largement augmenté après l'avènement de cette crise et concluent à la présence d'un phénomène de contagion, lié au comportement des investisseurs adopté suite à un choc.

Du fait de l'importance des volatilités des cours, Forbes et Rigobon (2001) remettent en cause les travaux de King et Wadhwani (1990) et proposent un coefficient de corrélation ajusté de la volatilité pour une détection non biaisée de la contagion. Sur une étude relative à la crise asiatique de 1997 sur les marchés boursiers, les auteurs calculent des coefficients non-ajustés et confirment la présence de contagion. En revanche, avec les mêmes données, les tests basés sur des coefficients de corrélation ajustés démontrent

l'absence de contagion. Forbes et Rigobon (2001) concluent donc qu'il s'agit en effet, d'interdépendance.

Par ailleurs, les travaux développés par Forbes et Rigobon (2001) nécessitent un choix de la date qui sépare une période de stabilité à une période de crise. De ce fait, les résultats de leurs travaux dépendent fortement du choix de ce point de retournement, et peuvent varier en fonction de la date choisie. Pour répondre à cette insuffisance, Caporale et al. (2005) se basent sur les travaux de Forbes et Rigobon (2001) mais, examinent la présence de contagion sur toute la période de la crise asiatique. Leurs résultats suggèrent que le recours à un coefficient de corrélation ajusté pour l'étude de la transmission de la contagion entre les marchés est insuffisant.

Dans une autre optique, Baig et Goldfajn (1998) étudient la contagion sur les marchés de devises de sept pays asiatiques, à travers un modèle VAR et démontrent la présence du phénomène de contagion.

Edwards et Susmel (2001) étudient la contagion à travers un examen des co-mouvements de la volatilité des marchés boursiers des pays de l'Amérique latine et de l'Asie. Selon eux, la détection de points de changements de régimes dans la volatilité à travers le temps, peut indiquer la présence de la contagion. Leur étude empirique est réalisée à l'aide d'un modèle SWARCH[64] bivarié, qui représente une extension du modèle SWARCH univarié, développé par Hamilton et Susmel (1994). Leurs résultats démontrent que lorsque les probabilités de changements de régimes sont statistiquement significatives, il existe un temps de faible volatilité avant que la contagion ait un effet sur un pays récepteur, traduisant l'entrée de ses actifs dans une phase de forte volatilité.

Guo et al. (2011) examinent l'effet de contagion entre les marchés boursier, immobilier, des CDS et de l'énergie (pétrole) à l'aide d'un modèle MS-VAR[65], pendant la période de crise, lorsque les marchés sont caractérisés par des changements de régimes fréquents. Leurs résultats démontrent que le point de retournement d'un régime à un autre coïncide avec le déclenchement de la crise des sub-primes de 2007. Au-delà de cette date, le régime de forte volatilité a dominé l'évolution de ces marchés.

Par ailleurs, Alter et Beyer (2014) analysent les relations existantes entre les marchés immobiliers et boursiers des États-Unis, du Royaume-Unis et de l'Autriche, entre 1990 et 2010. A travers une spécification t-BEKK asymétrique (Baba-Engle-Kraft-Kroner) de

[64] Switching ARCH ou modèle ARCH à changements de régimes.
[65] Markov Switching Regime Vector Autoregressive ou VAR à changements de régimes.

la matrice de covariance. Ils démontrent l'existence de la contagion entre les marchés américains et britanniques durant la crise des sub-primes.

Shamiri et Isa (2009) ont eu recours à un modèle GARCH multivarié avec une spécification BEKK, dans le but d'étudier le transfert de volatilité de la crise des sub-primes de 2007 vers les marchés boursiers de l'Asie du Sud-est. Les auteurs trouvent un effet de débordement de la volatilité « *spillover effects* » des États-Unis vers les pays asiatiques.

Une autre approche développée pour la détection du phénomène de contagion est l'estimation des coefficients des corrélations conditionnelles dynamiques à travers une modélisation DCC-MVGARCH. Depuis l'introduction du DCC-MVGARCH par Engle et Sheppard (2001), ce modèle a fait l'objet de nombreux travaux traitant de la contagion durant les périodes de crises.

Missio et Watzka (2011) appliquent un modèle DCC-MVGARCH sur des spreads souverains, afin d'examiner la corrélation de la Grèce avec la Belgique, l'Italie, le Portugal et l'Espagne. Leurs travaux démontrent la présence d'un effet de contagion entre ces pays, pendant la crise de la zone euro (2008 et 2010). Ces auteurs ont également discuté de la pertinence de ces modèles à corriger l'hétéroscédasticité généralement présente dans les données boursières et financières. Ces modèles présentent aussi l'avantage d'étudier les corrélations dynamiques des séries considérées, sans l'imposition d'une délimitation exogène sur les sous-périodes, permettant de distinguer les périodes de crise de celle de stabilité.

Un phénomène de contagion a été aussi démontré par Chiang et al. (2007) sur le marché boursier de neuf pays asiatiques, durant la période de crise (1990-2003). Les auteurs ont fait appel à un modèle DCC-MVGARCH et ont retrouvé une augmentation de la corrélation entre les différentes paires de pays testées.

Sur une période d'étude qui s'étend entre le 1er janvier 2005 et le 31 juillet 2007, Hwang et al. (2010) ont examiné les relations existantes entre certains pays développés et émergents à travers les modèles GARCH avec une spécification DCC. En subdivisant la période d'étude en deux sous-périodes (stable et de crise), les auteurs ont noté la présence de la contagion pendant la période de crise des sub-primes (1er août 2007-31 août 2009) dans les pays développés et émergents.

Buchholz et Tonzer (2013) ont également étudié la contagion sur le marché des CDS souverains à travers les modèles DCC-MVGARCH. Leur étude a été menée sur 17 pays européens (dont 11 pays de la zone euro), entre janvier 2008 et août 2012. Les auteurs

ont démontré que, malgré la divergence des spreads CDS entre les pays, ces derniers manifestent un degré important de co-mouvements entre eux, et particulièrement au sein des pays de la zone euro.

Dans le cadre de ce travail, nous utilisons un modèle VAR à changements de régimes afin de montrer l'existence des co-mouvements entre trois actifs financiers (action-obligation-CDS) des pays de la zone euro. Ensuite, nous faisons appel au modèle DCC-MVGARCH pour examiner l'effet de la crise des sub-primes et de la crise de la zone euro sur la volatilité de ces actifs, et montrer la présence des corrélations dynamiques qui les lient.

4.3. Description de l'échantillon, construction des données et analyse descriptive

4.3.1. Description de l'échantillon

L'analyse empirique de ce chapitre couvre un échantillon de neuf pays de la zone euro à savoir, l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la France, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal. La Finlande a été retirée de l'échantillon pour manque de données sur son marché CDS sur les bases de données de *Bloomberg* et *Datastream*, avant juin 2008. La Grèce a été également écartée car, à partir de 2011, son marché CDS s'est tari avec le début des discussions pour la restructuration de sa dette. Pour les investisseurs, ceci signifiait le déclenchement de la procédure de défaut pour ce pays. En conséquent, il n'y a presque plus de transactions sur les CDS grecs, puisque les vendeurs savent bien qu'ils devront payer (Coudert et Gex (2013)). De ce fait, son marché CDS n'est plus représentatif[66].

Pour chaque pays, trois types d'actifs financiers sont retenus ; les obligations souveraines à 10 ans, les indices boursiers[67] et les primes des CDS souverains à 5 ans[68]. Les données sont collectées à une fréquence hebdomadaire sur la base de données Bloomberg.

Notre période d'étude s'étend du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations). En prolongeant notre période d'étude jusqu'à avril 2016, nous serons en mesure d'étudier la relation existante entre les différents actifs financiers avant, pendant et au

[66] A titre de comparaison, le 09 mars 2011 la prime de CDS à 5 ans pour la Grèce était de 1037 pb, contre 47 pb pour l'Allemagne.
[67] La liste des indices boursiers par pays est présentée dans l'*annexe 4.1*.
[68] Les CDS de maturité 5 ans sont les plus liquides sur ce marché.

lendemain de la crise de la zone euro et d'étendre la portée de notre analyse à une date récente.

4.3.2. Construction des données

Comme nous travaillons sur neuf pays, nous avons opté pour leur classification par groupe, et créé pour chaque groupe et chaque actif financier un indice synthétique, afin de faciliter les estimations et les interprétations. La classification des pays par groupe a été déterminée en référence aux résultats issus de l'ACP[69] (cf. *Chapitre* 2), et se présente comme suit :

Groupe 1 (G1) : Autriche, Allemagne, Pays-Bas ;

Groupe 2 (G2) : France, Belgique ;

Groupe 3 (G3) : Espagne, Irlande, Italie, Portugal.

Le poids de chaque pays dans l'indice synthétique est égal à son PIB relatif par rapport aux pays du groupe. L'indice du groupe K, K=1,…, 3, s'écrit donc :

$$I_t^K = \sum_{n \in K} \frac{Y0_n \; I_n}{\sum_{n \in K} Y0_n}$$

Où $Y0_n$ désigne le PIB nominal du pays n collecté sur Eurostat en 2010 et I_n un indice représentant le prix sur un marché financier du pays n, les actions, les obligations souveraines ou les CDS souverains. Nous avons retenu des pondérations fixes pour toute la période car c'est la variation des prix des actifs que nous cherchons à saisir et non celle des PIB relatifs. La prise en considération des pondérations fixes nous permet ainsi, de faire abstraction de la variation des PIB relatifs au cours de la période et ne considérer que la variation des prix des actifs.

[69] L'analyse ACP réalisée sur les différentes sous-périodes de notre échantillon temporel nous a permis de distinguer deux groupes de pays au sein de la zone euro ; les pays « cœur » et « périphériques ». Au niveau de la présente étude empirique, nous avons choisi de travailler sur trois groupes de pays, conformément au résultat issus de l'analyse ACP sur toute la période étudiée. Cette analyse permet de classer les pays étudiés en trois groupes distincts. Un premier groupe rassemblant les pays caractérisés par des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques solides, à savoir l'Allemagne, l'Autriche et les Pays-Bas ; un deuxième groupe qui intègre les pays caractérisés par des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques préoccupants, à savoir la Belgique et la France et finalement un troisième groupe rassemblant les pays dont des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques sont fragiles et qui sont l'Espagne, l'Irlande, l'Italie et le Portugal. L'objectif de cette classification étant d'enrichir l'interprétation de nos résultats empiriques.

Le *tableau 4.1* ci-dessous, récapitule les 9 indices synthétiques qui serviront de base à notre étude empirique.

TABLEAU 4.1 - Présentation des indices synthétiques par groupe de pays

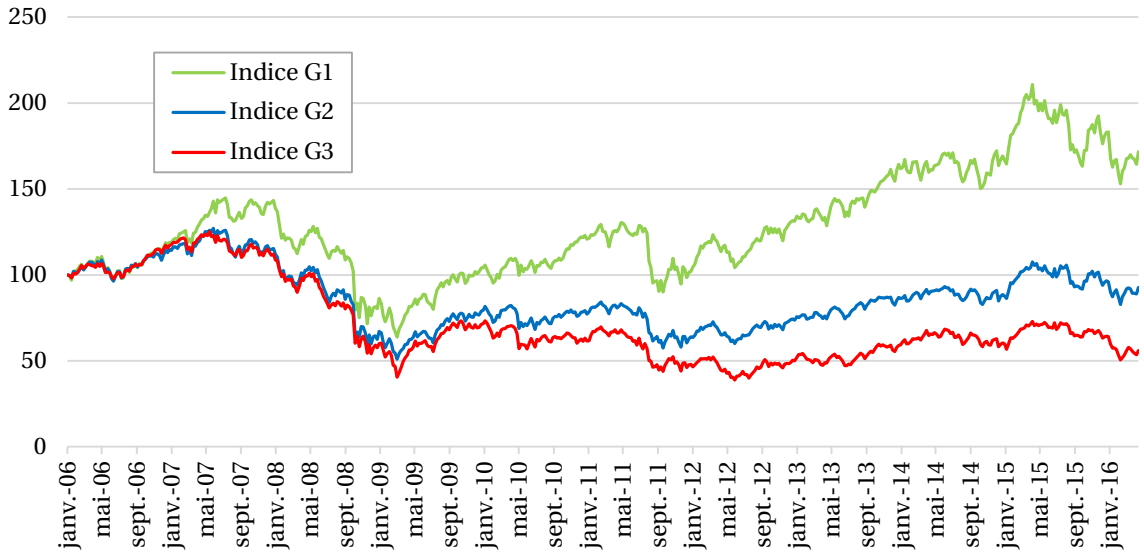
	Indices boursiers	**Obligations souveraines à 10 ans**	**CDS souverains à 5 ans**
Groupe 1 : Autriche, Allemagne, Pays-Bas	Indice G1	Bond G1	CDS G1
Groupe 2 : Belgique, France	Indice G2	Bond G2	CDS G2
Groupe 3 : Espagne, Irlande, Italie, Portugal	Indice G3	Bond G3	CDS G3

4.3.3. Analyse descriptive

La *figure 4.1* expose l'évolution hebdomadaire des prix des indices boursiers[70] des groupes G1, G2 et G3, entre janvier 2006 et mi-avril 2016. Nous pouvons remarquer que ces indices ont connu une évolution haussière jusqu'à l'été de 2007. Ensuite, la survenance de la crise des sub-primes aux États-Unis a enclenché un mouvement baissier général jusqu'à mars 2009. A partir de cette date, nous remarquons que G1 a connu une reprise plus prononcée que G2 et G3. Cette reprise a été freinée en juillet 2011, ce qui correspond à la période où *Moody's* a dégradé la note de la dette souveraine du Portugal et de l'Irlande, à la catégorie spéculative. A partir d'octobre 2011, alors que G1 est reparti à la hausse et cumule des évolutions supérieures à celles des autres groupes, G2 enregistre une croissance lente et G3 reste quasiment stable. Jusqu'à l'été 2015, nous constatons un mouvement haussier sur les bourses des pays de la zone euro, plus marqué pour G1, moins affirmé pour G2 et timide pour G3. Puis entre août et septembre de la même année, ces places boursières ont été de nouveaux déstabilisées par la chute des bourses chinoises, due notamment à la morosité de l'économie en Chine. Dans l'ensemble, nous pouvons constater que malgré la corrélation existante entre les marchés boursiers des pays de la zone euro, la crise des sub-primes, puis la crise de la dette souveraine, dans une plus grande mesure, ont créé une différenciation entre les pays non risqués et les autres.

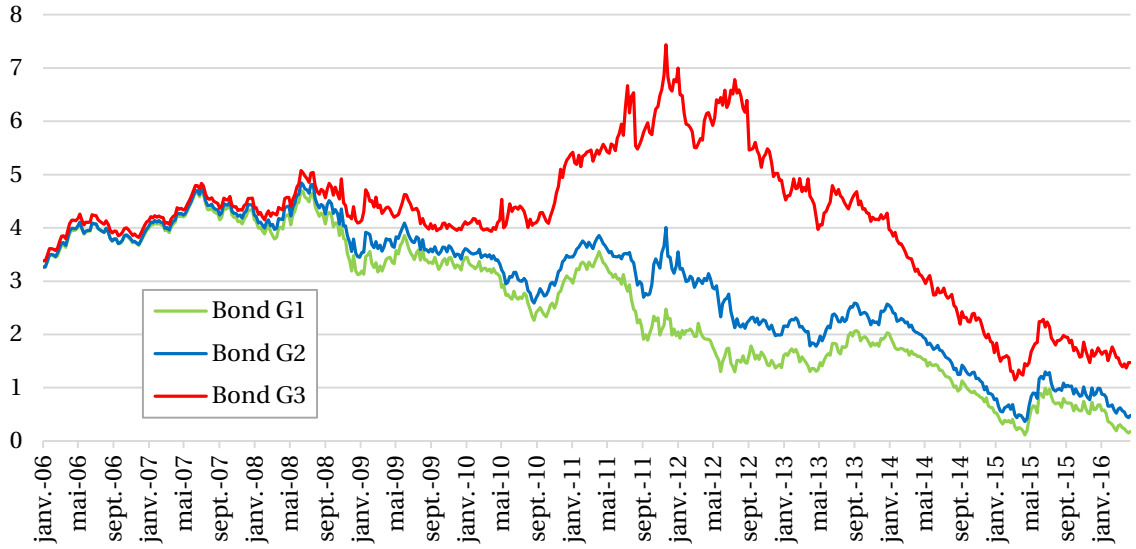
[70] Les prix des indices boursiers ont été transformés de manière à avoir la valeur de 100 pour tous les pays à la première date.

FIGURE 4.1 - Evolution des prix des indices boursiers (janv. 2006 - mi-avril 2016)



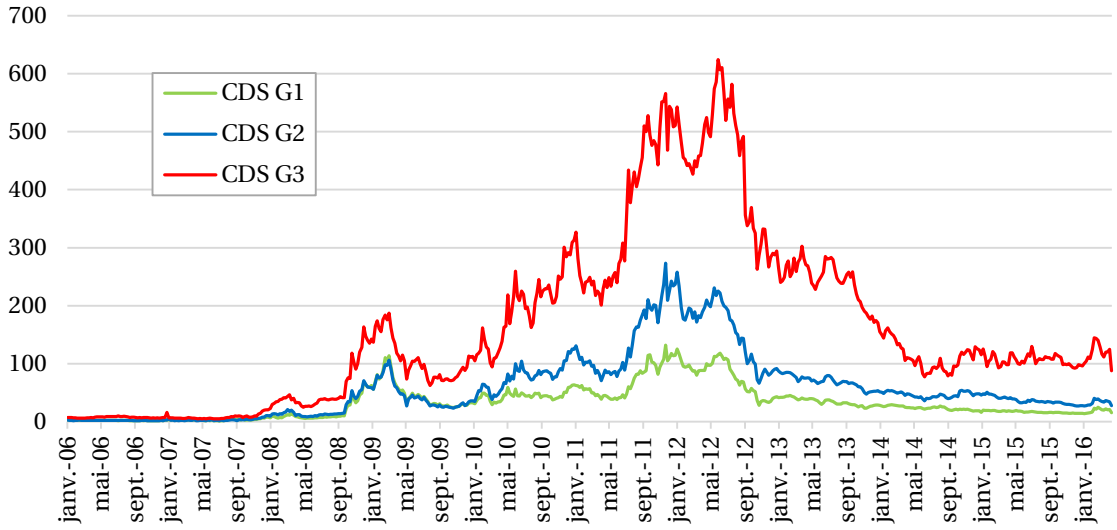
La *figure 4.2* expose l'évolution hebdomadaire des taux de rendements des obligations souveraines à 10 ans des groupes G1, G2 et G3, entre janvier 2006 et mi-avril 2016. Nous pouvons clairement constater qu'avant la faillite de *Lehman Brothers* en septembre 2008, les taux d'intérêt obligataires avaient des niveaux quasi-identiques. Puis, un comportement différent est observé entre G3 et les autres groupes. En effet, jusqu'à septembre 2010, les rendements obligataires de G3 ont connu une tendance baissière faible, avant de s'inscrire sur une courbe haussière jusqu'à la fin novembre 2011. Pour G1 et G2, la baisse des taux jusqu'à septembre 2011 a été plus prononcée. Ensuite, nous observons une hausse des taux couplée à une augmentation des divergences entre ces deux groupes de pays. A partir du 25/11/2011, les trois groupes ont marqué une chute de leurs taux obligataires pour frôler, en avril 2015, le niveau de 0% pour G1 et G2 et osciller entre 1% et 2% pour G3. Les taux sont ensuite remontés à un niveau supérieur à 1% pour G1 et G2 et à 2% pour G3 et ce, avant de redescendre de nouveau. Dans l'ensemble, nous pouvons constater que les crises financières et surtout celle de la zone euro, ont rendu le marché obligataire souverain volatile, marqué par la présence de nombreux pics et creux observés jusqu'à avril 2016 et ce, malgré la multiplication des interventions visant sa stabilisation.

FIGURE 4.2 - Evolution des taux de rendement des obligations souveraines (janv. 2006 - mi-avril 2016)



La *figure 4.3* expose l'évolution hebdomadaire des primes des CDS souverains à 5 ans des groupes G1, G2 et G3, entre janvier 2006 et mi-avril 2016. Jusqu'à novembre 2007, l'activité des CDS était très faible. Ce n'est qu'à partir de septembre 2008 (faillite de *Lehman Brothers*) que les primes de ces actifs financiers ont commencé à prendre de l'ampleur. Nous remarquons que jusqu'à mai 2010, G1 et G2 ont connu un comportement fortement corrélé, avant de diverger surtout entre juin 2011 et septembre 2012. Le groupe des pays « périphériques » G3, suit un comportement beaucoup plus volatile que les deux autres, sur toute la période. A partir de mi-2014, les primes des CDS des trois groupes ont connu une certaine forme de stabilisation, mais nous observons une persistance de la volatilité des rendements hebdomadaires de ces actifs, surtout pour G3.

FIGURE 4.3 - Evolution des primes des CDS souverains (janv. 2006 - mi-avril 2016)



Un examen de la stationnarité des séries des indices synthétiques en niveau à travers les tests ADF, montre qu'elles sont intégrées d'ordre 1. La différence première est donc considérée pour les taux d'intérêt obligataires et les primes de CDS. Pour les prix des indices boursiers, la différence première est prise en *log*. Ces nouvelles variables sont représentées graphiquement sur les *figures 4.4, 4.5 et 4.6*.

Le *tableau 4.2* présente les statistiques descriptives des rendements hebdomadaires des indices boursiers et des différences premières des taux obligataires et primes de CDS. Nous pouvons remarquer que pour chaque actif, le groupe G3 présente des écarts types plus importants que G2 et G1. L'asymétrie est en majorité négative pour tous les indices synthétiques, alors que leurs kurtosis sont largement supérieurs à ceux de la loi normale (dont le kurtosis est égal à 3), indiquant une distribution fortement leptokurtique. Par ailleurs, la statistique de Jarque-Bera (JB) rejette la normalité de toutes les séries étudiées.

TABLEAU 4.2 - Analyse descriptive des rendements des indices synthétiques (02 janv. 2006 – 15 avril 2016)

	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Probabilité (JB)
INDICE								
G1	0,105	3,262	-24,889	14,521	-1,077	10,921	1507,639	0,000
G2	-0,008	3,150	-25,167	11,730	-1,256	11,261	1667,991	0,000
G3	-0,105	3,449	-24,229	10,147	-1,141	8,282	740,623	0,000
BOND								
G1	-0,006	0,102	-0,326	0,357	0,139	3,576	9,167	0,010
G2	-0,005	0,104	-0,545	0,382	-0,032	5,365	125,287	0,000
G3	-0,004	0,148	-0,997	0,571	-1,003	10,641	1396,384	0,000
CDS								
G1	0,024	4,594	-27,375	26,524	0,328	12,344	1963,404	0,000
G2	0,048	7,603	-64,206	36,586	-0,949	16,179	3966,773	0,000
G3	0,150	17,686	-135,931	78,991	-0,657	13,570	2538,714	0,000

L'application du test de Ljung-Box (LB) à 36 retards (dont la distribution suit une loi du χ^2_{36}) sur les neufs indices synthétiques, montre qu'ils présentent une autocorrélation linéaire. D'où le modèle autorégressif.

Les *figures 4.4, 4.5 et 4.6* exposent l'évolution des indices synthétiques (en différence) entre le 02 janvier 2006 et le 15 avril 2016.

FIGURE 4.4 - Evolution hebdomadaire des indices boursiers (En différence logarithmique, janv. 2006 - mi-avril 2016)

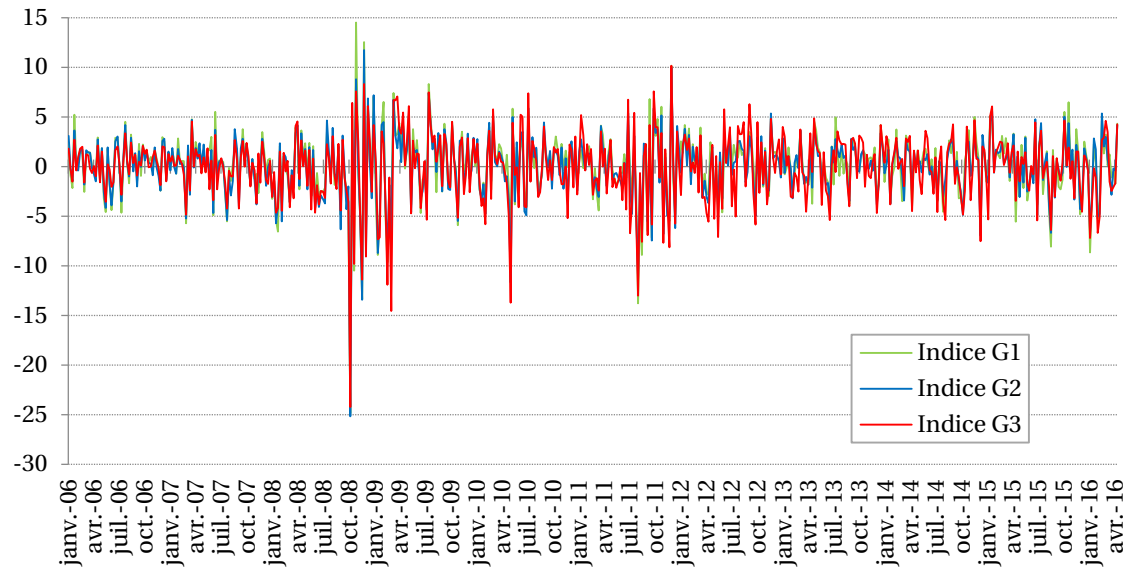


FIGURE 4.5 - Evolution des taux d'intérêt hebdomadaires des obligations souveraines (En différence, janv. 2006 - mi-avril 2016)

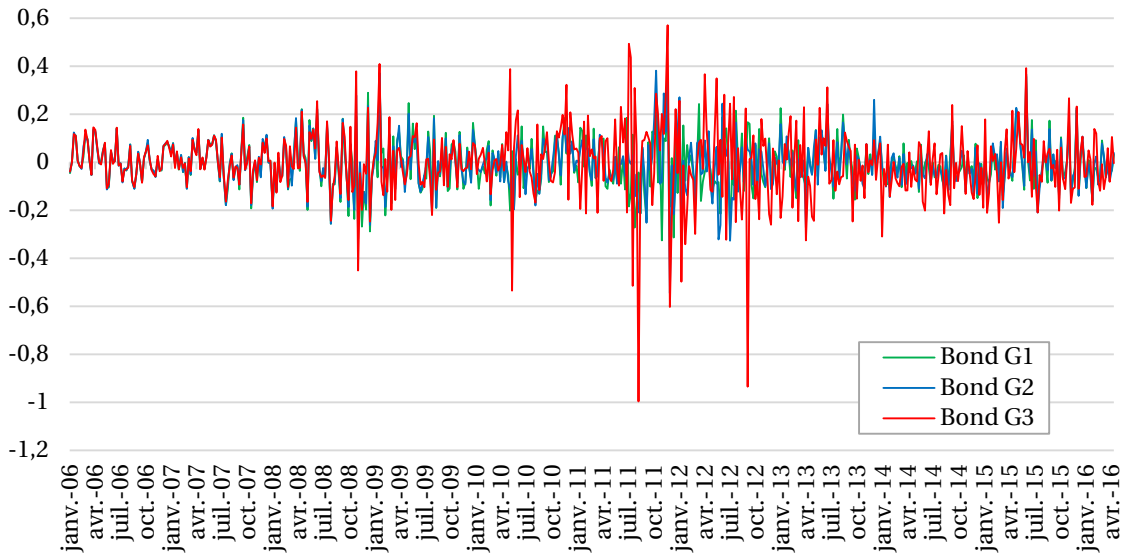
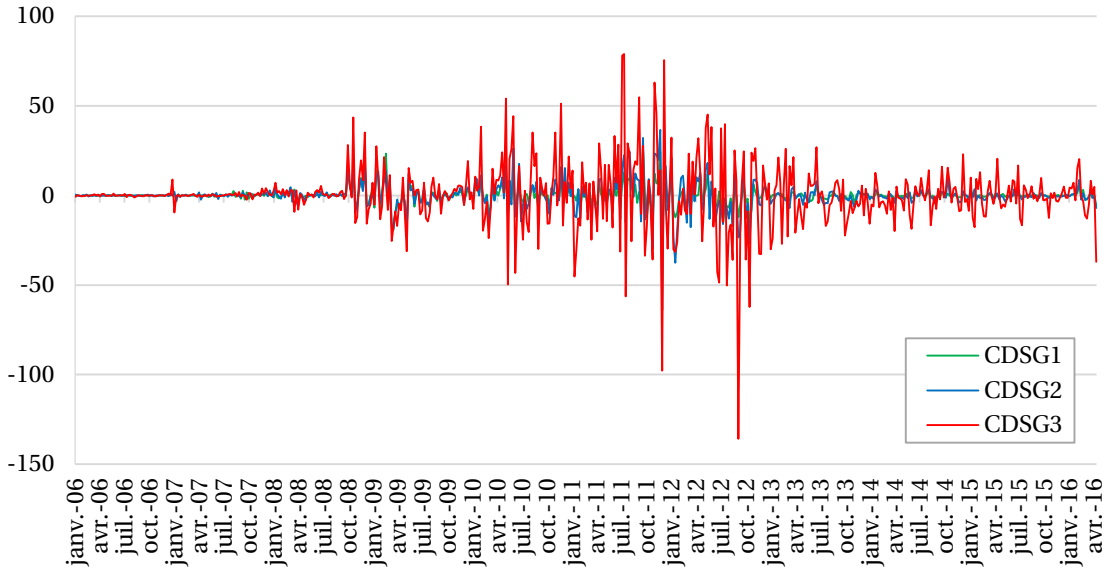


FIGURE 4.6 - Evolution des primes hebdomadaires des CDS souverains (En différence, janv. 2006 - mi-avril 2016)



Les tests de racine unitaire réalisés sur les indices synthétiques en différence, ont conclu qu'ils sont stationnaires. Cependant, ces graphiques montrent la présence de regroupement de volatilité « clustering volatility » au niveau de plusieurs périodes. Pour les indices boursiers, ce phénomène est observé particulièrement à la fin de 2008 suite à la faillite de *Lehman Brothers*, en mai de 2010 et au deuxième semestre de 2011. Pour les obligations souveraines à 10 ans et les CDS souverains à 5 ans, cette intensité est observée également à la fin de 2008 et entre 2011 et 2012, correspondant à la phase la plus intense de la crise de la zone euro.

Le *tableau 4.3* présente la matrice des coefficients de corrélation des neufs indices synthétiques (en différence), sur toute la période étudiée. L'observation générale de cette matrice permet de constater que les relations existantes entre les différents actifs financiers dépendent en effet, du groupe de pays auxquels ils appartiennent. Pour les indices boursiers, nous remarquons qu'ils sont fortement corrélés entre eux. Avec les autres actifs, une relation positive est observée entre les indices boursiers des différents groupes de pays et ceux des obligations souveraines des groupes 1 et 2. Cette relation devient négative avec les obligations du groupe 3 et les CDS de tous les groupes. Par rapport aux obligations souveraines, celles du G1 sont plus corrélées avec G2 (0.863) comparativement à G3 (0.246). La corrélation entre G2 et G3 est importante mais, moins forte qu'avec G1. Les CDS expriment une corrélation positive entre les groupes de pays. En revanche, une relation négative lie les CDS avec les obligations de G1 et positive avec G3. Les corrélations CDS-Bond G2 sont positives, faibles et négatives avec CDS G2, CDS G1 et CDS G3, respectivement.

TABLEAU 4.3 - Matrice des coefficients des corrélations inconditionnelles des rendements hebdomadaires des indices synthétiques

	Indice G1	**Indice G2**	**Indice G3**	**Bond G1**	**Bond G2**	**Bond G3**	**CDS G1**	**CDS G2**	**CDS G3**
Indice G1	1,000								
Indice G2	0,942	1,000							
Indice G3	0,866	0,918	1,000						
Bond G1	0,357	0,372	0,400	1,000					
Bond G2	0,192	0,174	0,180	0,863	1,000				
Bond G3	-0,111	-0,185	-0,297	0,246	0,499	1,000			
CDS G1	-0,454	-0,489	-0,555	-0,217	0,039	0,322	1,000		
CDS G2	-0,435	-0,467	-0,530	-0,227	0,119	0,432	0,853	1,000	
CDS G3	-0,390	-0,447	-0,564	-0,352	-0,053	0,589	0,635	0,746	1,000

4.4. Méthodologie

Les séries financières et notamment les actifs financiers, sont caractérisés par une volatilité importante surtout pendant les périodes de crise.

Comme discuté au niveau de la première section du chapitre 3, les processus de type ARMA (*Autoregressive Moving Average*), ne permettent pas de tenir compte de certaines caractéristiques des séries financières notamment, la variation de la volatilité dans le temps, la présence de queues épaisses pour tenir compte du caractère leptokurtique des séries, la présence du phénomène de « clustering volatility », ou encore la modélisation des changements structurels.

Afin de tenir compte de ces particularités, de nouveaux modèles non linéaires ont été développés, à l'instar des modèles de type GARCH ou les modèles à changements de régimes qui permettent aux séries de suivre des comportements différents dans le temps.

Le recours aux modèles autorégressifs vectoriels (VAR, *Vector Autoregressive*) s'est largement développé dans le domaine de la finance. Ces modèles offrent l'avantage de simplicité de leur estimation et des possibilités de leur développement, permettant d'améliorer le modèle non-restreint. Parmi les développements majeurs du modèle VAR est de lui permettre de changer de régime suivant une chaîne de Markov cachée. Le recours à ce modèle initialement introduit par Hamilton (1989) est devenu assez fréquent pour la modélisation des séries temporelles économiques et financières à partir d'un modèle autorégressif sujet à des changements de régimes.

Dans un modèle VAR à changement de régimes, MS-VAR (*Markov Switching Vector Autoregressive*), plusieurs paramètres sont autorisés à changer de régime. En effet, il est possible de faire dépendre la moyenne, la constante, les coefficients autorégressifs, les variances et les covariances, du régime. Ainsi, si nous faisons dépendre tous les paramètres du régime, leur nombre à estimer devient potentiellement important, ce qui les rend difficiles à interpréter.

Une deuxième limite aux modèles MS-VAR est que, dans le cas de l'étude des séries boursières ou financières, les résidus issus des modèles peuvent ne pas être totalement débruités et contenir ainsi, des informations susceptibles de servir à mieux comprendre les séries considérées. Ceci est dû au fait, que les différentes crises survenues pendant cette dernière décennie, ont rendu les séries financières fortement hétéroscédastiques. Bien que les modèles à variance conditionnelle (GARCH et extensions) traitent de cette hétéroscédasticité, ils n'arrivent pas toujours à extraire l'ensemble des informations contenues dans les séries. De plus, les modèles GARCH multivariés, MVGARCH, employés dans l'étude des séries financières, ignorent que les corrélations soient conditionnellement dynamiques. De ce fait, ces modèles ne permettent pas d'apprécier l'évolution de la relation entre les variables considérées et la contagion, en tant que changement significatif de corrélation. Engle et Sheppard (2001) ont proposé une solution à ce problème à travers le développement du modèle DCC-MVGARCH (*Dynamic Conditional Correlation Multivariate* GARCH).

4.4.1. Modèles de Markov à changements de régimes : Analyses univariée et multivariée

4.4.1.1 Modèle MS-AR univarié

Le modèle autorégressif à changements de régimes markoviens introduit une hypothèse probabiliste dans le passage d'un état à un autre. Le régime à la date t est déterminé par la variable (s_t) aléatoire discrète et inobservable, qui obéit à une chaîne de Markov cachée discrète du premier ordre (la mémoire du processus ne dépend que du dernier état auquel il se trouvait à la période immédiatement précédente), homogène (la probabilité de transition ne dépend pas de l'instant t mais plutôt du régime), ergodique (les probabilités de transition $p_{ij} \neq 0$) et irréductible (tout état est atteignable en un nombre fini d'étapes à partir de tout autre état). La variable observée R_t suit quant à elle un processus autorégressif linéaire d'ordre p, et son équation, dans sa forme la plus générale[71], s'écrit :

$$R_t = \mu_{st} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{i,st} R_{t-i} + \varepsilon_t \qquad \textbf{(8)}$$

Avec $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{st})$

Dans cette équation, chaque paramètre est fonction du changement de régimes qui décrit sa dépendance à un régime défini par une variable (s_t) inobservable. Par exemple, pour la variance σ_{st} nous avons :

$$\sigma_{st} \begin{cases} \sigma_1 & si \quad s_t = 1 \\ \sigma_2 & si \quad s_t = 2 \\ : & \\ : & \\ \sigma_M & si \quad s_t = M \end{cases}$$

Où M est le nombre de régimes.

(s_t) suit un processus de Markov défini par la matrice constituée des probabilités de transition $P = \{p_{ij}\}$ tel que :

$$p_{ij} = P_r(s_{t+1} = j \mid s_t = i); \qquad \sum_{j=1}^{M} p_{ij} = 1 \quad \forall\, i, j \in \{1, \ldots\ldots, M\} \qquad \textbf{(9)}$$

[71] Où tous les paramètres sont autorisés à changer de régime.

Où p_{ij} est la probabilité de passer d'un régime i à un régime j.

Krolzig (1997) propose une généralisation au modèle MS-VAR en faisant dépendre les paramètres au régime en vigueur. Ainsi, une typologie de modèles est définie ; MSI (Markov Switching VAR avec constante), MSH (MS-VAR avec hétéroscédasticité), MSA (MS-VAR avec paramètres autorégressifs).

Pour analyser les différents régimes, nous calculons trois types de probabilités ; la probabilité filtrée (*Filtered probability*) donnée par $\Pr(S_t|Y_t)$, la probabilité prévue (*Predicted probability*), donnée par $\Pr(S_t|Y_{t-1})$ et la probabilité lissée, tel que $\Pr(S_t|Y_T)$, Y_t représente les réalisations historiques de la variable *y* jusqu'à la date t, pour $0 < t \leq T$.

L'estimation du maximum de vraisemblance de ce processus se fait en utilisant l'algorithme EM (*Expectation Maximization*), proposé par Demster, Laird et Rubin (1977). Dans l'étape « Expectation », une inférence est constituée sur la chaîne de Markov caché pour les paramètres à estimer. Au niveau de la deuxième étape « Maximization », les paramètres de la chaîne de Markov cachée inférée, sont réestimés. Ces deux étapes sont répétées jusqu'à la convergence de l'algorithme. Ainsi, l'algorithme EM permet d'estimer les paramètres du modèle, propres à chaque régime, la matrice des probabilités de transition et les probabilités lissées.

4.4.1.2 Modèle MS-VAR multivarié

Pour étudier les changements de régimes simultanés des séries, nous utilisons le modèle MS-VAR. Cette généralisation nous permet de définir un modèle où plusieurs variables sont considérées conjointement, et d'identifier les changements des co-mouvements entre les états.

Pour un processus (R_t), le modèle MS-VAR se présente comme suit :

$$R_t = \mu_{St} + \sum_{i=1}^{p} A_{i,St} R_{t-i} + B_{St}\varepsilon_t \qquad \textbf{(10)}$$

Avec,

$R_t = (r_{1t}, r_{2t}, \ldots\ldots, r_{kt})$ est un vecteur de dimension k, k étant le nombre de variables endogènes, r_t est un vecteur de rendement d'un actif financier de dimension T, T étant la taille de l'échantillon,

μ_{St} est un vecteur de constantes, $A_{i,St}$ sont les matrices de coefficients autorégressifs du modèle VAR pour l'état S_t $(S_t = 1, \ldots, M)$. $B_{St}\varepsilon_t$ sont des matrices qui correspondent à la

forme réduite des perturbation et $\varepsilon_t \sim N(0, I_k)$, I_k est une matrice de variance-covariance identité.

$B_{St}\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma s_t)$ avec Σs_t est la matrice de variance-covariance des résidus $B_{St}\varepsilon_t$, qui dépend également du régime, donnée par :

$$\Sigma s_t = E(B_{St}\varepsilon_t \, \varepsilon_t' \, B_{St}') = B_{St}E(\varepsilon_t \, \varepsilon_t')B_{St}' = B_{St}I_k B_{St}' = B_{St}B_{St}' \qquad \textbf{(11)}$$

S_t est une variable inobservable du changement de régimes et qui suit un processus de Markov caché. Elle est définie par les probabilités de transition p_{ij} (*Equation 9*). L'estimation du modèle fait appel à l'algorithme EM.

La méthodologie détaillée ci-dessus, a été implémentée sur *MATLAB R2015b,* en référence au package « MS_Regress 1.09 » de Marcelo Perlin.

4.4.2. Modèles DCC-MVGARCH

Afin de détecter une éventuelle présence du phénomène de contagion entre le marché boursier, obligataire et des CDS, nous allons appliquer un modèle GARCH multivarié à corrélation conditionnelle dynamique (DCC-MVGARCH) sur les résidus issus des estimations MS-VAR réalisées sur les différents actifs financiers (Engle et Sheppard (2001)). Ceci nous permettra entre autre, de filtrer l'hétéroscédasticité contenue dans ces résidus.

L'avantage du modèle DCC-MVGARCH est de permettre à la matrice des corrélations conditionnelles de varier dans le temps[72]. La démarche de son estimation comporte deux étapes. La première étape consiste à appliquer un processus GARCH univarié[73] sur chaque série étudiée. Dans la deuxième étape, les résidus obtenus de la première étape sont utilisés pour standardiser les résidus des séries étudiées. A partir de ces résidus standardisés, nous obtenons les paramètres de la matrice des corrélations dynamiques.

Selon Engle et Sheppard (2001) le modèle DCC-MVGARCH suppose que les rendements de k actifs suivent une loi normale multivariée conditionnelle, d'espérance nulle et dont

[72] Les travaux d'Engle et Sheppard (2001) constituent une extension au modèle CCC-GARCH multivarié de Bollerslev (1990). Ce modèle considère des corrélations conditionnelles constantes dans le temps.

[73] A l'instar de Chiang et al. (2007), Hwang et al. (2010) et Buchholz et Tonzer (2013), c'est la spécification GARCH(1,1) qui sera considérée dans ce travail. Ces auteurs suggèrent que cette spécification est suffisante pour bien capturer la dynamique de la variance.

la matrice de covariance est notée H_t. Les rendements peuvent avoir une moyenne nulle ou être des résidus issus d'une série filtrée[74] :

$$\varepsilon_t | \mathcal{F}_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

Et

$$H_t \equiv D_t R_t D_t$$

$\mathcal{F}_t$ est la matrice des informations disponibles jusqu'à la date t. ε_t sont les résidus de nos actifs financiers issus de l'application des modèles MS-VAR dans la section précédente.

D_t est une matrice diagonale de dimension $k \times k$ des écarts-types dynamiques, issus des processus GARCH univariés, avec $\sqrt{h_{it}}$ l'élément i de la diagonale. Le modèle GARCH univarié est présenté comme suit :

$$H_{it} = \omega_i + \sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} \varepsilon_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} h_{it-p}$$

H_{it} est la variance conditionnelle, pour $i = 1, 2, \dots, K$. Les restrictions de non-négativité et de stationnarité imposées à ce modèle sont similaires au GARCH usuel, tel que :

$$\sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} h_{it-p} < 1$$

R_t est une matrice de corrélation variable dans le temps donnée par :

$$R_t = Q_t^{*-1} \, Q_t \, Q_t^{*-1}$$

La structure des corrélations dynamiques est exprimée comme suit :

$$Q_t = (1 - \sum_{m=1}^{M} \alpha_m - \sum_{n=1}^{N} \beta_n) \overline{Q} + \sum_{m=1}^{M} \alpha_m \, (\eta_t - m \eta'_{t-m}) + \sum_{n=1}^{N} \beta_n Q_{t-n}$$

$\bar{Q}$ est une matrice de covariance non conditionnelle des résidus standardisés obtenus par le modèle GARCH univarié.

$\eta_t = (\eta_{1t}\beta, \dots\dots, \eta_{Nt})'$ est un vecteur des résidus des k actifs et qui sont standardisés par leurs écarts-types conditionnels issus des modèles GARCH univariés ($\eta_{it} = \frac{\varepsilon_{it}}{\sqrt{h_{it}}}$).

[74] MS-VAR dans notre étude.

Q_t^* est une matrice dont la diagonale est composées de la racine carrée des éléments diagonaux, q_{ij} de Q_t.

α et β sont des paramètres à estimer et M et N sont les retards à spécifier.

La matrice de corrélation dynamique R_t aura la forme : $\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{\sqrt{q_{ii}q_{jj}}}$, pour $i \neq j$.

L'estimation du modèle DCC-MVGARCH fait appel à la méthode du maximum de vraisemblance. La fonction de vraisemblance est donnée par :

$$L = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(klog(2\pi) + log(|H_t|) + \varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t)$$

$$= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(klog(2\pi) + log(|D_t R_t D_t|) + \varepsilon_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1}\varepsilon_t)$$

$$= -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(klog(2\pi) + log(|D_t|) + log(|R_t|) + \eta_t' R_t^{-1}\eta_t)$$

Avec $\eta_t \sim N(0, R_t)$ les résidus des k actifs standardisés par leurs écarts-types conditionnels issus des modèles GARCH univariés.

La méthodologie détaillée ci-dessus a été implémentée avec *MATLAB R2015b*, à travers la toolbox UCSD-GARCH de Kevin Shepard.

4.5. Etude économétrique

4.5.1. Analyse univariée

Dans cette partie, nous allons étudier les rendements des neufs actifs financiers à travers un modèle autorégressif univarié à changement de régime (MS-AR) et ce, sur la période 02 janvier 2006 jusqu'à la mi-avril 2016. Pour les indices boursiers, les rendements sont exprimés en différence logarithmique, pour les obligations et les CDS, ils sont estimés en différence première.

Les actifs financiers des groupes G1, G2 et G3, sont modélisés à travers un modèle AR(1), où seule la variance change de régime[75]. Dans le cadre de ce travail, nous supposons que le nombre de régimes est égal à 2 ($M = 2$).

[75] Pour le choix de ce modèle, nous avons estimé différents modèles où nous faisons varier à chaque fois le nombre de retard p de 1 à 4. Pour chaque nombre de retard considéré, nous avons testé un modèle où, seule la variance change de régime et un autre où simultanément, la moyenne et la variance changent de régime. En se référant au critère d'information bayésien

Le *tableau 4.4* rapporte les résultats des estimations du modèle MSH-AR appliqué sur les rendements de chacun des actifs. Nous pouvons clairement identifier que les séries considérées changent bien de régime. En effet, les probabilités de transition p_{11} et p_{22} sont statistiquement significatives au seuil de 1%, avec des valeurs qui oscillent entre 0,99 et 0,94. Par ailleurs, nous constatons que les volatilités estimées dans l'état 1 sont inférieures à celles de l'état 2. Ce résultat suggère que le régime 1 est associé à un régime de faible volatilité, alors que le régime 2 présente un régime de forte volatilité.

Le calcul de la durée[76] de chacun des deux régimes indique que l'état 1 est plus persistant que l'état 2 car, le régime 1 est plus long que le régime 2. Par exemple, pour l'indice G2, le régime 1 dure 124 semaines, contre 17 semaines pour le régime 2. Nous pouvons ainsi estimer que le régime stable de l'indice G2 va durer 124 semaines, avant de passer vers le régime 2 de forte volatilité. Ce dernier régime va durer 17 semaines, avant que l'indice G2 passe une nouvelle fois vers le régime 1, et ainsi de suite.

TABLEAU 4.4 - Estimations des modèles MSH-AR(1) sur les rendements des actifs financiers

	Indice G1	Bond G1	CDS G1	Indice G2	Bond G2	CDS G2	Indice G3	Bond G3	CDS G3
Volatilité état 1	6,236	0,006	0,616	5,762	0,006	2,218	6,873	0,010	2,268
Volatilité état 2	53,543	0,017	46,079	38,485	0,026	131,132	42,483	0,056	443,016
p11	0,99	0,99	0,96	0,99	0,99	0,96	0,99	0,99	0,95
p22	0,95	0,98	0,95	0,94	0,96	0,96	0,95	0,96	0,98
Durée état 1	189,25	87,32	22,40	124,11	92,68	28,41	120,72	68,53	19,96
Durée état 2	18,52	49,74	19,67	16,90	27,41	23,30	19,11	23,94	52,90

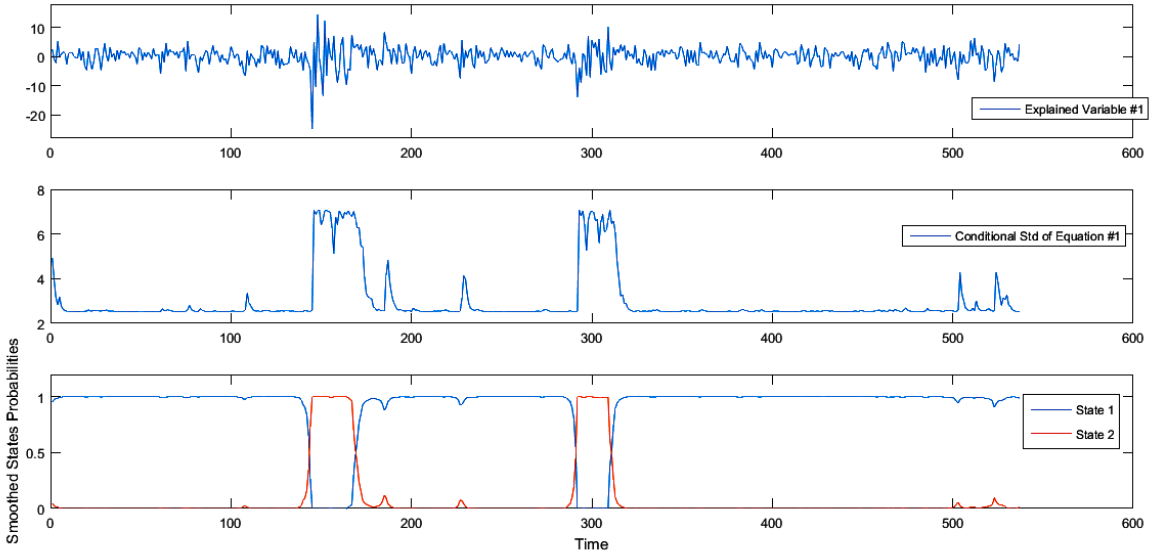
Note : Ce tableau présente les résultats des estimations des modèles univariés sur les rendements des neufs actifs financiers, entre le 02 janvier 2006 et 15 avril 2016. Les volatilités et les probabilités de transitions sont toutes significatives au seuil de 1%.

Les *figures 4.7, 4.8 et 4.9* exposent l'évolution des rendements hebdomadaires des trois actifs financiers étudiés, leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle MSH-AR (1) et ce, pour chaque groupe de pays (G1, G2 et G3). Ces figures démontrent bien la présence de deux régimes de faible et de forte volatilité dans les rendements des indices, obligations et CDS. Ils nous permettent également d'étudier les liens qui existent entre les groupes de pays pour le même type d'actif, et entre les classes d'actifs à travers les différents groupes.

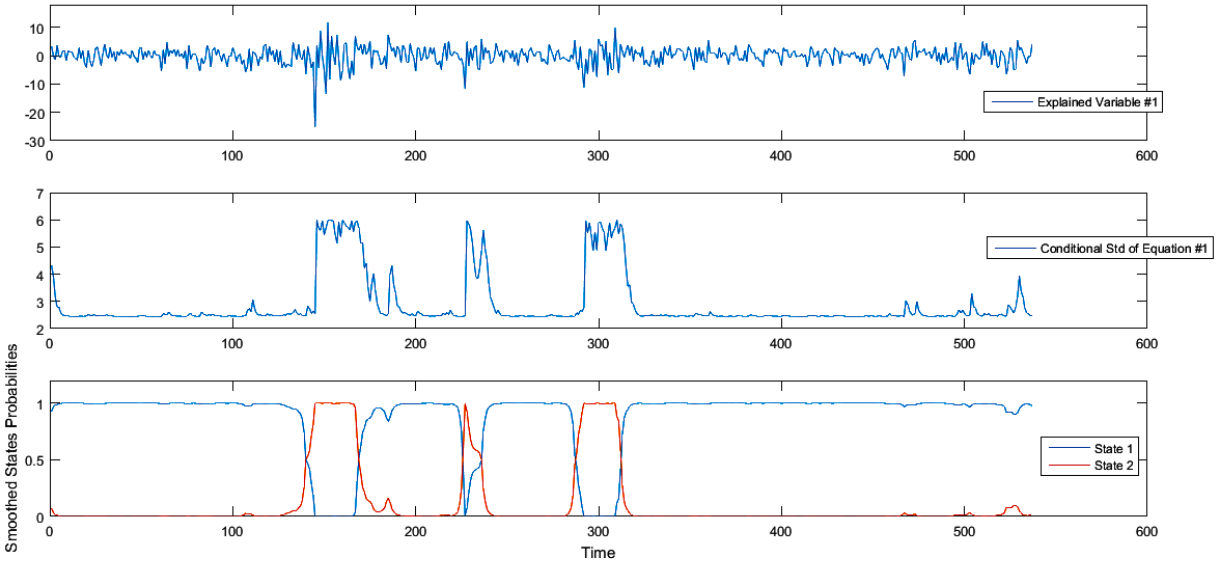
(BIC), c'est le modèle d'ordre 1 avec changements de régimes uniquement dans la variance qui minimise ce critère.

[76] A l'aide des probabilités de transition nous pouvons estimer la durée du régime E(d). Elle est calculée comme suit : $E(d) = \frac{1}{1-p_{jj}}$ avec $j = 1, 2, \dots, M$.

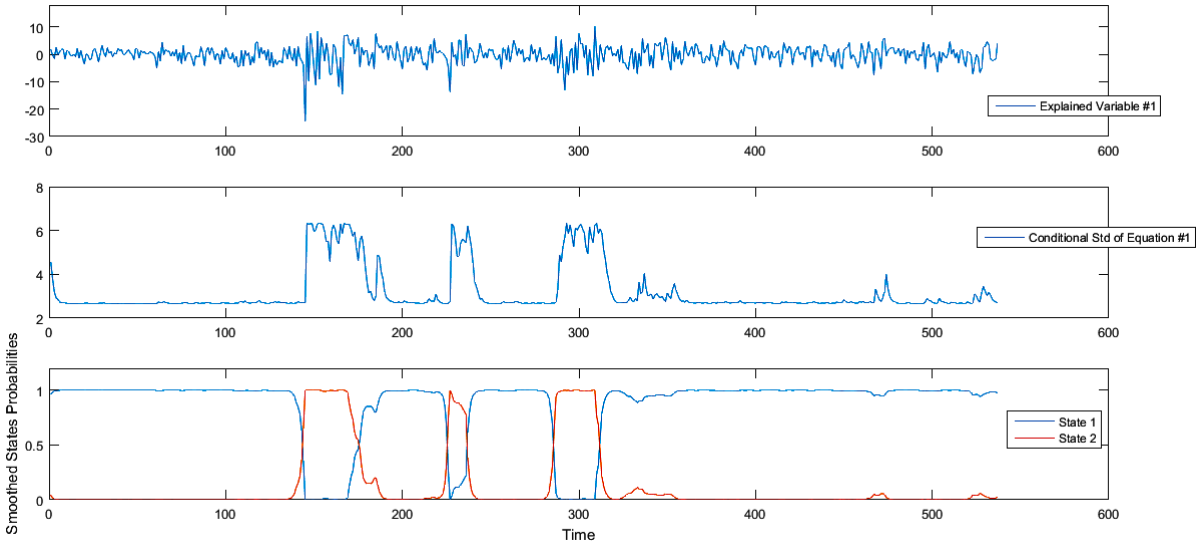
FIGURES 4.7 - Probabilités de changements de régimes du MSH-AR pour les rendements des indices boursiers par groupe de pays



Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des **indices boursiers**, leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle MSH-AR(1) pour le **groupe 1 (G1)**. L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations).



Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des **indices boursiers**, leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle MSH-AR(1) pour le **groupe 2 (G2)**. L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations).



Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des **indices boursiers**, leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle MSH-AR(1) pour le **groupe 3 (G3)**. L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations).

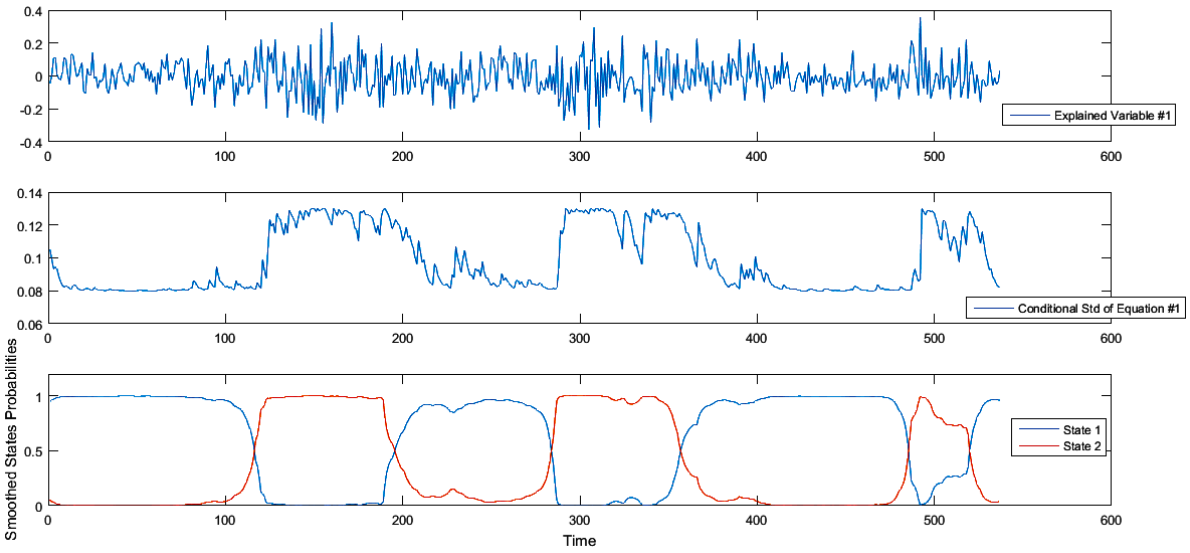
Une observation des *figures 4.7* nous permet de constater que les changements de régime de la volatilité des rendements des indices boursiers des groupes G1, G2 et G3 sont amorcés simultanément suite à la faillite de *Lehman brothers* en septembre 2008 (observation 142). Cette phase d'intensité s'est achevée en mars 2009 pour G1, en avril 2009 pour G2 et en mai 2009 pour G3. Suite à un régime de faible volatilité, les indices des groupes G2 et G3 ont connu simultanément une courte phase de forte volatilité entre mi-mai, mi-juillet 2010. Ensuite après une phase de tranquillité, les trois groupes G1, G2 et G3 sont entrés dans une phase d'instabilité à partir du début de juillet 2011 pour G2 et G3, et d'août de la même année pour G1 (observations aux alentours de 300). Cette phase a duré jusqu'à fin décembre 2011 et a été marquée par la montée du risque souverain dans la zone euro[77] surtout sur la Grèce[78], ce qui a conduit à une déprime des bourses surtout entre juillet, août et septembre 2011[79]. A partir de janvier 2012, les indices G1, G2 et G3 ont connu une phase de stabilité, jusqu'à la fin de la période étudiée.

[77] En juillet 2011, Moody's a dégradé la note du Portugal et de l'Irlande à la catégorie spéculative. Le 07/10/2011, Fitch a abaissé les notes souveraines de l'Espagne de 2 crans à AA- et de l'Italie d'un cran à A+.

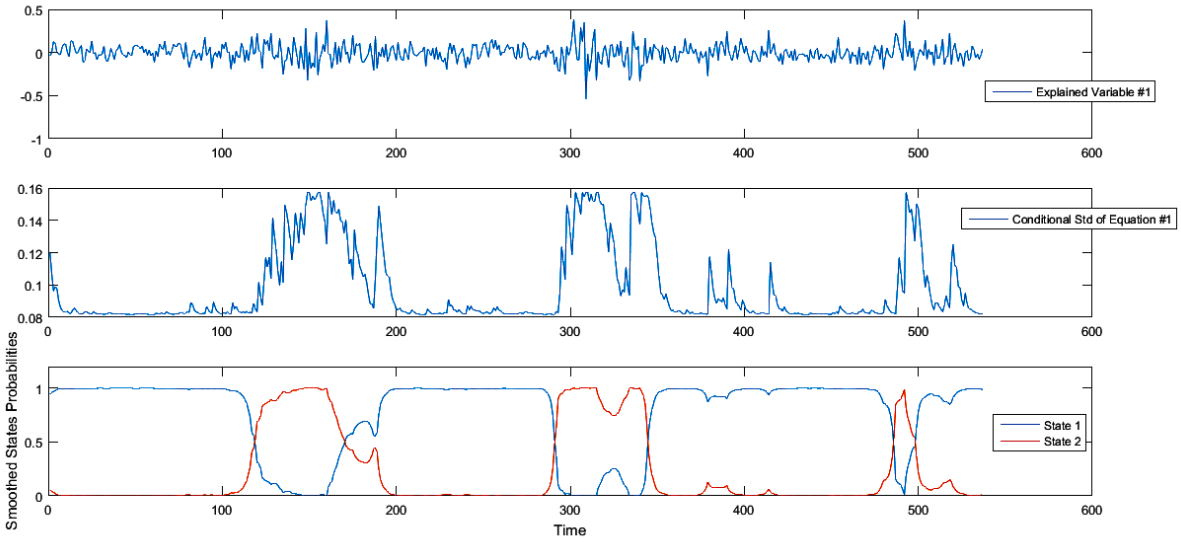
[78] En octobre de la même année, face à l'aggravation de la récession en Grèce, l'UE lui a donné son accord pour un deuxième plan d'aide de 237 milliards d'euros qui comprend l'annulation de 50% de sa dette contractée auprès de créanciers privés.

[79] Au cours de cette période, plusieurs séances boursières ont été qualifiées de « noires », notamment les lundis 5 et 12 septembre 2011. A titre d'exemple, à Paris, le CAC 40 a enregistré une chute de presque 30% entre le 30/06/2011 et 23/09/2011.

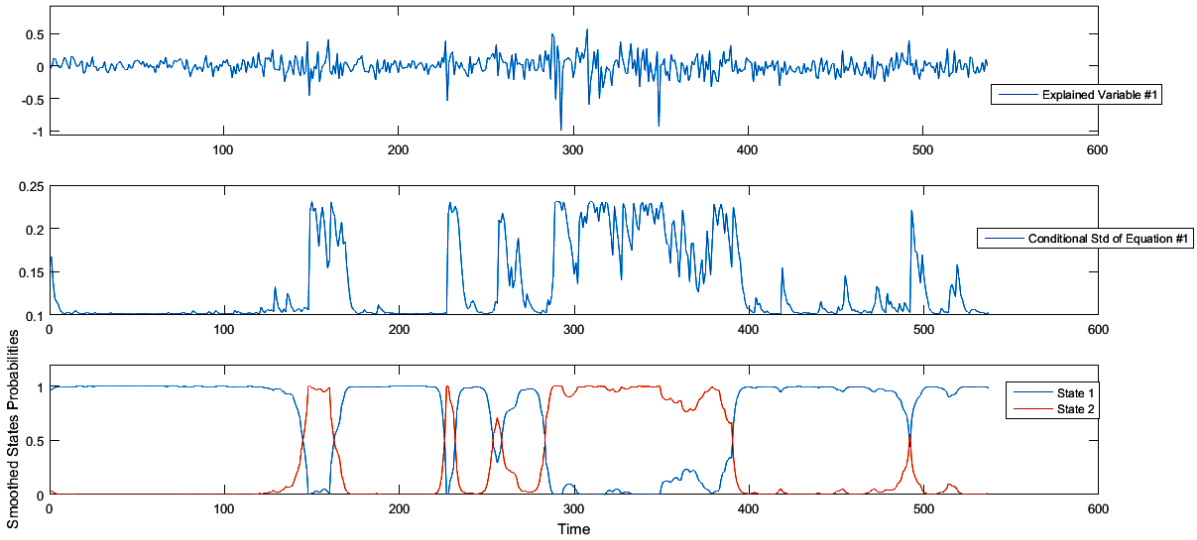
FIGURES 4.8 - Probabilités de changements de régimes du MSH-AR pour les rendements des obligations souveraines par groupe de pays



Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des **obligations souveraines** à 10 ans, leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle MSH-AR(1) pour le **groupe 1 (G1)**. L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations).



Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des **obligations souveraines** à 10 ans, leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle MSH-AR(1) pour le **groupe 2 (G2)**. L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations).

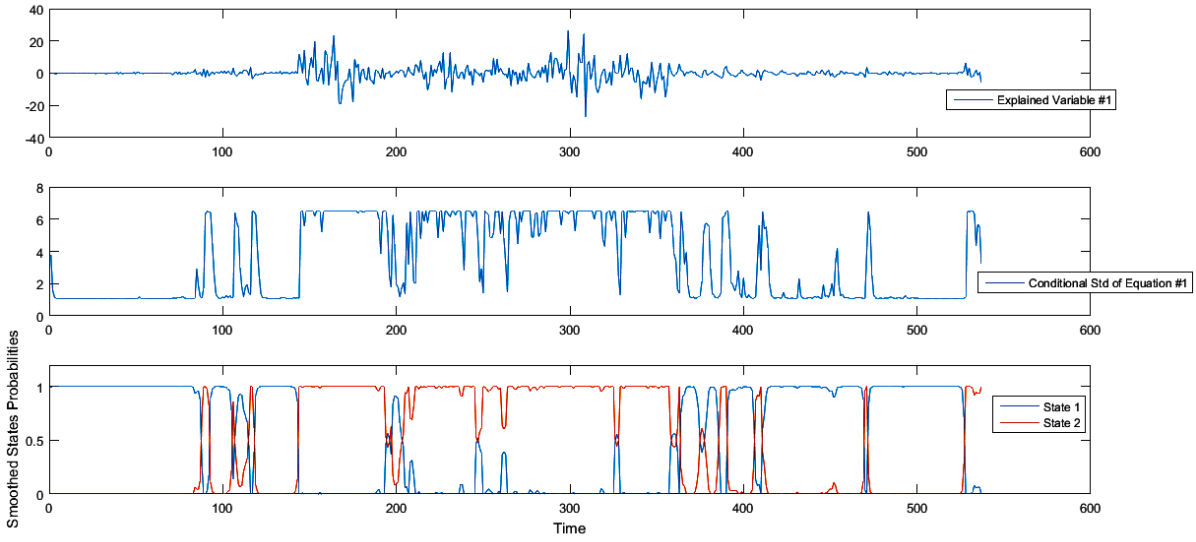


Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des **obligations souveraines** à 10 ans, leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle MSH-AR(1) pour le **groupe 3 (G3)**. L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations).

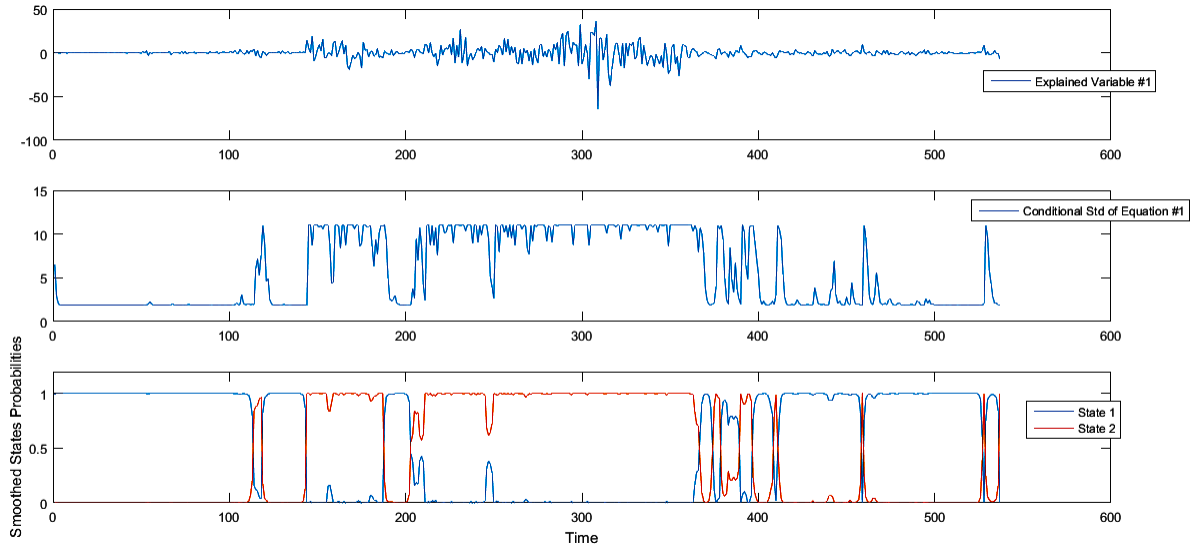
Un examen des *figures 4.8* montre que les obligations des groupes G1 et G2 sont entrées simultanément dans un régime de forte volatilité (Etat 2) à partir d'avril 2008 (aux alentours de l'observation 118), suite à l'aggravation de la crise financière amorcée au cours de l'été 2007 aux États-Unis. Pour G3, la faillite de *Lehman Brothers* en septembre 2008 a marqué son entrée dans le régime de forte volatilité. Ce même groupe (G3) a connu une courte période d'instabilité fin avril 2010 (aux alentours de l'observation 226), pouvant être expliquée par l'abaissement des notations souveraines de l'Espagne, de la Grèce et du Portugal par S&P. Ensuite, les groupes G1, G2 et G3, sont simultanément inscris dans un régime de forte volatilité à partir de l'été 2011 (juste avant l'observation 300). Cette phase correspond à la période la plus intense de la crise de la zone euro, marquée par une montée de l'aversion au risque de défaut grec et sa propagation vers d'autres pays de l'UEM (reflétée par la dégradation de leurs notes souveraines). L'annonce de la mise en place du programme OMT (Outright Monetary Transactions) par la BCE en septembre 2012 (aux alentours de l'observation 346), qui est destiné au rachat illimité des dettes des pays fragiles, a constitué un point de retournement vers le régime de faible volatilité pour G1 et G2. Pour G3, bien que cette annonce ait joué favorablement à la baisse de la volatilité du rendement de ses obligations, la sortie du régime d'instabilité ne s'est opérée qu'en juillet 2013. Ensuite, un régime de faible volatilité a caractérisé l'évolution des obligations souveraines de ce groupe. Vers la fin de la période en mai 2015 (aux alentours de l'observation 485), nous constatons le retour vers un régime de forte volatilité, plus franche pour G1 et G2. Ce

comportement a été déclenché en réponse à la crise entre le gouvernement grec et les autorités européennes, en raison des mesures d'austérité drastique imposées et est intensifié par un mouvement de panique causé par la chute des bourses chinoises entre août et septembre 2015. Le début de 2016 a marqué une période de faible volatilité sur les marchés obligataires des pays de notre échantillon.

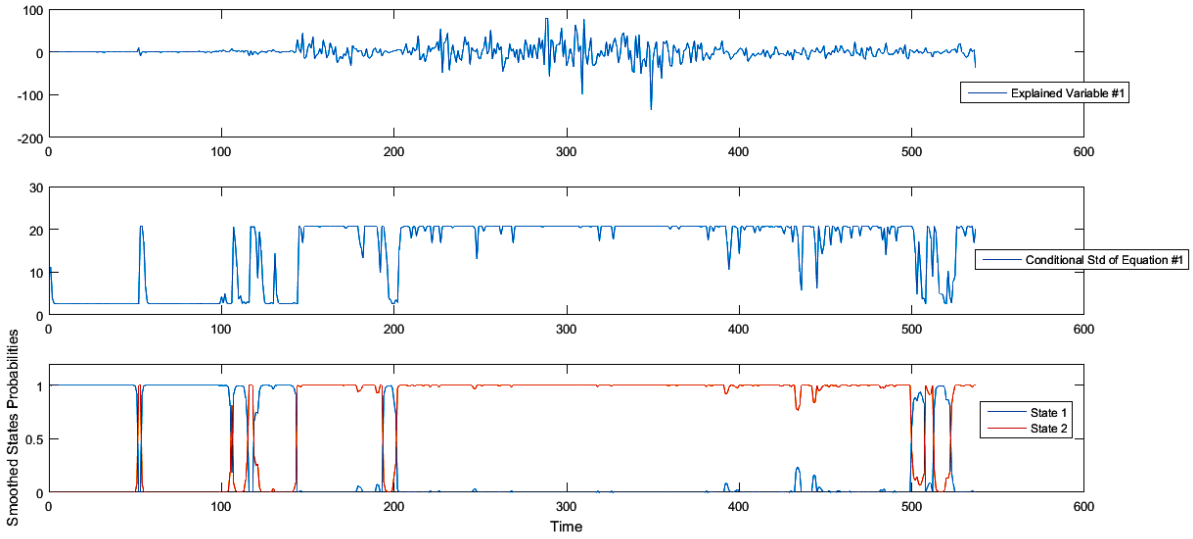
FIGURES 4.9 - Probabilités de changements de régimes du MSH-AR pour les rendements des CDS souverains par groupe de pays



Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des **CDS souverains** à 5 ans, leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle MSH-AR(1) pour le **groupe 1 (G1)**. L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations).



Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des **CDS souverains** à 5 ans, leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle MSH-AR(1) pour le **groupe 2 (G2)**. L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations).



Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des **CDS souverains** à 5 ans, leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle MSH-AR(1) pour le **groupe 3 (G3)**. L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations).

Pour les CDS souverains à 5 ans (*Figures 4.9*), nous remarquons que les rendements des CDS des différents groupes se sont inscris dans des multiples transitions déclenchées par la crise des sub-primes et son aggravation à partir de l'été 2007. L'entrée dans une phase de volatilité accrue s'est concrétisée en septembre 2009 (observation 142) avec la faillite de *Lehman Brothers*, tout comme les indices boursiers et les obligations souveraines du groupe G3. Puis, une phase de stabilité relative a caractérisé la volatilité des rendements des CDS des trois groupes, avant d'être interrompue par le dévoilement du déficit et d'endettement publics grecs, reflétant fidèlement la situation économique de ce pays, en octobre 2009. Ainsi, à partir de novembre 2009, le groupe G3 s'est empêtré dans une phase de forte volatilité jusqu'au juillet 2015 (observation 500). Cette phase a été moins longue pour G1 et G2, jusqu'à la fin de 2012 (aux alentours de l'observation 362) et caractérisée par certains chocs à la baisse de la volatilité, particulièrement pour G1. A partir du début de 2013, les rendements des CDS souverains des groupes G1 et G2 ont connu une période de stabilité relative, altérée par des chocs de volatilité à la hausse simultanés entre ces deux groupes, notamment en avril 2013[80] (aux alentours de l'observation 376), en juin 2013[81] (aux alentours de l'observation 387) et en novembre

[80] Le 19 avril 2013, Fitch a dégradé la note de la dette souveraine du Royaume-Unis d'un cran à AA+.
[81] Le 19 juin 2013, le Président de la FED a déclaré l'arrêt progressif des rachats des bons de Trésor et des titres hypothécaires, ce qui a créé un mouvement de panique sur les marchés financiers.

2013[82] (aux alentours de l'observation 410). La fin de la période a été de nouveau marquée par des chocs de volatilité, à partir de juillet 2015 pour G3 et en février 2016 pour G1 et G2.

Cet examen des phases de transitions des rendements respectifs des actifs financiers, sur la période janvier 2006 – mi-avril 2016, nous a permis d'abord, de mettre en exergue l'existence de coïncidences relatives entre les deux régimes pour un même type d'actif entre différents groupes de pays. Ensuite, une analyse plus approfondie des mouvements des rendements de ces trois actifs nous permet de détecter des comportements similaires entre eux autour de certaines dates. Nous constatons en effet, l'entrée simultanée des indices boursiers des trois groupes avec les obligations de G3 dans le régime de forte volatilité à la faillite de *Lehman Brothers* (septembre 2008). A cette même date, une transition conjointe a été examinée pour la paire indice-CDS pour G1, G2 et G3. Egalement, à partir de l'été 2011, nous avons observé un co-mouvement de la paire indice-obligation pour les trois groupes vers l'état 2, suite à l'intensification de la crise de la zone euro.

Enfin, même si cette analyse univariée nous ne permet pas de détecter directement les liens existants entre les trois actifs financiers, elle met néanmoins, en avant la présence des relations entre eux. L'objet de la section suivante est de mener une analyse des modèles multivariés de changement de régimes, où les rendements des actifs financiers, liés à chaque groupe de pays sont étudiés conjointement.

4.5.2. Analyse multivariée

Dans cette partie, pour chaque groupe de pays, nous allons considérer un modèle qui intègre conjointement les trois actifs financiers, à savoir les indices boursiers, les obligations souveraines et les CDS souverains. A travers cette analyse multivariée, nous allons déterminer pour chaque groupe de pays une matrice des coefficients de corrélation entre les rendements des différents actifs, et ce pour chaque régime. Le but est d'examiner la présence de relations entre eux et de déterminer leur nature. Pour les indices boursiers, les rendements sont exprimés en différence logarithmique, pour les obligations et les CDS, ils sont estimés en différence première.

Le modèle à estimer considère que seule la matrice de variance-covariance des innovations change de régime, avec un nombre de retard égal à 1. Nous supposons que

[82] En novembre 2013, S&P a abaissé les notes souveraines de la France à AA et des Pays-Bas à AA+, lui faisant perdre son triple A.

le nombre de régimes est égal à 2 ($M = 2$). L'équation à estimer se présente comme suit :

$$R_t = A_1 R_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t | s_t \sim N(0, \Sigma s_t)$$

$R_t = \{Indice, Bond, CDS\}$ est un vecteur de dimension 3, intégrant les rendements des trois actifs financiers, A_1 est la matrice des coefficients autorégressifs et ε_t est le vecteur de bruits blancs, Σs_t est la matrice de variance-covariance qui dépend du régime, s_t est la variable inobservable du changement de régimes qui suit un processus de Markov caché.

Le *tableau 4.5* rapporte les volatilités estimées des rendements hebdomadaires respectifs, des indices boursiers, des obligations et des CDS. Une comparaison de ces volatilités à travers les états nous permet de constater la hausse importante de leurs valeurs en passant de l'état 1 à l'état 2. Ce résultat nous permet donc, d'identifier un régime de faible volatilité (Etat 1) et un autre de forte volatilité (Etat 2)[83]. Nos résultats suggèrent également que l'état 2 correspond à une période de très forte volatilité sur le marché des CDS souverains à 5 ans.

TABLEAU 4.5 - Volatilités estimées des rendements hebdomadaires des actifs financiers par groupe de pays et par état

	G1	G2	G3
Etat 1			
Indice	6,039	6,137	6,419
Bond	0,708	0,805	0,977
CDS	0,768	4,346	44,401
Etat 2			
Indice	15,906	14,450	20,602
Bond	1,422	1,605	4,162
CDS	47,721	127,877	734,811

Note : Ce tableau présente les résultats des estimations des trois modèles multivariés pour G1, G2 et G3, entre 02 janvier 2006 et 15 avril 2016 (537 observations). Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1%.

Un examen des corrélations entre les rendements des actifs financiers (*tableau 4.6*), montre que la nature des relations est fonction en effet, du groupe de pays et de la classe d'actif en question. Ainsi, nous remarquons l'existence d'une corrélation positive entre les indices boursiers et les obligations souveraines au sein des pays « sans risque » (G1 et G2). Cette corrélation augmente en passant du régime 1 de faible volatilité vers le régime 2 de forte volatilité, pouvant indiquer la présence d'un phénomène de fuite vers les obligations les moins risquées. En effet, une augmentation de la corrélation positive

[83] Ce résultat est aussi confirmé par les valeurs des probabilités de transition p_{11} et p_{22} qui sont statistiquement significatives au seuil de 1%, et oscillent entre 0,99 et 0,95, respectivement (*Annexe 4.3*).

entre ces deux actifs (indice boursier et obligation) signifie qu'une chute des prix des actions entraîne une diminution des taux d'intérêt de l'obligation. Or une diminution des taux d'intérêt est synonyme d'une hausse des prix, reflétant ainsi, une ruée des investisseurs vers les obligations des pays « cœur ».

La corrélation entre les indices boursiers et les obligations du G3 est quant à elle négative et devient plus importante dans l'état 2. Ce comportement augure de la présence d'un phénomène de contagion entre ces deux actifs (indice boursier et obligation) du fait qu'une chute des prix des actions implique une ascension des taux d'intérêt et donc une baisse des prix obligataires. Cette relation est aussi observée entre les indices et les CDS, dont les primes sont également considérées comme des taux d'intérêt.

Par ailleurs, nous vérifions la positivité des liens entre les obligations et les CDS souverains des groupes G2 et G3 dans les deux régimes, plus importante entre la paire G3-G3. Nous pouvons ainsi déduire la montée du risque sur les marchés obligataires de ces pays pendant notre période étudiée. En revanche, une relation négative contre-intuitive est observée entre les obligations et les CDS du groupe G1, plus prononcée dans le régime de forte volatilité. Ceci indique que la diminution des taux d'intérêt obligataires est accompagnée par une augmentation des primes des CDS. Nous suggérons que ce comportement n'est pas lié à une atténuation du risque sur les marchés obligataires, mais plutôt à une fuite des investisseurs vers les actifs les plus sûrs, en l'occurrence les obligations des pays « cœur ».

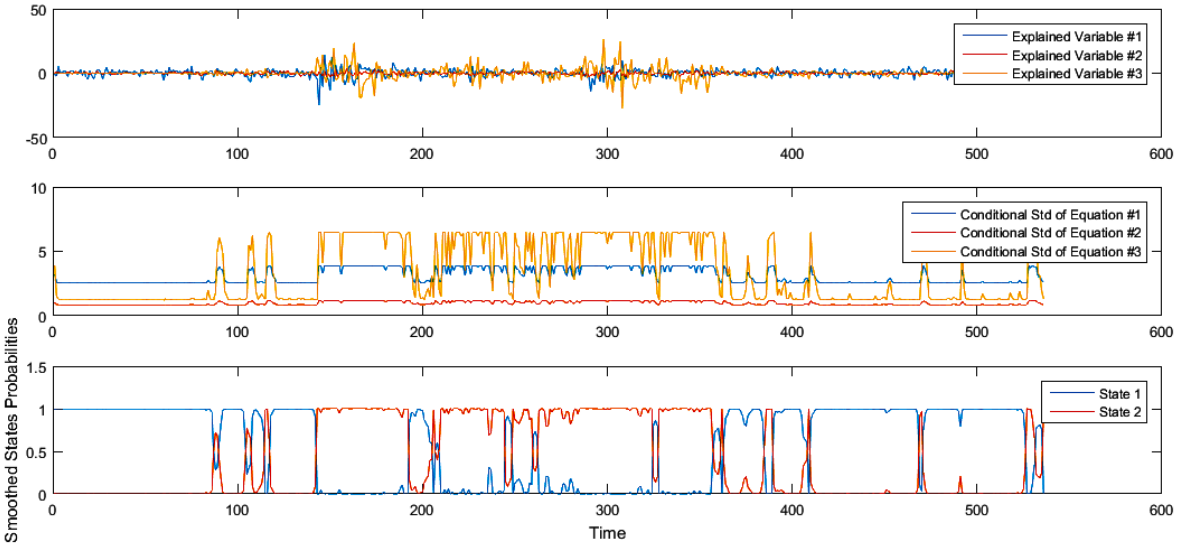
TABLEAU 4.6 - Matrice des coefficients de corrélation entre les rendements hebdomadaires des actifs financiers, par groupe de pays et par état

		Etat 1 : Faible volatilité			Etat 2 : Forte volatilité		
		Indice	**Bond**	**CDS**	**Indice**	**Bond**	**CDS**
Groupe 1	**Indice**	1,000	0,244	-0,207	1,000	0,350	-0,507
	Bond	0,244	1,000	-0,086	0,350	1,000	-0,204
	CDS	-0,207	-0,086	1,000	-0,507	-0,204	1,000
Groupe 2	**Indice**	1,000	0,131	0,056	1,000	0,225	-0,374
	Bond	0,131	1,000	0,081	0,225	1,000	0,112
	CDS	0,056	0,081	1,000	-0,374	0,112	1,000
Groupe 3	**Indice**	1,000	-0,162	-0,518	1,000	-0,307	-0,597
	Bond	-0,162	1,000	0,463	-0,307	1,000	0,621
	CDS	-0,518	0,463	1,000	-0,597	0,621	1,000

Note : Ce tableau présente les coefficients de corrélation entre les rendements hebdomadaires des indices boursiers, obligations et CDS souverains. Ces coefficients ont été calculés à partir des matrices de covariances issues de l'estimation de chaque modèle multivarié. Le coefficient de corrélation, noté $\hat{\rho}_{ij}$ est déterminé comme suit : $\hat{\rho}_{ij} = \frac{\hat{\sigma}_{ij}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{ii}}\sqrt{\hat{\sigma}_{jj}}}$.

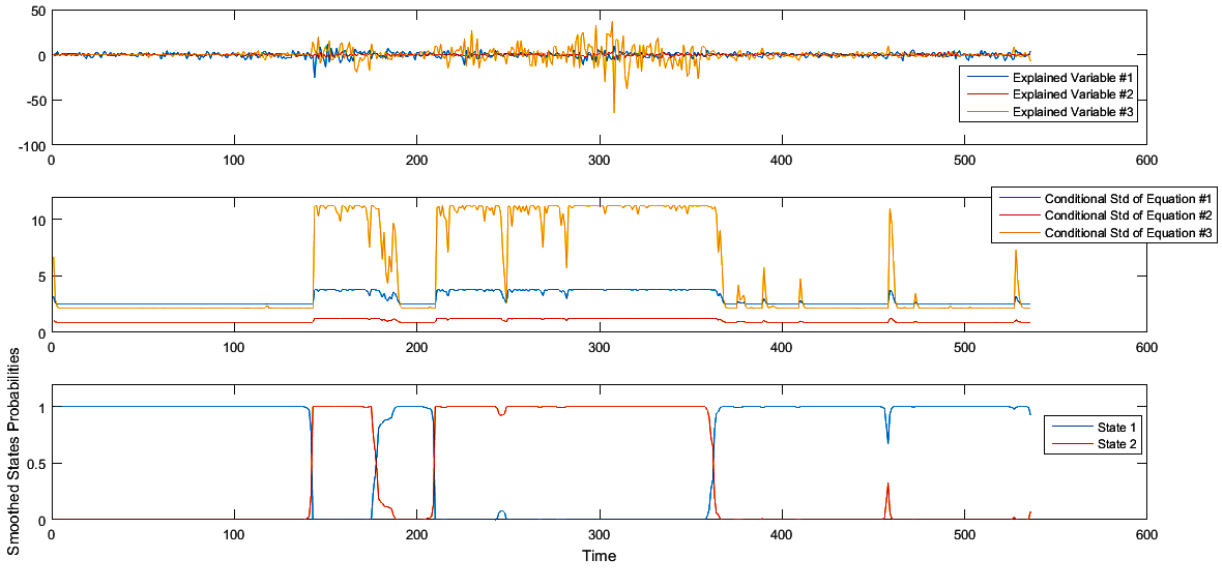
La corrélation entre les marchés financiers au sein d'un même groupe de pays peut également être étudiée à travers les *figures 4.10, 4.11 et 4.12*. Ces figures exposent l'évolution des rendements hebdomadaires des trois actifs financiers étudiés, leurs écarts-types et les probabilités lissées, issues de l'estimation du modèle multivarié MSH-VAR, relatif à chaque groupe de pays.

FIGURES 4.10 - Probabilités de changements de régimes du MSH-VAR pour les rendements des trois actifs financiers du groupe 1 (G1)



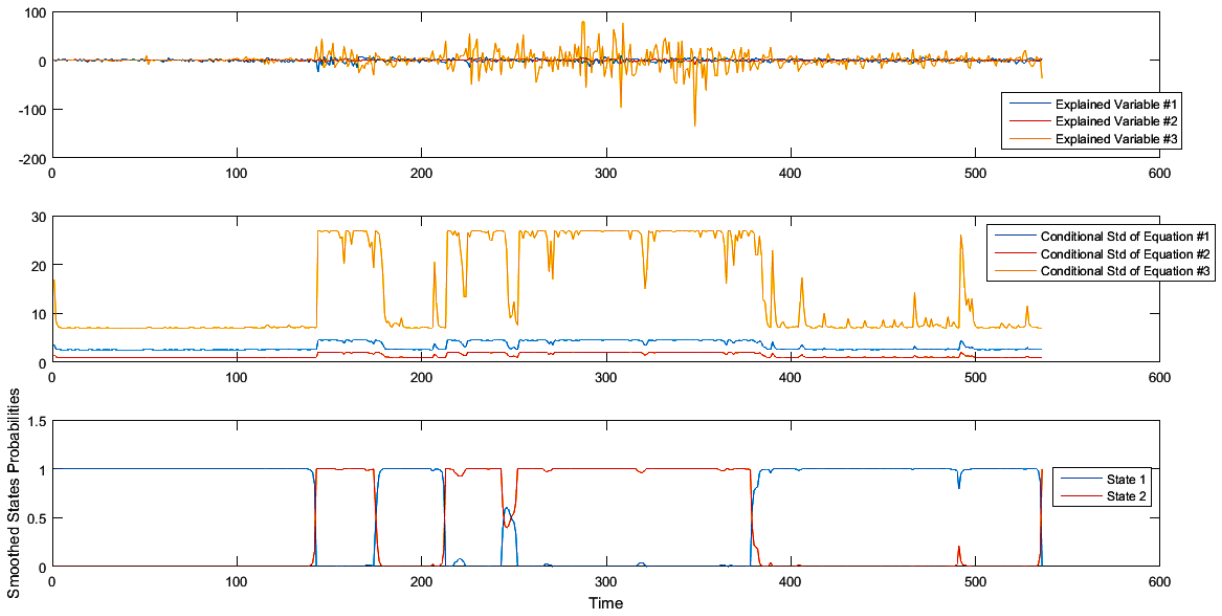
Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des indices boursiers (variable #1), des obligations souveraines (variable #2) et des CDS souverains (variable #3), leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation du modèle multivarié MSH-VAR (1). L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations). L'observation 100 =30/11/2007, l'observation 200 =30/10/2009, l'observation 300=30/09/2011, l'observation 400=30/08/2013, l'observation 500=31/07/2015.

FIGURES 4.11 - Probabilités de changements de régimes du MSH-VAR pour les rendements des trois actifs financiers du groupe 2 (G2)



Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des indices boursiers (variable #1), des obligations souveraines (variable #2) et des CDS souverains (variable #3), leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation multivariée du modèle MSH-VAR (1). L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 537 observations). L'observation 100=30/11/2007, l'observation 200 =30/10/2009, l'observation 300=30/09/2011, l'observation 400=30/08/2013, l'observation 500=31/07/2015.

FIGURES 4.12 - Probabilités de changements de régimes du MSH-VAR pour les rendements des trois actifs financiers du groupe 3 (G3)



Note : Cette figure présente (de haut en bas) l'évolution des rendements hebdomadaires des indices boursiers (variable #1), des obligations souveraines (variable #2) et des CDS souverains (variable #3), leurs écarts-types et les probabilités lissées issues de l'estimation multivariée du modèle MSH-VAR (1). L'étude couvre la période allant du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016 (soit 536 observations). L'observation 100=30/11/2007, l'observation 200 =30/10/2009, l'observation 300=30/09/2011, l'observation 400=30/08/2013, l'observation 500=31/07/2015.

Pour le groupe G1, la première transition simultanée de ses différents marchés financiers, d'un régime de faible volatilité (Etat 1) vers une courte période de forte volatilité (Etat 2) a été amorcée en août 2007 (avant l'observation 100), suite à l'effondrement du marché immobilier américain et le déclenchement de la crise financière. Après une période de stabilité temporaire, les marchés financiers du G1 ont connu de nouveau un choc entre décembre 2007 et janvier 2008. Cette période correspond à l'intensification de la crise des sub-primes et la multiplication des interventions des instances monétaires pour secourir le secteur bancaire, frappé de plein fouet par la crise[84]. En mi-janvier 2008, les bourses ont connu un mini-krach, marquant une chute des rendements boursiers et la transmission de la crise des sub-primes vers les marchés boursiers. Ensuite, une très brève phase de retour à la normale a été observée avant d'être interrompue par un court retournement vers le régime de forte volatilité. Cette période qui s'étend entre 22 février 2008 et le 28 mars 2008 a été caractérisée par une aggravation de la crise financière marquée par une montée de l'aversion pour le risque[85].

Ensuite, la faillite de *Lehman Brothers* a fait plonger les trois groupes G1, G2 et G3 dans un régime de forte volatilité (Etat 2), à partir de septembre 2008. Cette période de forte tension s'est poursuivie jusqu'à début mai 2009 pour G2 et G3 et s'est prolongée jusqu'à fin août pour G1[86]. Le renouement des marchés financiers des groupes G1, G2 et G3 avec le régime de faible volatilité n'a pas beaucoup duré. En effet, les trois groupes ont connu une transition simultanée vers le régime de forte volatilité à partir de novembre 2009 (pour G1 même un petit peu avant, en fin octobre) et ce en réaction aux déclarations du nouveau gouvernement grec élu sur les chiffres réels du déficit et de la dette publics grecs, le 16 octobre 2009.

Fin août 2010 (observation 244), une période de baisse relative de la volatilité pour G2 et G3, plus nette pour G1 a été observée. En effet, certaines bonnes informations, notamment la souscription de la totalité des emprunts obligataires émis par la Grèce, l'Espagne et le Portugal fin juillet 2010, ont poussé les marchés vers un régime de tranquillité. Mais, l'accentuation de la crise de la zone euro a inscrit de nouveaux les

[84] Le 18 décembre 2007, pour assurer de la liquidité au secteur bancaire, la BCE a offert aux banques en difficultés des prêts pour des montants illimités, à un taux fixe de 4,21% alors que le taux de marché était de 4,9%.
[85] A la fin de février, les cours du baril du pétrole et l'once d'or ont continué à battre les records en atteignant le 27 février 103$ et 967,7$, respectivement. Egalement, l'euro a dépassé 1,52$, suscitant les inquiétudes de la BCE.
[86] La deuxième quinzaine du mois d'août 2009 a été marquée par la publication des statistiques relativement satisfaisantes et meilleures que prévu sur l'économie de la zone euro au terme du deuxième trimestre de 2009.

marchés financiers dans une phase de forte tension. Cette période de forte volatilité s'est étendue jusqu'à mi-novembre 2012 (aux alentours de l'observation 365) pour G1 et G2 et fin mars 2013 pour G3. Pour G1, cette phase de tension a connu deux points de retournement vers le régime de faible volatilité : en décembre 2010 (aux alentours de l'observation 259), en mars 2012[87] (aux alentours de l'observation 324). G1 et G2 puis G3 sont ensuite inscris dans un régime de tranquillité (Etat 1). Pour G1 et G2, l'entrée simultanée dans le régime de faible volatilité est associée aux mesures d'intervention adoptées pour contourner la crise de la zone euro notamment, l'annonce par la BCE en septembre, de la mise en place du programme OMT (Outright Monetary Transactions), suivie par l'accord de création du Mécanisme Européen de Stabilité en octobre 2012, pour la recapitalisation des banques européennes.

Pour G2, le régime de stabilité a été observé jusqu'à la fin de notre période d'étude (mi-avril 2016), avec un faible choc enregistré entre septembre et octobre 2014 (aux alentours de l'observation 455). En effet, à fin septembre Moody's a maintenu sa perspective négative sur la dette souveraine de la France après l'avoir rétrogradé en novembre 2012 à Aa1. En octobre 2014, une hausse des préoccupations sur la dette souveraine de la France est apparue, après les publications de l'INSEE[88] relatives à la dette publique française au terme du 2ème trimestre 2014, s'affichant à 95% du PIB.

Pour G1, cette période de stabilité observée a été altérée par des courtes phases de haute volatilité notamment en juin 2013 (avant l'observation 400)[89], en décembre 2013 (après l'observation 400) et finalement vers la fin de 2014-début 2015.

A la fin de période, nous pouvons remarquer le début de périodes de tension sur les marchés financiers, particulièrement pour les groupes G1 et G3. Ce comportement qui débute en février 2016 est sans doute lié à la montée des inquiétudes quant à la sortie du Royaume-Unis de l'Unions européenne.

Enfin, nous avons examiné les statistiques des résidus issus de l'application du modèle MSH-VAR (1) sur les rendements hebdomadaires des neufs actifs financiers. Conformément à nos attentes, une comparaison du corrélogramme et du QQ plot de

[87] Adoption du premier plan d'aide pour la Grèce.
[88] Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques français.
[89] En juin 2013, Ben Bernanke, Président de la FED a annoncé l'arrêt progressif de la politique monétaire liée aux achats des Bons du Trésor pour la fin de l'année 2013. Cette déclaration a entraîné une baisse conséquente des cours boursiers et une forte hausse des taux d'intérêt obligataires de plusieurs pays dans ceux de la zone euro.

ces résidus contre celui de la loi normale (*Annexe 4.4*) révèle qu'ils ne suivent pas une loi gaussienne et qu'ils sont corrélés.

De cette analyse des modèles multivariées, nous pouvons conclure que les corrélations entre les actifs financiers dépendent en fait du groupe du pays. Nous constatons une présence des transitions simultanées des rendements des actifs, d'un régime de faible volatilité vers un régime de forte volatilité. Nous relevons que les points de retournement d'un régime à un autre sont liés à des événements ou à des annonces qui ont impacté les marchés financiers de la zone euro, entre le 02 janvier 2006 et 15 avril 2016. Puisque l'existence d'un effet de co-mouvements des volatilités des rendements des différents actifs peut être interprétée comme un signe de contagion (Edwards et Susmel (2001)), nous pouvons donc conclure à la présence d'un effet de contagion entre les marchés boursier, obligataire et celui des CDS, de la zone euro. La présence de la contagion a été également confirmée à travers la hausse importante des coefficients de corrélation entre les actifs financiers des différents groupes de pays, en passant du régime 1 au régime 2. A présent, il serait intéressant d'examiner la dynamique des interactions entre les indices boursiers, les obligations souveraines et les CDS souverains et l'impact des crises des sub-primes et de la zone euro sur leur volatilité.

4.5.3. Modèles DCC-MVGARCH

Faisant référence à Engle et Sheppard (2001), cette section présente une étude des corrélations conditionnelles dynamiques entre les différentes classes d'actifs financiers à travers différents groupes de pays. Ces coefficients de corrélation dynamique sont déterminés à partir de l'application d'un modèle DCC-MVGARCH sur les résidus des rendements des différents actifs financiers issus de l'estimation préalable du modèle VAR à changement de régime multivarié (MSH-VAR).

Six couples de relations seront testés : « Indice-Indice », « Bond-Bond », « CDS-CDS », « Bond-Indice », « Indice-CDS » et « Bond-CDS ». Au total, le modèle DCC-MVGARCH nous fournira 36 coefficients de corrélation à chaque instant t. Ces corrélations dynamiques nous permettrons d'étudier les interactions suivantes :

- Interaction entre les différents groupes de pays pour un même type d'actif ;
- Interaction entre différentes classes d'actifs pour un même groupe de pays ;
- Interaction entre différentes classes d'actifs à travers différents groupes de pays.

En référence à Forbes et Rigobon (2002), une augmentation significative des corrélations entre les rendements des actifs financiers de deux groupes de pays après un choc dans un pays, sera interprétée comme un indicateur de présence d'un phénomène de contagion. Ainsi, une réaction temporaire brutale suivie par la suite par un retour à la normale, pourrait être un indicateur de contagion entre les actifs considérés.

Dans ce qui suit, nous estimons d'abord, les corrélations conditionnelles dynamiques entre les différents groupes de pays pour un même type d'actif, afin de comparer les comportements des groupes de pays entre eux. Ensuite, nous exposons les corrélations conditionnelles dynamiques entre les différentes classes d'actifs au sein d'un même groupe de pays d'une part, et à travers les différents groupes de pays d'autre part, afin de déterminer les liens qui existent entre eux.

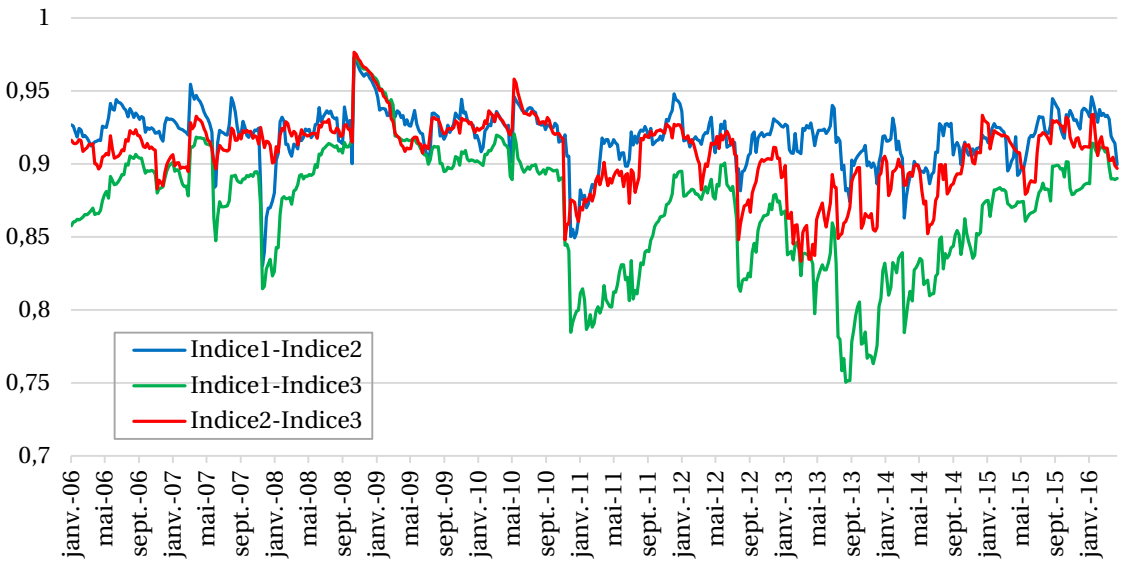
4.5.3.1 Analyse de la relation « Indice-Indice »

La *figure 4.13* expose l'évolution des corrélations dynamiques entre les rendements des indices boursiers[90] des pays de la zone euro, entre janvier 2006 et mi-avril 2016. Dans l'ensemble, nous pouvons remarquer l'existence d'une corrélation positive entre ses actifs sur toute la période étudiée. Certaines périodes de forte hausse ou de baisse de la corrélation peuvent être observées. La première accélération baissière est enregistrée en juin 2007, avec les prémices de la crise des sub-primes aux États-Unis. Un deuxième choc négatif est examiné à la fin de 2007, avec l'intensification de la crise financière. Après une période de correction observée en début de 2008, les bourses des groupes G1, G2 et G3 ont replongé de nouveau dans une période de crise à la fin de 2008 et jusqu'à juin 2009, impactées par l'aggravation de la crise financière et la révision à la baisse des perspectives de croissance économique aux États-Unis et dans les pays de la zone euro. Ensuite après une période de stabilité relative des places boursières des pays de notre échantillon, leurs indices boursiers ont subi un choc négatif en novembre 2010. Ceci pourrait être attribué à la remise en avant de la crise irlandaise et son aggravation, provoquant une panique générale des marchés quant à sa transmission au Portugal et à l'Espagne[91]. Par ailleurs, les bourses des trois groupes ont été de nouveau orientées à la baisse en début de 2011, à fin juillet 2012 et 2013. Ces périodes correspondent à la hausse des tensions sur les marchés financiers et particulièrement sur le marché

[90] Par abus de langage, dans la suite de notre analyse, nous allons employer les termes indice, obligation et CDS ou rendement des indices, des obligations et des CDS, pour désigner les résidus des rendements des actifs financiers issus de la modélisation MS-VAR (1), relatif à chaque groupe de pays.
[91] L'Irlande a fini par demander l'aide financière de l'UE le 28 novembre 2010.

obligataire, liées aux problèmes de la dette grecque et à la montée des craintes d'un Grexit qui sont apparues au cours de l'été 2012. L'amplitude de tous ces chocs se distingue particulièrement auprès du couple d'indice G1-G3, suggérant la présence d'un phénomène de fuite vers la qualité, du groupe des pays risqués (G3), vers les indices des pays « sains » (G1). En fin de période, nous pouvons observer la présence d'une très forte relation positive entre les différents indices, à des niveaux égaux à ceux du début de période.

FIGURE 4.13 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des indices boursiers (janv. 2006 - mi-avril 2016)

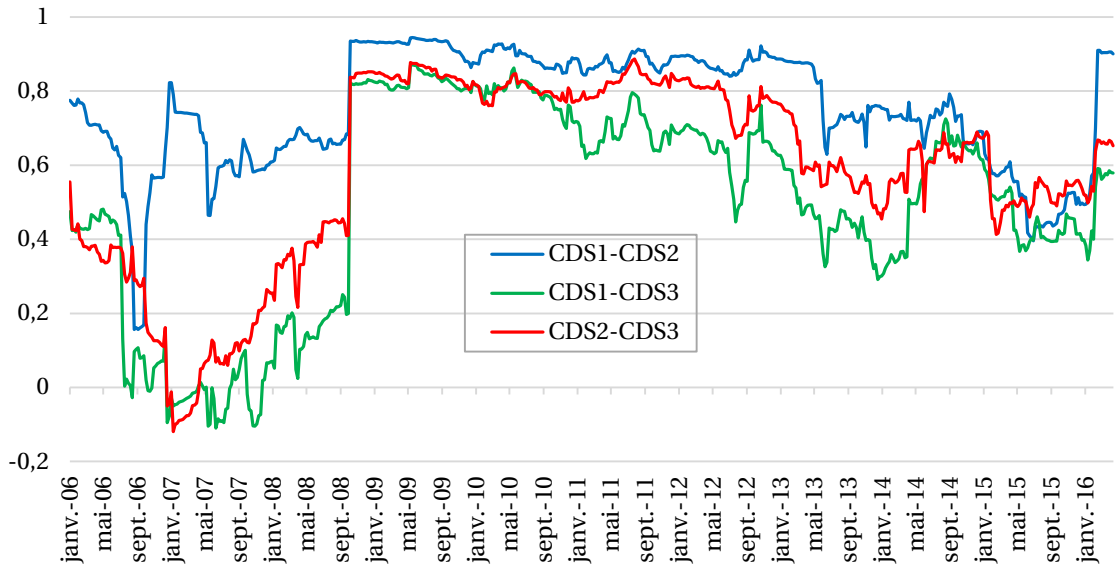


4.5.3.2 Analyse de la relation « CDS-CDS »

La *figure 4.14* expose l'évolution des corrélations dynamiques entre les rendements des CDS souverains à 5 ans des pays de la zone euro, entre janvier 2006 et mi-avril 2016. Trois périodes sont clairement observées sur cette figure. Une première période marquée à sa fin par un choc fortement haussier pour tous les CDS, suite à la faillite de *Lehman Brothers* en septembre 2008. Une deuxième période caractérisée par une certaine stabilité des corrélations entre les CDS souverains, qui s'achève en avril 2012. Une troisième période qui a débuté au cours de l'été 2012, marquée par la montée des tensions sur le défaut de la Grèce et la transmission de la crise vers d'autres pays vulnérables notamment, l'Espagne et l'Italie. Ceci a entraîné l'ascension des corrélations des primes de couverture du défaut souverain, augurant à la présence de contagion surtout entre G1 et G3. Parallèlement, nous constatons qu'au cours de cette période, les corrélations des rendements des CDS des différents groupes ont suivi une trajectoire d'évolution commune, pour se rapprocher à la fin de la période. Toutefois,

cette période de convergence a été interrompue en février 2016, où nous observons un choc haussier des rendements des CDS, plus prononcé pour G1 et G2. Ce comportement peut être lié à la montée des inquiétudes des agents économiques quant à la sortie du Royaume-Unis de l'UE.

FIGURE 4.14 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des CDS souverains à 5 ans (janv. 2006 - mi-avril 2016)



4.5.3.3 Analyse de la relation « Bond-Bond »

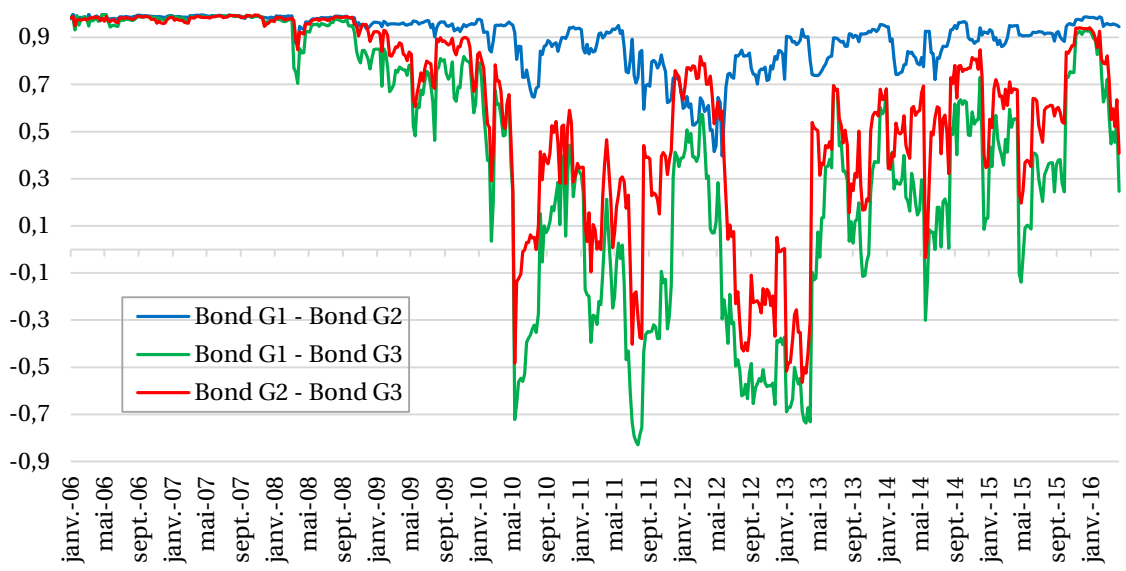
La *figure 4.15* expose l'évolution des corrélations dynamiques entre les rendements des obligations souveraines à 10 ans des pays de la zone euro, entre janvier 2006 et mi-avril 2016. Au début de la période, l'intégration économique et financière des pays de la zone euro a favorisé une parfaite corrélation positive entre les différentes paires d'actifs. Cependant, l'avènement de la crise des crédits hypothécaires, amorcée aux États-Unis l'été de 2007, et la faiblesse des fondamentaux budgétaires et macroéconomiques de certains pays de la zone euro, ont attisé les craintes des investisseurs quant à un éventuel défaut d'un emprunteur public. Nous observons alors, des périodes de forte volatilité, particulièrement dans les relations qui intègrent le groupe des pays risqués (G3). Au cours de cette période, plusieurs chocs à la baisse ont été enregistrés notamment en avril 2010 et à fin juin 2011. Nous remarquons que ces baisses ont été contrôlées par le vote du premier[92] et du deuxième[93] plan de sauvetage de la Grèce, respectivement. A partir de novembre 2011, nous observons une augmentation rapide de la corrélation des

[92] Le 02 mai 2010, l'UE accepte un premier plan de sauvetage de la Grèce pour 110 milliards d'euros.
[93] Le 27 octobre 2011, la Grèce obtient une nouvelle aide de 237 milliards d'euros qui comprend l'annulation de 50% de sa dette contractée auprès de créanciers privés.

obligations des groupes G1 et G2 avec G3, plus importante pour le couple G2-G3. Ce mouvement a été accompagné par une diminution de la corrélation entre G1 et G2. Ces deux comportements observés laissent augurer une présence de la contagion entre G2 et G3 et une fuite des obligations des pays risqués à ceux non risqués.

Le début de 2012 a été marqué par une légère accalmie sur les marchés obligataires de la zone euro, avant de replonger de nouveau dans une période d'incertitude et de tension, alimentée surtout par les craintes d'un Grexit de la zone euro. Ainsi, nous observons une décorrélation sévère auprès des pays « périphériques » pour atteindre des niveaux négatifs, témoignant de la présence de la contagion. Pour limiter la transmission de ce choc, l'Eurosystème a mis en place de nouvelles mesures, à l'instar de la décision de créer le « mécanisme de surveillance unique » pour les banques[94] et l'annonce par la BCE du programme « Outright Monetary Transactions » depuis juillet 2012. Ces mesures ont permis de stabiliser entre autre, les marchés de la dette souveraine. Toutefois, bien qu'une atténuation des amplitudes des corrélations avec le groupe G3 a été examinée, ces dernières suivent toujours des comportements volatiles, jusqu'à la fin de la période.

FIGURE 4.15 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des obligations souveraines à 10 ans (janv. 2006 - mi-avril 2016)



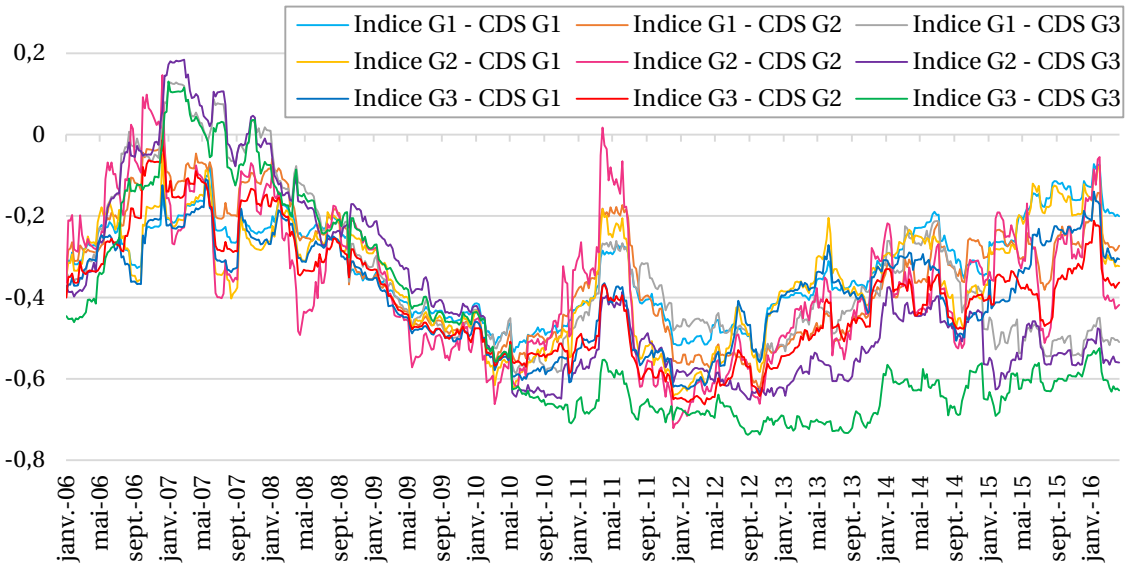
4.5.3.4 Analyse de la relation « Indice-CDS »

La *figure 4.16* expose l'évolution des corrélations dynamiques entre les rendements des indices boursiers et ceux des CDS souverains à 5 ans, au sein du même groupe de pays

[94] Lors de la tenue du sommet de la zone euro, le 29 juin 2012.

d'une part, et entre différents groupes de pays d'autre part, entre janvier 2006 et mi-avril 2016. Les relations qui lient les indices aux CDS sont plutôt négatives. L'examen de l'évolution des corrélations permet de distinguer trois phases majeures. Une première phase de diminution continue des corrélations de la paire indice-CDS, amorcée début 2007 et qui s'achève en avril 2010, traduisant un phénomène de contagion entre ces deux actifs. Ensuite, une deuxième phase marquée à son début par une hausse rapide des corrélations jusqu'à avril 2011, laissant présager une fuite vers les marchés boursiers, et ce compte tenu de la hausse des prix des actions et des primes des CDS souverains observée au cours de la même période. Cette hausse a été suivie d'une baisse des corrélations aussi rapide, jusqu'à début 2012. Cette période correspond à une forte intensification de la crise de la zone euro et le comportement qui a caractérisé les corrélations du couple indice-CDS met en exergue la présence de la contagion entre ces deux actifs financiers. Puis une troisième phase où nous observons la hausse des corrélations (toujours négatives) entre les indices et les CDS souverains, plus marquée entre G1 et G2. Pour ces deux groupes, cette période a été caractérisée par une hausse de leurs indices boursiers, face à une stagnation de leurs primes des CDS. Ce comportement pourrait être traduit par un phénomène de fuite vers les marchés boursiers considérés moins risqués.

FIGURE 4.16 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des indices boursiers et des CDS souverains à 5 ans (janv. 2006 - mi-avril 2016)



4.5.3.5 Analyse de la relation « Bond- Indice »

La *figure 4.17* expose l'évolution des corrélations dynamiques entre les rendements des obligations souveraines à 10 ans et des indices boursiers, au sein du même groupe de

pays d'une part, et entre différents groupes de pays d'autre part, entre janvier 2006 et mi-avril 2016. Au début de la période, nous pouvons observer une tendance haussière des corrélations jusqu'à fin mai 2008, plus importante pour les paires Bond G3-Indice Gi[95]. Ensuite, après une faible diminution des corrélations enregistrée pendant l'été de 2008, la faillite de *Lehman Brothers* a entrainé une chute de ces corrélations, reflétant un phénomène de contagion entre les marchés boursiers et obligataires des pays étudiés. A partir de ce choc, nous pouvons distinguer une divergence des comportements entre les groupes G1 et G2 d'une part, et le groupe G3, d'autre part.

En effet, les corrélations Bond G3-Indice Gi commencent tout d'abord à diminuer pour s'inscrire rapidement en territoire négatif jusqu'à mi-avril 2016. Le choc baissier des corrélations Bond-Indice observé le 30 avril 2010[96] auprès du groupe G3, indique une transmission de la contagion entre le marché boursier et celui de la dette publique de ce groupe. En effet, au cours de la même période, une hausse des taux obligataires, couplée à une baisse des prix des actions, ont été enregistrées. Parallèlement, les corrélations Bond-Indice des groupes G1 et G2 ont connu une hausse, plus prononcée pour G1. Au cours de cette même période, nous avons assisté à une baisse simultanée des taux de rendement obligataires et des indices boursiers, ce qui atteste sans doute d'une fuite vers les obligations souveraines des pays les plus sûrs. Ce comportement opposé constaté entre G3 d'une part, et G1 et G2 d'autre part, a été de nouveau remarqué entre avril-juin 2011, juillet 2012-avril 2013. Toutefois, au cours de cette dernière période (juillet 2012-avril 2013), la hausse des indices boursiers accompagnée par la baisse des taux d'intérêt obligataires, met en avant une fuite du marché obligataire vers les marchés boursiers au sein de G1 et G2.

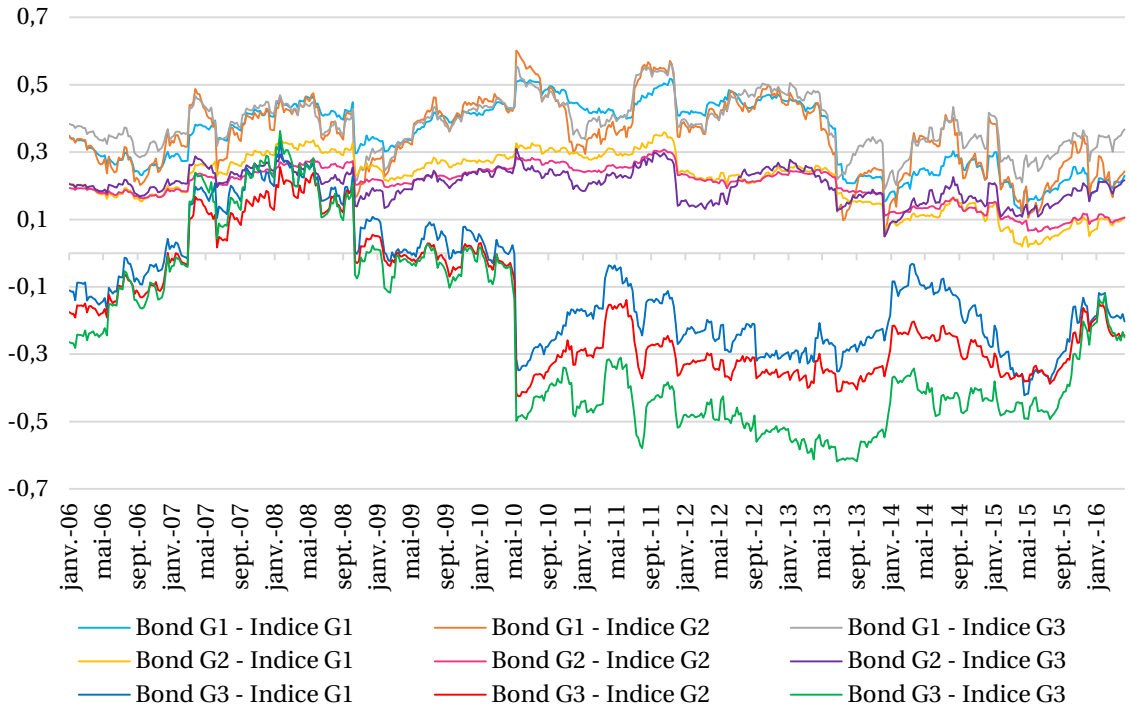
Egalement, une transmission de la crise a été examinée pendant le premier semestre de 2015[97], des marchés obligataires des pays « périphériques » vers les marchés boursiers des pays du cœur, et ce en présence d'une baisse des indices observée au cours de cette même période. L'effet de la contagion est plus prononcé sur les indices du groupe 3, par rapport aux indices du groupe 2, à son tour plus important que celui du groupe 1.

Par rapport aux relations existantes entre les deux autres groupes (G1 et G2), elles sont positives sur toute la période. Les liens entre Bond G1-Indice Gi sont plus importants que ceux du couple Bond G2-Indice Gi. Ce dernier est en effet, caractérisé par une stabilité relative à des niveaux de corrélations faibles. A la fin de la période, les

[95] $i = \{1, 2, 3\}$.
[96] S&P a abaissé les notations souveraines de l'Espagne, de la Grèce et du Portugal.
[97] Cette période est marquée par une crise entre le gouvernement grec et les autorités européennes, en raison des mesures d'austérité contraignantes imposées sur la Grèce.

corrélations de la paire Bond G1-Indice Gi diminuent progressivement, alors que celles de la paire Bond G2-Indice Gi deviennent quasiment nulles.

FIGURE 4.17 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des obligations souveraines à 10 ans et des indices boursiers (janv. 2006 - mi-avril 2016)



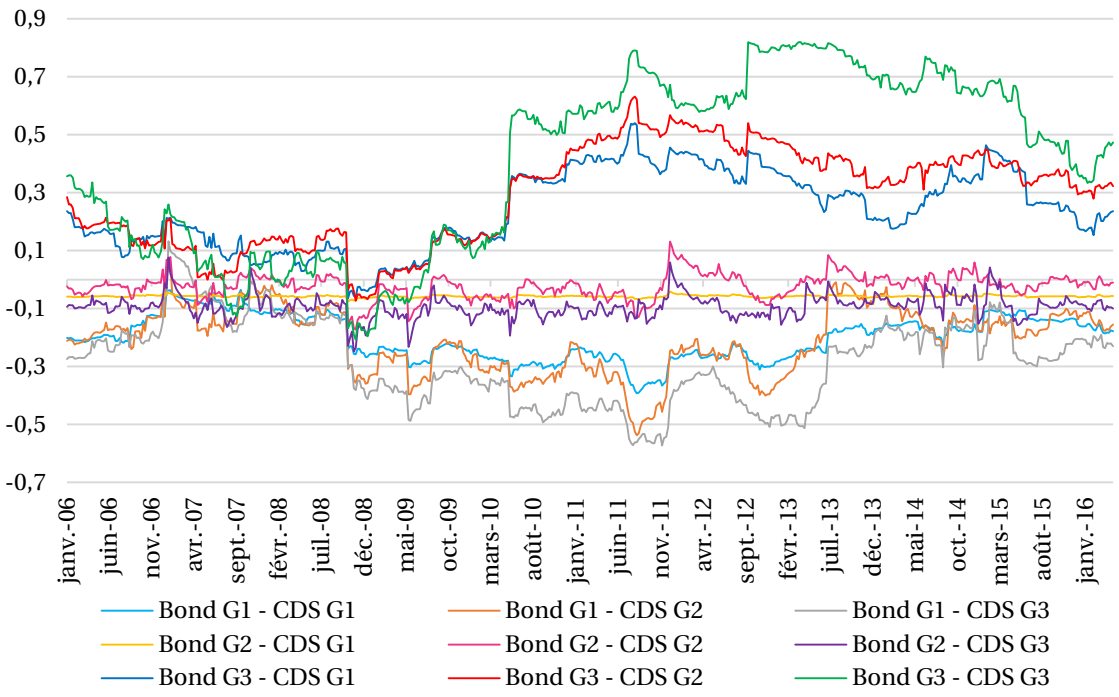
4.5.3.6 Analyse de la relation « Bond- CDS »

La *figure 4.18* expose l'évolution des corrélations dynamiques entre les rendements des obligations souveraines à 10 ans et des CDS souverains à 5 ans, au sein du même groupe de pays d'une part, et entre différents groupes de pays d'autre part, entre janvier 2006 et mi-avril 2016. Deux périodes peuvent être distinguées avant et après la faillite de *Lehman Brothers*. La première caractérisée par une forte corrélation, alors que la deuxième permet de distinguer une importante divergence dans les comportements des trois groupes de pays.

Pour le groupe des pays « périphériques » (G3), nous remarquons la présence d'une corrélation positive, marquée par une hausse jusqu'à septembre 2012. La corrélation des obligations G3 est d'autant plus importante par rapport à celle du groupe 2, à son tour plus forte qu'avec le groupe 1. Par ailleurs, le couple Bond G2-CDS Gi présente des corrélations très faibles à un niveau proche de zéro. En revanche, les corrélations liées aux pays du « cœur » sont négatives, marquées par une légère décroissance jusqu'à l'été de 2011, puis par une période de croissance (négative) jusqu'à la fin de la période.

N'étant pas en marge de l'évolution de la crise de la zone euro, les liens entre les rendements des obligations et des CDS ont également été affectés par les événements majeurs qui ont marqué cette crise. En mai 2010, la mise en place du premier plan de sauvetage de la Grèce s'est traduite par une forte hausse de la corrélation pour la paire Bond G3-CDS Gi et particulièrement avec G3. Cette hausse a été accompagnée par une diminution de la corrélation pour Bond G1-CDS Gi et Bond G2-CDS Gi. Ce comportement traduit la montée du risque sur le marché obligataire de G3 et pourrait indiquer une fuite vers les obligations du G1, surtout avec la baisse de leurs taux de rendements obligataires observée au cours de cette période. A partir de 2012, nous remarquons que les corrélations Bond G3-CDS G1 ont progressivement diminuées. Au même temps, les corrélations négatives du couple Bond G1-CDS G1 se sont inscrites dans un trend haussier, pour se rapprocher de zéro à la fin de la période.

FIGURE 4.18 - Corrélations conditionnelles dynamiques entre les rendements des obligations souveraines à 10 ans et des CDS souverains à 5 ans (janv. 2006 - mi-avril 2016)



A l'issue de ces estimations, l'application du test de Jarque-Bera nous a permis de vérifier la normalité des résidus du modèle DCC-MVGARCH.

Enfin, une observation générale plus détaillée des différentes représentations graphiques des coefficients de corrélations dynamiques entre les actifs financiers, permet de constater quelques faits contre-intuitifs. Premièrement, une relation négative entre les obligations et les CDS souverains des pays « cœur » a été examinée.

En effet, un comportement opposé devrait être observé, du moment où une hausse des taux d'intérêt obligataires est synonyme d'une augmentation du risque, ce qui implique naturellement une ascension des primes des CDS. Cette relation négative pourrait refléter le comportement des investisseurs qui sont disposés à investir dans les obligations des pays sains, à tout prix. Ainsi, leur afflux à ces valeurs refuges entraine la hausse des prix des obligations souveraines et en conséquent, la diminution des taux de leur rendement. Parallèlement, ces mêmes investisseurs sont de plus en plus confrontés à une conjoncture économique tant sur le plan régional que mondial. Les multiples interventions menées par les différentes autorités monétaires de l'UE n'ont pas permis de maîtriser la méfiance des agents économiques qui les pousse à exiger des primes de couverture plus élevées.

Deuxièmement, nous avons constaté la présence d'une relation négative entre les obligations G1 et celles du G3, alors que la corrélation entre leurs primes CDS est positive. Ce constat a été particulièrement observé durant la période où la tension sur les marchés financiers de la zone euro été à son comble. La corrélation positive entre les primes CDS des deux groupes est tout à fait normale, car elles représentent toutes les deux un indicateur du risque souverain et sont du fait, déterminées par les mêmes facteurs de risque. Parallèlement, la présence d'une corrélation négative entre les obligations peut révéler une fuite vers la qualité, des obligations des pays « périphériques » vers celles des pays « cœur ».

En conclusion, conformément aux travaux de Missio et Watzka (2011) et Buchholz et Tonzer (2013) réalisés sur le marché de la zone euro à partir de 2008, nos résultats suggèrent la présence d'un effet de contagion sur les marchés financiers de la zone euro, à partir de l'été de 2007. En effet, nous avons pu observer une augmentation temporaire et rapide des corrélations entre différentes paires d'actifs, avant de retourner à leurs niveaux normaux. Nous avons également remarqué que ce comportement suivi par les corrélations, est observé autour de certaines dates particulières. Ces dates sont liées d'une part, aux interventions de l'Eurosystème, comme la mise en place d'un plan de sauvetage ou la création et/ou annonce d'un nouveau mécanisme d'aide au profit des pays « périphériques » et d'autre part, à une dégradation d'une note souveraine (*Tableau 4.7*). Nous estimons que la réaction à ces évènements est temporaire et trop rapide pour qu'elle soit expliquée par des annonces sur une amélioration ou une détérioration des fondamentaux macroéconomiques des pays fragiles, par exemple. Des épisodes de contagion ont été également détectées. De même, nous avons noté que

les chocs ne sont pas exclusivement liés à des nouvelles sur la Grèce, mais concernent également des évènements sur l'Espagne et le Portugal.

Par ailleurs, nous pouvons clairement noter la divergence des corrélations entre les groupes des pays de la zone euro. D'un côté, les pays sains dotés de bons fondamentaux budgétaires et macroéconomiques, faiblement impactées par les chocs survenus au cours de la période étudiée. D'un autre côté, nous retrouvons les pays risqués, dont les corrélations ont été très volatiles, parfois positives et parfois négatives et qui réagissent brutalement aux chocs. Ce résultat atteste, dans sa globalité, de la fragmentation des marchés financiers selon les pays « cœur » et « périphériques » de la zone euro.

TABLEAU 4.7 - Principaux évènements marquants de la période d'étude

Année	Mois	Evènements
Septembre -octobre 2008		Faillite de *Lehman Brothers*
2010	Avril	Dégradation des notes souveraines de l'Espagne, de la Grèce et du Portugal par *S&P*.
	Mai	Premier plan de sauvetage pour la Grèce de 110 milliards d'euros.
	Novembre	Mise en place de plans de sauvetage, notamment au profit de l'Irlande.
Second semestre 2011	Juillet	Dégradation de la note souveraine du Portugal et de l'Irlande à la catégorie spéculative par *Moody's*.
	Octobre	Deuxième plan d'aide accordé à la Grèce pour 237 milliards d'euros qui comprend l'annulation de 50% de sa dette contractée auprès de créanciers privés.
Eté 2012	Mai	Montée des doutes sur la solvabilité du secteur bancaire en Espagne suite à la nationalisation de la Bankia SA.
	Juin	L'Espagne a demandé un soutien auprès du FESF de 100 milliards d'euros pour secourir son secteur bancaire. Nouvelles élections en Grèce après avoir échoué les tentatives de la formation d'un gouvernement. Cette incertitude politique a ravivé les craintes quant au respect des engagements pris envers les bailleurs de fonds étrangers. Craintes d'un Grexit.
	Août	Accueil favorable par les marchés de l'annonce de création du programme des opérations monétaires sur titres (OMT) par la BCE.
Premier semestre 2015		Crise entre le gouvernement grec et les autorités européennes, en raison des mesures d'austérité contraignantes imposées.

4.6. Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons étudié la présence d'un effet de contagion entre les marchés boursiers, les marchés obligataires souverains et les marchés des CDS

souverains des pays de la zone euro. A cet effet, nous avons modélisé la volatilité des rendements des différentes classes d'actifs de différents groupes de pays de la zone euro, et estimé les corrélations dynamiques qui existent entre eux.

Premièrement, les pays de notre échantillon ont été classés par groupe, selon le degré de risque qu'ils représentent (pays non risqués (G1), préoccupants (G2) et risqués (G3)). Cette classification nous a permis de construire trois indices synthétiques par groupe de pays, soit neuf indices au total.

Afin de déterminer la présence d'un effet de contagion sur les marchés financiers de la zone euro, nous avons appliqué un modèle autorégressif à changement de régimes markoviens sur les rendements hebdomadaires des actifs financiers. Dans une première étape, nous avons mené une étude en univarié, en considérant un modèle MS-AR avec changement de régime dans la variance (MSH-AR) et ce, pour chaque actif financier. Nos estimations suggèrent que nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse d'existence d'équilibres multiples en identifiant la présence de deux régimes de faible et de forte volatilité dans les rendements des actifs étudiés. Ensuite, notre analyse graphique des probabilités lissées de changements de régimes, nous a permis de mettre en exergue l'existence des liens entre ces actifs, en constatant des coïncidences relatives des deux régimes, à travers le temps. Ces résultats nous ont menés à une analyse multivariée de ces actifs.

Ainsi, dans une seconde étape, nous avons considéré pour chaque groupe de pays un modèle qui intègre conjointement les trois actifs financiers. Ces trois modèles ont été estimés à travers un modèle MSH-VAR. D'abord, comme pour le cas univarié, nous avons pu confirmer la présence d'un régime de faible volatilité et d'un régime de forte volatilité. Une étude des coefficients de corrélation déterminés pour chaque régime et pour chaque groupe de pays suggère que les relations entre ces actifs dépendent au fait, du groupe de pays étudié. En effet, nous avons identifié une corrélation positive entre les indices boursiers et les obligations souveraines au sein des pays « cœur » et une corrélation négative auprès des pays « périphériques ». Par ailleurs, pour la paire indice-CDS, une corrélation négative a été observée, plus forte pour le groupe des pays risqués. Pour la relation obligation-CDS, une corrélation négative contre-intuitive, a été observée au sein de G1, positive mais faible au sein de G2 et forte au sein de G3. Egalement, cette matrice de corrélation nous a permis de relever la présence d'un phénomène de contagion, constater suite à l'observation d'une hausse des coefficients de corrélation entre les actifs, en passant du régime stable (Etat 1) vers le régime de tension (Etat 2) et ce, pour les trois groupes de pays.

L'étude des représentations graphiques des probabilités lissées de changement de régimes nous a permis de statuer sur la présence des transitions simultanées des rendements des actifs des trois modèles étudiés, d'un régime de faible volatilité vers un régime de forte volatilité. Par ailleurs, les points de retournement d'un régime à un autre coïncident bien avec des événements et/ou des annonces, liés aux marchés financiers de la zone euro.

Ainsi, en référence à Edwards et Susmel (2001), nous avons interprété l'existence d'un effet de co-mouvements des volatilités des rendements des différents actifs, comme un signe de contagion. Nous avons donc conclu à la présence d'un effet de contagion entre les marchés boursier, obligataire et celui des CDS des pays de notre échantillon, au cours de notre période étudiée.

A l'issue de ce constat, la question était de savoir quelle a été l'évolution des corrélations entre les volatilités des rendements des actifs financiers durant notre période d'étude et l'impact des crises survenues sur leur dynamique. Cette interrogation a fait l'objet d'une deuxième étude empirique, à travers la modélisation des résidus issus de l'analyse multivariée de la première étape à l'aide d'un modèle DCC-MVGARCH.

Premièrement, l'analyse des coefficients de corrélation dynamiques entre les groupes de pays pour un même type d'actif, nous a permis de mettre en exergue la présence de contagion émanant des pays « périphériques » vers les pays « cœur » de la zone euro. Egalement, un effet de « fuite vers la qualité » vers les pays les plus sûrs (G1) a été mis en avant pendant les périodes de forte tension.

Deuxièmement, l'étude des corrélations dynamiques entre les différentes classes d'actifs financiers pour un même groupe de pays et à travers différents groupes, nous a aussi permis de détecter des épisodes de contagion et de « fuite vers la qualité ». La présence de la contagion a été vérifiée sur le couple Indice-CDS, avec une transmission plus prononcée vers les marchés boursiers des pays risqués. Egalement une transmission des chocs a été observée entre la paire Bond-Indice. Par ailleurs, la corrélation positive attendue entre le couple Bond-CDS n'a été vérifiée qu'entre Bond G3-CDS G3. En effet, une corrélation négative contre-intuitive a été relevée entre Bond G1-CDS G3. Ce comportement témoigne de la ruée des investisseurs vers les obligations qu'ils considèrent les plus sûres, et ce à n'importe quel prix. Ce phénomène de « fuite vers la qualité » a été également observé entre les paires Indice-CDS et Bond-Indice, des pays « périphériques » vers les pays « cœur », particulièrement vers G1.

Pour conclure, bien que la crise des sub-primes amorcée aux États-Unis au cours de l'été 2007 ne représente aucunement les causes fondamentales qui ont mené à la crise de la zone euro, elle semble néanmoins, avoir joué un rôle déclencheur à cette crise. En effet, à partir de cette crise, nous avons pu clairement observer la disparité entre les pays « cœur » et « périphériques » de la zone euro, permettant de soulever la fragmentation de leurs marchés financiers.

Notre investigation empirique nous a également permis de mettre en exergue certaines périodes clefs de l'enchainement de la crise de la zone euro (*Tableau 4.7*).

4.7. Annexes du chapitre 4

ANNEXE 4.1 - Liste des indices boursiers des pays de la zone euro (échantillon)

PAYS	INDICE (BLOOMBERG)
Allemagne	DAX INDEX
Autriche	ATX INDEX
Belgique	BEL20 INDEX
Espagne	IBEX INDEX
France	CAC INDEX
Irlande	ISEQ INDEX
Italie	FTSEMIB INDEX
Pays-Bas	AEX INDEX
Portugal	PSI20 INDEX

ANNEXE 4.2 - Tests de racine unitaire sur les séries des indices synthétiques

	Variable en niveau					Variable en différence					I(d)
	Retards	Constante	Constante et tendance	Ni constante ni tendance	Valeur critique (5%)	Retards	Constante	Constante et tendance	Ni constante ni tendance	Valeur critique (5%)	
Indice G1	0			0,497	-1,941	4			-18,809	-1,941	1
Indice G2	0			-0,466	-1,941	4			-19,422	-1,941	1
Indice G3	0			-1,239	-1,941	4			-18,045	-1,941	1
Bond G1	0			-1,190	-1,941	4			-19,289	-1,941	1
Bond G2	0			-1,067	-1,941	4			-18,290	-1,941	1
Bond G3	1			-0,699	-1,941	4			-17,811	-1,941	1
CDS G1	0			-1,180	-1,941	4			-16,860	-1,941	1
CDS G2	0			-1,048	-1,941	4			-17,395	-1,941	1
CDS G3	0			-0,885	-1,941	4			-17,948	-1,941	1

Note : Test de Dickey-Fuller Augmenté au seuil de significativité égal à 5%.

Cette annexe présente les résultats des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) sur les séries des indices synthétiques des groupes G1, G2 et G3, sur la période du 02/01/2006 au 15/04/2016, en fréquence hebdomadaire.

ANNEXE 4.3 - Probabilités de transition et durée estimées du modèle MSH-VAR multivarié, appliqué sur les rendements des actifs financiers par groupe de pays

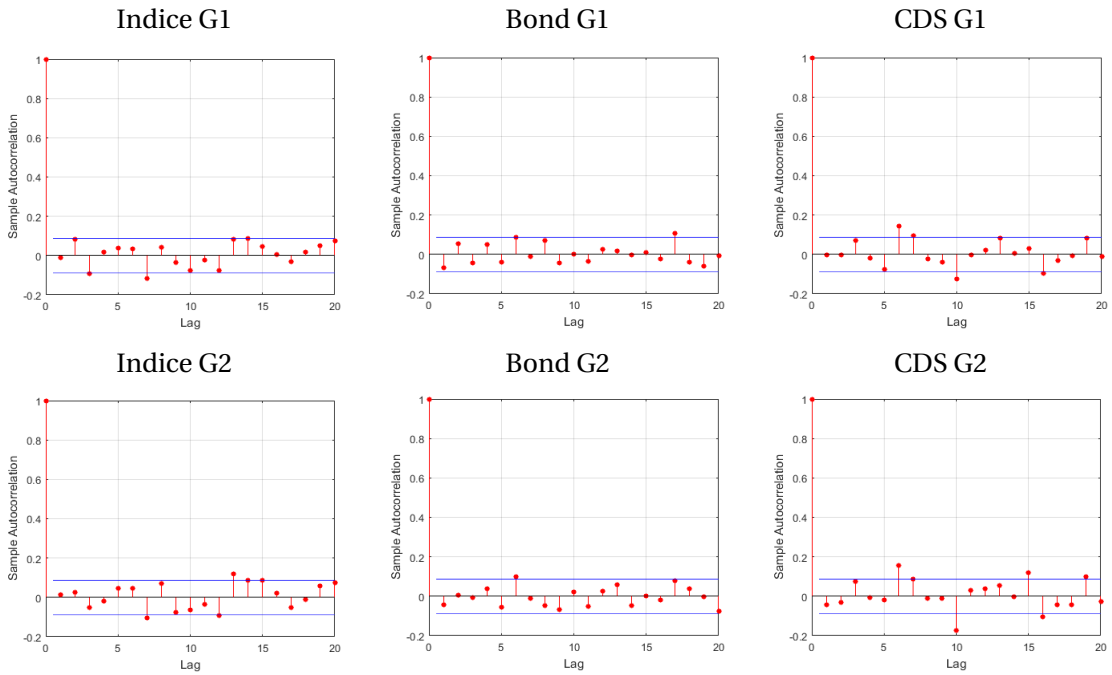
	G1	G2	G3
Probabilités de transition			
p_{11}	0,95	0,99	0,98
p_{22}	0,93	0,99	0,99
Durée			
Etat 1	18,71	261,67	60,86
Etat 2	13,69	86	104,41

Ce tableau présente les probabilités de transition et les durées estimées des trois modèles MSH-VAR multivariés, pour les états 1 et 2, appliqués sur les rendements des actifs financiers des groupes G1, G2 et G3, respectivement. La période d'étude s'étend du 02 janvier 2006 au 15 avril 2016.

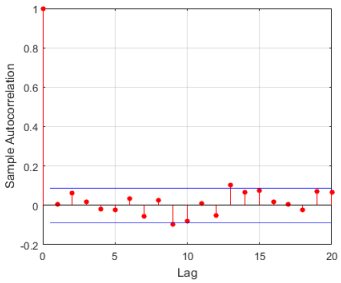
ANNEXE 4.4 - Statistiques des résidus du modèle MSH-VAR

Cette annexe présente les corrélogrammes et les QQ plots des erreurs issues du modèle MSH-VAR appliqué sur les rendements hebdomadaires des indices, obligation et CDS des pays de la zone euro, contre ceux de la loi normale.

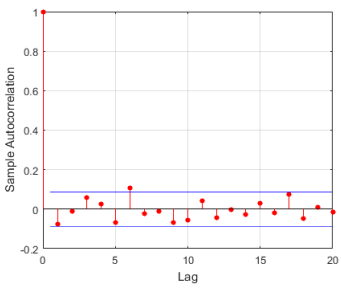
Représentations graphiques des corrélations (Résidus du modèle MSH-VAR)



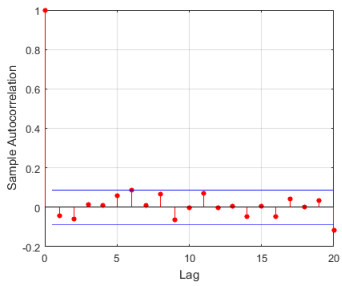
Indice G3



Bond G3

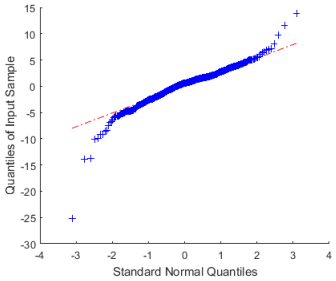


CDS G3

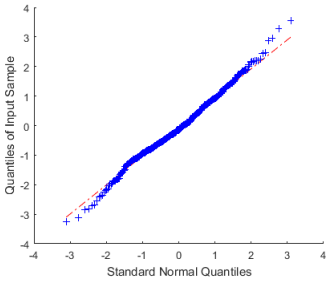


Représentations graphiques des diagrammes Quantile-Quantile (Résidus du modèle MSH-VAR)

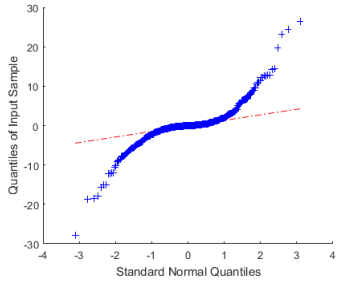
Indice G1



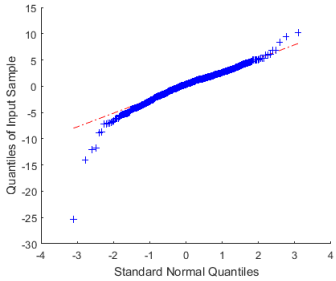
Bond G1



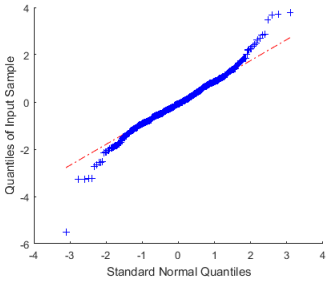
CDS G1



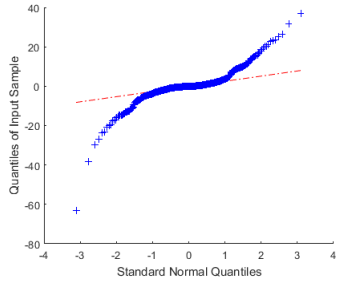
Indice G2



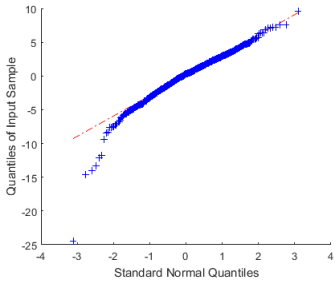
Bond G2



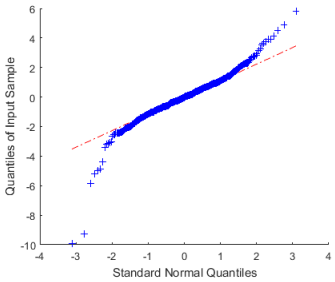
CDS G2



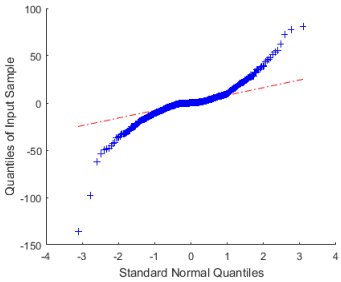
Indice G3



Bond G3



CDS G3



Conclusion générale

Cette thèse propose une étude des déterminants des spreads obligataires souverains des pays de l'UEM et examine les interactions entre leurs marchés boursiers, obligataires et CDS souverains au cours de la dernière décennie.

Les objectifs de cette thèse sont les suivants :

1- Déterminer les facteurs de risque qui expliquent les spreads souverains et leurs volatilités,

2- Examiner la présence de la contagion sur les marchés boursiers, obligataires et ceux des CDS souverains de certains pays de la zone euro,

3- Etudier les interactions entre les marchés financiers de la zone euro, leur évolution, et l'impact des crises sur leur dynamique.

La thèse s'articule d'abord autour de deux chapitres théoriques. Le premier chapitre a relaté l'historique de la constitution de l'Union économique et monétaire. Il a exposé les étapes de l'émergence de la crise de la zone euro et a discuté de la notion du risque souverain et des différentes mesures de sa quantification. Le deuxième chapitre a proposé une revue de la littérature assez exhaustive sur les spreads obligataires souverains des pays de l'UEM. Il a présenté les variables retenues pour l'explication des spreads et examiné leurs comportements sur la période étudiée. Les principaux résultats tirés de ce chapitre sont, la dispersion entre les écarts des rendements des obligations souveraines des différents pays et leur importance pendant la période de crise de la zone euro. Egalement, un excès de kurtosis dans les séries des spreads et un phénomène de regroupement de volatilité dans leurs rendements ont été observés.

Les deux chapitres suivants ont proposé des contributions empiriques qui étudient d'une part, l'influence des facteurs de risque sur la moyenne et la volatilité des spreads souverains avant, pendant et au lendemain de la crise de la zone euro et d'autre part, les relations qui lient les marchés financiers, afin de détecter la présence de contagion. Ces deux chapitres ont permis de répondre aux questions suivantes :

- Pour les pays de la zone euro, quels sont les facteurs de risque qui déterminent la dynamique des spreads obligataires souverains et leurs volatilités ?

- Existe-il un phénomène de contagion entre les marchés boursiers, obligataires et CDS, des pays de la zone euro ?

- Comment les corrélations entre ces marchés financiers sont-elles évoluées durant notre période d'étude et quel a été l'impact des crises survenues sur leur dynamique ?

Pour répondre à la première question de recherche, le troisième chapitre de cette thèse s'est proposé de déterminer les facteurs explicatifs des spreads souverains de dix pays de la zone euro (en référence à l'Allemagne) avant, pendant et au lendemain de la crise de la zone euro. La période d'étude s'est étendue entre janvier 2006 et décembre 2014. Ce chapitre a porté sur trois études empiriques. La première étude empirique traduit les faits stylisés observés sur les séries des spreads et de leurs rendements (excès de kurtosis et regroupement de volatilité). De fait, elle propose une modélisation de la volatilité conditionnelle des spreads souverains à travers un modèle de type GARCH. Ensuite, nous avons testé si la distribution gaussienne des innovations permet de rendre pleinement compte de l'excès du kurtosis observé dans les séries des spreads. A l'issue de cette étude, les spécificités de l'équation de la variance des spreads ont été considérées dans la deuxième étude empirique. Cette dernière propose une identification des facteurs de risque qui expliquent conjointement, la moyenne et la variance des spreads souverains. Cette analyse a été réalisée sur des séries temporelles relatives à chaque pays considéré dans notre échantillon. L'approche EGARCH a été utilisée dans ce contexte. La troisième étude du chapitre 3 considère une analyse des données en panel, dont l'objectif est la détermination des facteurs de risques qui expliquent les spreads souverains sur des sous-périodes de tension et de stabilité financière relative. Nous avons distingué quatre sous-périodes ; avant la crise (janvier 2006-juillet 2007) ; crise financière des sub-primes (août 2007-septembre 2009) ; crise de la zone euro (octobre 2009-août 2012) et retour à la normale (septembre 2012-décembre 2014). Les modèles économétriques qui ont été considérées dans cette investigation sont les modèles à effets fixes et à effets aléatoires. L'approche ACP a été également retenue dans le cadre des deux études empiriques (détermination de la variable représentative de la contagion). Pour ce chapitre, les facteurs explicatifs utilisés sont liés à l'aversion générale au risque, à la liquidité, aux fondamentaux budgétaires et macroéconomiques spécifiques au pays, à la compétitivité, au cycle économique et à l'effet de contagion.

Nos estimations de la première étude empirique du chapitre 3, acceptent la présence d'un effet d'asymétrie des chocs positifs et négatifs sur la volatilité des spreads, l'impact des bonnes et mauvaises nouvelles est donc dissymétrique. Nous avons également relevé la persistance de la volatilité des spreads souverains, attestant de l'importance du

poids des spreads passés dans l'explication des spreads courants. Ce résultat corrobore ceux des études antérieures, notamment d'Afonso et al. (2011). Nous avons trouvé qu'un processus EGARCH associé à une distribution normale des erreurs pour certains pays ; et à une distribution GED ; pour d'autres pays, est le mieux adapté pour la modélisation de la variance conditionnelle des spreads souverains.

L'introduction des facteurs de risque dans l'équation de la variance des spreads nous a permis de conclure que la volatilité des spreads souverains des pays de la zone euro, entre janvier 2006 et décembre 2014, est principalement expliquée par les facteurs de risque global et de liquidité, comparativement aux autres facteurs de risque. Tenant compte de ce résultat, nous avons étudié l'impact de tous les facteurs de risque retenus sur la moyenne des spreads. Dans l'ensemble, ces facteurs expliquent bien la variabilité des écarts des taux obligataires des pays de la zone euro, avec un R^2 ajusté qui varie entre 0,674 et 0,306. Nos résultats suggèrent que l'impact de ces facteurs est plus significatif sur les pays « périphériques » par rapport aux pays du « cœur ».

Dans l'ensemble, les spreads souverains des pays risqués sont plus sensibles à l'aversion générale au risque international que ceux des pays « cœur » (Codogno et al. (2003)). Nous avons mis en évidence une prime de liquidité pour tous les spreads, par l'intermédiaire de notre variable KfW.

Par rapport aux facteurs de risque spécifiques, nous avons constaté la significativité du ratio solde budgétaire/PIB pour certains pays, toutefois avec un signe positif non attendu. Le ratio des dettes publiques/PIB exerce un impact plus significatif sur les spreads des pays « périphériques », traduisant une détérioration de la soutenabilité de leur dette publique et une montée du risque souverain. Pour certains pays, l'impact de cette variable est négatif sur les spreads, pouvant traduire un effet de liquidité exercé. Le chômage impacte également les spreads souverains de 5 des 10 pays de notre échantillon.

Une faible significativité des variables liées à la compétitivité et au cycle économique a été examinée. Enfin, nous avons confirmé la présence d'une prime liée à l'effet de contagion dans les spreads souverains. Cet effet ressort plus significatif sur les spreads obligataires des pays « périphériques ».

A travers notre dernière investigation empirique du chapitre 3, réalisée sur des données de panel, nos estimations effectuées sur toute la période (janvier 2006-décembre 2014) attestent de la pertinence des variables retenues pour l'explication des spreads souverains des pays de la zone euro. L'effet des facteurs de risque de liquidité est

significatif sur les spreads. Aussi, nous avons examiné un effet négatif significatif du ratio solde budgétaire/PIB, car pour un pays donné, une augmentation de ce ratio est synonyme d'une amélioration des fondamentaux pour les investisseurs et conduit alors à une diminution de son spread. Comme attendu, nous avons démontré une sensibilité positive des spreads souverains au niveau d'endettement du pays par rapport à son PIB. Egalement, nous avons montré la présence d'un effet de contagion entre les pays de la zone euro.

Par ailleurs, un examen de la dynamique des spreads souverains sur les différentes sous-périodes a été riche d'enseignements. D'abord, nous avons remarqué que la sensibilité des spreads souverains aux facteurs de risque est plus significative pendant la période de crise (d'août 2007 à août 2012). Au cours de cette période, nous avons examiné une relation positive entre les spreads corporate américains et les spreads souverains de la zone euro, attestant alors d'un mouvement mondial d'aversion au risque des investisseurs. Cette relation devient négative au lendemain de la crise de la zone euro, ce qui est sans doute lié à la déconnexion entre les États-Unis et la zone euro sur cette période. En effet, alors que les facteurs de risque se sont largement atténués aux États-Unis avec la reprise économique, les pays « périphériques » de la zone euro restent embourbés dans une récession durable et continuent à subir la méfiance des investisseurs.

En outre, nous avons observé une relation significative entre les indices boursiers et les spreads souverains. Cette relation renseigne sur l'interdépendance entre les marchés financiers de la zone euro et notamment, le marché boursier et le marché obligataire souverain. L'impact du ratio dette publique émise sur les dettes totales est significatif pendant les périodes de crises, de signe positif au cours de la crise des sub-primes et négatif lors de la crise la zone euro. Ce résultat nous a permis de conclure que cette variable peut refléter la taille du marché obligataire et son impact est donc négatif sur les spreads, comme elle peut traduire l'importance de l'endettement public d'un État, et affecte alors les spreads positivement.

La significativité du spread bid-ask, a été également avérée sur toutes les sous-périodes et s'est amplifiée au lendemain de la phase la plus intense de la crise de la zone euro. En plus, nous avons mis en exergue la montée de l'inquiétude des investisseurs à l'égard de l'endettement public, surtout auprès des États caractérisés par des fondamentaux macroéconomiques fragiles. Enfin, nous avons détecté un phénomène de contagion pendant la crise financière et celle de la zone euro. L'impact de cette variable demeure

positif mais, il devient non significatif à partir d'août 2012, indiquant une baisse du risque de contagion.

Le quatrième chapitre de notre thèse qui se propose de répondre aux deux dernières questions de recherche, s'est intéressé à l'examen des interactions entre les marchés financiers de la zone euro et à détecter la présence éventuelle d'un phénomène de contagion pendant les périodes de crises. Trois types de marchés financiers ont été considérés ; les marchés boursier, obligataire et celui des CDS, de neuf pays de la zone euro. Ces marchés ont été représentés par les rendements hebdomadaires des actifs financiers qui y sont échangés à savoir, les prix des indices boursiers, les taux de rendement obligataires et les primes des CDS. Notre étude s'est étendue sur la période du 02 janvier 2006 jusqu'à 15 avril 2016.

Deux études empiriques ont été menées dans le cadre de ce dernier chapitre. Au niveau de la première étude, nous avons testé la présence de deux régimes de faible et de forte volatilité dans les rendements de différentes classes d'actifs financiers. L'objectif était de tester la présence de co-mouvements des volatilités des rendements et examiner une présence éventuelle de la contagion entre les marchés financiers. Nous avons aussi déterminé une matrice des corrélations entre les actifs financiers pour chaque groupe de pays et analysé les relations qui les lient. Pour se faire, nous avons fait appel aux modèles autorégressifs à changements de régimes markoviens dans la variance, dans le cas univarié (MSH-AR) et multivarié (MSH-VAR).

Dans notre deuxième investigation empirique, nous avons déterminé les coefficients de corrélation dynamiques de toutes les combinaisons possibles entre les différentes classes d'actifs à travers les différents groupes de pays, à chaque instant de notre échantillon temporel. L'analyse de ces corrélations dynamiques nous a permis d'étudier l'évolution des relations entre les marchés financiers et d'examiner l'effet de la crise des sub-primes et de la zone euro sur leur comportement. Un modèle autorégressif généralisé avec hétéroscédasticité conditionnelle et corrélations conditionnelles dynamiques (DCC-MVGARCH) a été employé à cet effet.

Avant d'entamer nos estimations, nous avons au préalable, classé les pays de notre échantillon par groupe, selon le degré de risque qu'ils représentent (pays non risqués (G1), préoccupants (G2) et risqués (G3)).

Les estimations du modèle MSH-AR de notre première étude empirique du chapitre 4, nous ont d'abord permis de constater la présence de deux régimes de faible et de forte volatilité dans les rendements des actifs financiers. Nous avons également observé une

coïncidence relative entre les deux régimes pour un même type d'actif par groupe de pays, et entre différentes paires d'actifs à travers les groupes. Ce résultat nous a mené à conclure sur l'existence des liens entre ces trois actifs financiers.

Pour mieux spécifier la nature de ces liens, nous avons mené une analyse multivariée des modèles à changements de régimes dans la variance (MSH-VAR), où nous avons considéré pour chaque groupe de pays, un modèle qui intègre simultanément les trois actifs. Nous avons démontré l'existence d'équilibres multiples dans la volatilité des rendements de ces actifs, en identifiant la présence de deux régimes de faible et de forte volatilité. Nous avons montré que les corrélations entre les actifs dépendent en effet, du groupe de pays considéré. En effet, nous avons identifié une relation positive entre les indices boursiers et les obligations souveraines au sein des pays « cœur » et négative auprès des pays « périphériques ». Entre les obligations et les CDS, une corrélation négative et contre-intuitive a été examinée au sein du groupe G1, positive mais faible au sein de G2 et positive auprès de G3. Nous avons également illustré une corrélation négative entre les indices et les CDS, plus forte auprès des pays « périphériques ». En outre, nous avons mis en exergue la présence des transitions simultanées des rendements des actifs de chaque groupe, d'un régime de faible volatilité à un régime de forte volatilité, et inversement. Egalement, nous avons identifié des coïncidences entre les points de retournement d'un régime à un autre avec des événements et/ou des annonces, liés aux marchés financiers de la zone euro. Ces nouvelles ont essentiellement porté sur l'annonce d'un programme d'intervention et son adoption, la mise en place d'un plan de sauvetage au profit d'un pays « périphérique » et la révision négative de la note souveraine d'un pays de la zone euro. Enfin, la présence d'un effet de co-mouvements des volatilités des rendements des actifs nous a permis de conclure sur la présence d'un phénomène de contagion entre les marchés boursiers, obligataires et CDS souverains des pays de la zone euro. La présence de la contagion a été aussi vérifiée à travers la hausse des coefficients de corrélation entre les actifs qui a été observée en passant du régime de faible volatilité à un régime de forte volatilité.

Dans le cadre de notre deuxième investigation empirique, nous avons modélisé les résidus issus de l'analyse multivariée de l'étape précédente à l'aide d'un modèle DCC-MVGARCH. L'analyse des coefficients de corrélations dynamiques entre les différentes classes d'actifs financiers à travers différents groupes de pays, nous a permis de discerner des épisodes de contagion et de « fuite vers la qualité. Le phénomène de contagion a été examiné entre le couple Indice-CDS, reflétant une transmission de crise vers le marché boursier des pays « périphériques ». La contagion a été aussi vérifiée

entre les marchés obligataires et boursiers. Par ailleurs, l'étude de la relation Bond-CDS a révélé la présence d'une corrélation négative de ces actifs au sein du groupe 1. Cette interaction contre-intuitive renseigne sur la ruée des investisseurs en quête de rendement sûr des obligations des pays « cœur » et ce, à n'importe quel prix.

Les chocs détectés pendant notre période d'analyse sont survenus autour de certaines dates liées à des interventions des autorités monétaires européennes pour stabiliser les marchés financiers, que ce soit par la mise en place d'un mécanisme de régulation monétaire ou d'un plan de sauvetage des pays les plus touchés par la crise. La révision d'une note de la dette publique par les agences de notation a aussi entrainé l'observation des chocs dans les corrélations dynamiques des actifs financiers. Par ailleurs, nous avons constaté que ces chocs ne sont pas exclusivement liés à des nouvelles sur la Grèce, mais portent également sur des événements sur l'Espagne et le Portugal.

Par ailleurs, une analyse des comportements des investisseurs nous a mené à constater que les différentes interventions engagées par l'Eurosystème n'ont pas permis d'atténuer la méfiance des investisseurs à l'égard d'un défaut souverain au sein de la zone euro. Ces derniers sont de plus en plus confrontés à une conjoncture économique, tant sur le plan régional que mondial. Ils exigent alors des primes de risque plus élevées et affluent vers les actifs les plus sûrs.

Par ailleurs, nous mettons en évidence que depuis la faillite de *Lehman Brothers* en septembre 2008, des divergences entre les corrélations des pays « cœur » et « périphériques » de la zone euro existent. Ces corrélations disparates qui se poursuivent au lendemain des phases où la crise de la zone euro a atteint son paroxysme, attestent de la fragmentation des marchés financiers selon les frontières nationales.

Ce travail de recherche a permis l'identification des facteurs de risque qui agissent sur les spreads souverains et leurs volatilités, et la compréhension des interactions entre les marchés financiers des pays de la zone euro pendant les périodes de crise. Il présente des implications intéressantes, notamment pour les autorités publiques et les investisseurs.

En effet, pour les gouvernements et les autorités monétaires (Union européenne, BCE, …), prendre connaissance des facteurs explicatifs des spreads leur permet d'agir directement sur ses déterminants, afin de limiter la hausse du risque souverain et sa transmission vers d'autres pays de la zone euro. Pour les investisseurs, la connaissance

des facteurs qui impactent les taux de rendement obligataires, et donc les spreads souverains, leur offre la possibilité de prévoir et valoriser le niveau du risque souverain à travers l'évolution de ces facteurs explicatifs. Ainsi, ils seront à même de construire des stratégies d'investissement optimales afin de maximiser les rendements de leurs portefeuilles, tout en minimisant leur exposition au risque d'instabilité des marchés obligataires.

Par ailleurs, notre travail a mis en exergue l'existence de relations entre les marchés boursier, obligataire et ceux des CDS, et a démontré l'existence de phénomènes de contagion et de « fuite vers la qualité » entre ces marchés. Appréhender la nature des corrélations entre ces marchés financiers est un élément primordial pour les décideurs politiques lors de la mise en place de leurs politiques d'intervention.

Pour les décideurs politiques au niveau régional, l'élaboration de plans d'intervention doit tenir compte des répercussions des décisions prises sur l'ensemble des marchés financiers, et ce afin de limiter les risques de contagion entre eux.

Au niveau de la politique de l'UE, l'approbation des politiques d'intervention, notamment les plans de sauvetage ou la création de nouveaux mécanismes d'aide financière, devrait considérer les liens entre les marchés financiers des pays de la zone euro et être liée à l'identification des effets de contagion entre eux. En effet, l'intervention sur un marché spécifique dans un pays peut présenter un signal fort pour les investisseurs dans des pays similaires. Par conséquent, par un effet de mimétisme par exemple, les informations spécifiques à un marché particulier sont susceptibles d'être utilisées dans d'autres marchés, ce qui provoque un effet de co-mouvements entre les pays, à travers leurs marchés respectifs. Ce raisonnement pourrait d'ailleurs expliquer le fait que dans notre étude, des degrés de corrélation élevés entre les pays de l'UEM coïncident avec l'annonce ou la mise en place de politiques d'intervention.

L'assimilation des relations existantes entre les marchés financiers à travers les frontières nationales et les classes d'actifs, est également d'une importance cruciale pour les investisseurs. En effet, un investisseur dont le portefeuille est constitué d'actifs financiers des pays de l'UEM est en mesure de produire des estimations plus précises en tenant compte des corrélations dynamiques entre ces différents actifs et d'assurer en conséquent, une diversification plus optimale de son portefeuille.

Toutefois, notre étude a relevé des liens étroits entre certains actifs et groupes de pays de la zone euro. Ces corrélations peuvent entrainer une hausse des préoccupations des

investisseurs, car la diversification de leurs portefeuilles peut ne pas leur assurer la mitigation recherchée du risque, particulièrement en période de crise.

Dans ces périodes de crise, une plus grande diversification du portefeuille sur les marchés internationaux pourrait permettre de limiter les retombées de la contagion existante sur les marchés financiers des zones à monnaie unique.

Les résultats ressortant de ce travail de recherche peuvent être enrichis, et offrent des perspectives de recherches futures. Tout d'abord, étendre l'étude des spreads obligataires et des corrélations entre les marchés financiers vers d'autres pays de la zone euro ou de l'Union économique semble intéressant dans un but comparatif à travers les pays.

En outre, compte tenu de l'importance de l'impact de changement de la note de la dette publique examinée dans nos résultats, il serait opportun d'approfondir ce travail en étudiant d'une manière quantitative cet impact, à travers l'intégration d'une variable de notation comme facteur explicatif des spreads souverains.

Par ailleurs, nos travaux liés à la mesure du risque souverain par le modèle EGARCH, par une appréciation du degré de persistance des spreads, peuvent être complétés par une étude des modèles Value at Risk (VaR). Ces derniers permettraient de quantifier le risque souverain et d'estimer les performances négatives liées à des dépassements de perte, à travers un calcul de violations. Cette étude pourrait également être étendue pour le cas multivarié, à travers un calcul des copules.

Enfin, bien que nos travaux aient été réalisés sur un cadre temporel très récent, les mutations perpétuelles qui caractérisent la zone euro offrent des possibilités d'étendre l'analyse à un horizon temporel encore plus récent, pour y intégrer les effets des derniers évènements survenus, tel que le « Brexit » à fin juin 2016.

Bibliographie

Afonso, A., Arghyrou, M., & Kontonikas, A. (2012). *The determinants of sovereign bond yield spreads in the EMU*. Business School-Economics, University of Glasgow.

Afonso, A., Furceri, D., & Gomes, P. (2012). Sovereign credit ratings and financial markets linkages: application to European data. *Journal of International Money and Finance*, *31*(3), 606-638.

Afonso, A., Gomes, P., & Taamouti, A. (2014). Sovereign credit ratings, market volatility, and financial gains. *Computational Statistics & Data Analysis*, *76*, 20-33.

Aizenman, J., Hutchison, M., & Jinjarak, Y. (2013). What is the risk of European sovereign debt defaults? Fiscal space, CDS spreads and market pricing of risk. *Journal of International Money and Finance*, *34*, 37-59.

Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. *2nd International Symposium on Information Theory*. Academiai Kiado.

Alesina, A., De Broeck, M., Prati, A., & Tabellini, G. (1992). Default risk on government debt in OECD countries. *Economic policy*, *7*(15), 427-463.

Alexopoulou, I., Bunda, I., & Ferrando, A. (2010). Determinants of government bond spreads in new EU countries. *Eastern European Economics*, *48*(5), 5-37.

Alter, A., & Beyer, A. (2014). The dynamics of spillover effects during the European sovereign debt turmoil. *Journal of Banking & Finance*, *42*, 134-153.

Altman, E. I., & Rijken, H. A. (2006). A point-in-time perspective on through-the-cycle ratings. *Financial Analysts Journal*, *62*(1), 54-70.

Ardagna, S., Caselli, F., & Lane, T. (2007). Fiscal discipline and the cost of public debt service: some estimates for OECD countries. *The BE Journal of Macroeconomics*, *7*(1).

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, *58*(2), 277-297.

Arezki, R., Candelon, B., & Sy, A. (2011). Sovereign Ratings News and Financial Markets Spillovers. *IMF Working Paper 11/68*.

Arghyrou, M. G., & Kontonikas, A. (2012). The EMU sovereign-debt crisis: Fundamentals, expectations and contagion. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *22*(4), 658-677.

Arghyrou, M. G., & Tsoukalas, J. D. (2011). The Greek debt crisis: Likely causes, mechanics and outcomes. *The World Economy*, *34*(2), 173-191.

Arru, D., Iacovoni, D., Monteforte, L., & Pericoli, F. M. (2013). EMU sovereign spreads and macroeconomic news. *Public Debt, Global Governance and Economic Dynamism,* 343-363.

Attinasi, M. G., Checherita-Westphal, C., & Nickel, C. (2009). *What explains the surge in euro area sovereign spreads during the financial crisis of 2007-09?* (No. 1131). European Central Bank.

Baig, T., & Goldfajn, I. (1999). Financial market contagion in the Asian crisis.*IMF staff papers*, *46*(2), 167-195.

Baillie, R. T., & Bollerslev, T. (1989). The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale. *Journal of Business & Economic Statistics*, *7*(3), 297-305.

Barbosa, L., & Costa, S. (2010). *Determinants of sovereign bond yield spreads in the euro area in the context of the economic and financial crisis* (Vol. 22, p. 2010). Banco de Portugal Working Paper.

Barrios, S., Iversen, P., Lewandowska, M., & Setzer, R. (2009). Determinants of intra-euro area government bond spreads during the financial crisis.*Economic papers*, (388), 1-26.

Baum, C. F., Schäfer, D., & Stephan, A. (2016). Credit rating agency downgrades and the Eurozone sovereign debt crises. *Journal of Financial Stability*, *24*, 117-131.

Beber, A., Brandt, M. W., & Kavajecz, K. A. (2009). Flight-to-quality or flight-to-liquidity? Evidence from the euro-area bond market. *Review of Financial Studies*, *22*(3), 925-957.

Bernoth, K., & Erdogan, B. (2012). Sovereign bond yield spreads: A time-varying coefficient approach. *Journal of International Money and Finance,31*(3), 639-656.

Bernoth, K., von Hagen, J., & Schuknecht, L. (2004). *Sovereign risk premia in the European government bond market* (No. B 26-2003). University of Bonn, ZEI-Center for European Integration Studies.

Black, F. (1976). Studies of Stock Price Volatility Changes. *Proceedings of the 1976 Meetings of the American Statistical Association. Business and Economical Statistics Section*, 177-181.

Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *The journal of political economy*, 637-654.

Blanchard, O. (2007). Current Account Deficits in Rich Countries. *IMF Staff Papers*, *54*(2), 191-219.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, *31*(3), 307-327.

Bollerslev, T. (1987). A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *The review of economics and statistics*, 542-547.

Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *The review of economics and statistics*, 498-505.

Buchholz, M., & Tonzer, L. (2013). Sovereign credit risk co-movements in the eurozone: Simple interdependence or contagion?. *European University Institute*.

Caporale, G. M., Cipollini, A., & Spagnolo, N. (2005). Testing for contagion: a conditional correlation analysis. *Journal of Empirical Finance*, *12*(3), 476-489.

Caporin, M., Pelizzon, L., Ravazzolo, F., & Rigobon, R. (2013). Measuring Sovereign Contagion in Europe. *NBER Working Paper Series*, 18741.

Chiang, T. C., Jeon, B. N., & Li, H. (2007). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets. *Journal of International Money and Finance*, *26*(7), 1206-1228.

Codogno, L., Favero, C., & Missale, A. (2003). Yield spreads on EMU government bonds. *Economic Policy*, *18*(37), 503-532.

Coudert V. & Mignon V. (2011), *The Forward Premium Puzzle and the Sovereign Default Risk*, Cepii, Working Paper, no 2011-17.

Coudert, V., & Gex, M. (2010a). Contagion inside the credit default swaps market: The case of the GM and Ford crisis in 2005. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *20*(2), 109-134.

Coudert, V., & Gex, M. (2010b). Credit default swap and bond markets: which leads the other. *Financial Stability Review, Banque de France, 14*(2010), 161167.

Coudert, V., & Gex, M. (2013). Pourquoi le règlement des CDS grecs n'a pas conduit à la débâcle redoutée. *Revue de la stabilité financière, n°17*. Banque de France.

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* (No. 1419). European Central Bank.

De Santis, R. A. (2014). The euro area sovereign debt crisis: Identifying flight-to-liquidity and the spillover mechanisms. *Journal of Empirical Finance*, *26*, 150-170.

De Santis, R. A., & Stein, M. (2015). Financial indicators signaling correlation changes in sovereign bond markets. *Journal of Banking & Finance*, *56*, 86-102.

Dempster, A. P., Laird, N. M., & Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the royal statistical society. Series B (methodological)*, 1-38.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, *74*(366a), 427-431.

Edwards, S., & Susmel, R. (2001). Volatility dependence and contagion in emerging equity markets. *Journal of Development Economics*, *66*(2), 505-532.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.

Engle, R. F., & Bollerslev, T. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric reviews*, *5*(1), 1-50.

Engle, R. F., & Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. *NBER Working Paper Series*, 8554.

Favero, C., & Giavazzi, F. (2002). Is the international propagation of financial shocks non-linear?: Evidence from the ERM. *Journal of International Economics*, *57*(1), 231-246.

Favero, C., & Missale, A. (2012). Sovereign spreads in the eurozone: which prospects for a Eurobond? *Economic Policy, 27*(70), 231-273.

Favero, C., Pagano, M., & von Thadden, E. L. (2010). How Does Liquidity Affect Government Bond Yields? *Journal of Financial & Quantitative Analysis, 45*(1), 107-134.

Ferrucci, G. (2003). *Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads* (No. 205). Bank of England.

Fontana, A., & Scheicher, M. (2010). *An analysis of euro area sovereign CDS and their relation with government bonds* (No. 1271). European Central Bank.

Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2001). Measuring contagion: conceptual and empirical issues. *International financial contagion*, 43-66.

Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The journal of Finance*, *57*(5), 2223-2261.

French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of financial Economics*, *19*(1), 3-29.

Gerlach, S., Schulz, A., & Wolff, G. B. (2010). *Banking and Sovereign Risk in the Euro Area* (No. 7833). CEPR Discussion Papers.

Giavazzi, F., & Spaventa, L. (2011). 11 Why the current account may matter in a monetary union: lessons from the financial crisis in the euro area. *The Euro area and the financial crisis*, 199.

Giordano, R., Pericoli, M., & Tommasino, P. (2013). Pure or Wake-up-Call Contagion? Another Look at the EMU Sovereign Debt Crisis. *International Finance*, *16*(2), 131-160.

Giot, P., & Laurent, S. (2003). Value-at-risk for long and short trading positions. *Journal of Applied Econometrics*, *18*(6), 641-663.

Giot, P., & Laurent, S. (2004). Modelling daily value-at-risk using realized volatility and ARCH type models. *journal of Empirical Finance*, *11*(3), 379-398.

Goldstein, M. (1998). *The Asian financial crisis: Causes, cures, and systemic implications* (Vol. 55). Peterson Institute.

Goldstein, M., Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (2000). *Assessing financial vulnerability: an early warning system for emerging markets*. Peterson Institute.

Gomez-Puig, M. (2006). Size matters for liquidity: Evidence from EMU sovereign yield spreads. *Economics Letters*, *90*(2), 156-162.

Guo, F., Chen, C. R., & Huang, Y. S. (2011). Markets contagion during financial crisis: A regime-switching approach. *International Review of Economics & Finance*, *20*(1), 95-109.

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-384.

Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, *64*(1), 307-333.

Hurlin, C., & Mignon, V. (2005). Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel. *Economie & prévision*, (3), 253-294.

Hwang, I., In, F. H., & Kim, T. S. (2010). Contagion effects of the US subprime crisis on international stock markets. In *Finance and Corporate Governance Conference*.

Jarrow, R. A., Lando, D., & Turnbull, S. M. (1997). A Markov model for the term structure of credit risk spreads. *Review of Financial studies*, *10*(2), 481-523.

Jarrow, R. A., Lando, D., & Yu, F. (2005). Default risk and diversification: Theory and empirical implications. *Mathematical Finance*, *15*(1), 1-26.

Kalemli-Ozcan, S., Manganelli, S., Papaioannou, E., & Peydró, J. L. (2009). Financial integration and risk sharing: the role of monetary union. In *The Euro at Ten: Fifth European Central Banking Conference*.

Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (2000). On crises, contagion, and confusion. *Journal of international Economics*, *51*(1), 145-168.

Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (2003). The Center and the Periphery: The Globalization of Financial Turmoil. *NBER Working Paper Series*, 9479.

King, M. A., & Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial studies*, *3*(1), 5-33.

Krolzig, H. M. (1997). *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis* (Vol. 454). Springer Science & Business Media.

Lane, P. R. (2009). EMU and financial integration. *The Euro at Ten: Lessons and Challenges. ECB*, 82-115.

Lane, P. R. (2012). The European sovereign debt crisis. *The Journal of Economic Perspectives*, *26*(3), 49-67.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, *108*(1), 1-24.

Liu, Y., & Morley, B. (2013). Sovereign credit ratings, the macroeconomy and credit default swap spreads. *Brussels economic review*, *56*(3/4), 335-348.

Longstaff, F. A., Pan, J., Pedersen, L. H., & Singleton, K. J. (2011). How Sovereign Is Sovereign Credit Risk?. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 75-103.

Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, *36*(4), 394-419.

Manganelli, S., & Wolswijk, G. (2009). What Drives Spreads in the Euro Area Government Bond Market?. *Economic Policy*, *24*(58), 191-240.

Marcucci, J. (2005). Forecasting stock market volatility with regime-switching GARCH models. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *9*(4).

Marquardt, D. W. (1963). An algorithm for least-squares estimation of nonlinear parameters. *Journal of the society for Industrial and Applied Mathematics*,*11*(2), 431-441.

Masson, P. (1998). *Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps Between Multiple Equilibria* (No. 98/142). International Monetary Fund.

Mellios, C., & Paget-Blanc, E. (2006). Which factors determine sovereign credit ratings?. *The European Journal of Finance*, *12*(4), 361-377.

Merton, R. C. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of finance*, *29*(2), 449-470.

Mink, M., & De Haan, J. (2013). Contagion during the Greek sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, *34*, 102-113.

Missio, S., & Watzka, S. (2011). *Financial contagion and the European debt crisis* (No. 3554). CESifo working paper: Monetary Policy and International Finance.

Mokni, K., Mighri, Z., & Mansouri, F. (2009). On the effect of subprime crisis on value-at-risk estimation: GARCH family models approach. *International Journal of Economics and Finance*, *1*(2), p88.

Monfort, A., & Renne, J. P. (2014). Decomposing euro-area sovereign spreads: credit and liquidity risks. *Review of Finance*, *18*(6), 2103-2151.

Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.

Niehof, B. (2014). *Spillover effects in government bond spreads: Evidence from a GVAR model* (No. 58-2014]). Joint Discussion Paper Series in Economics.

Perlin, M. (2015). MS_Regress-the MATLAB package for Markov regime switching models. *Available at SSRN 1714016*.

Rabemananjara, R., & Zakoian, J. M. (1993). Threshold ARCH models and asymmetries in volatility. *Journal of Applied Econometrics*, *8*(1), 31-49.

Reisen, H., & Von Maltzan, J. (1998). Sovereign credit ratings, emerging market risk and financial market volatility. *Intereconomics*, *33*(2), 73-82.

Schwartz, K. (2010). *Mind the gap: Disentangling credit and liquidity in risk spreads, Wharton School, University of Pennsylvania*. Working Paper.

Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, *6*(2), 461-464.

Shamiri, A., & Isa, Z. (2009). The US crisis and the volatility spillover across South East Asia stock markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, *34*, 7-17.

Taylor, S. J. (1994). Modeling stochastic volatility: A review and comparative study. *Mathematical finance*, *4*(2), 183-204.

Valdés, R. (1997). *Emerging Market Contagion: Evidence and Theory*. Central Bank of Chile.

Wang, P., & Moore, T. (2012). The integration of the credit default swap markets during the US subprime crisis: Dynamic correlation analysis. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *22*(1), 1-15.

Whaley, R. E. (2000). The investor fear gauge. *The Journal of Portfolio Management*, *26*(3), 12-17.

Xu, X., & Taylor, S. J. (1995). Conditional volatility and the informational efficiency of the PHLX currency options market. *Journal of Banking & Finance*,*19*(5), 803-821.